

医療従事者に対する作業機能障害の種類と評価の開発  
および心理的問題と軽減要因との関連性の検討

2016年

吉備国際大学大学院  
保健科学研究科  
保健科学専攻

学生番号 D311303  
氏名 寺岡 睦

## 目次

掲載論文リスト	i
定義リスト	ii
省略文字リスト	iii
序章	
1. 背景	1
2. 目的と意義	2
3. 期間	3
4. 倫理的配慮	3
第1章 研究1：作業機能障害の種類と評価の尺度特性の検証	
1. はじめに	4
2. 目的	4
3. 統計ソフトウェア	4
4. 方法	5
5. 結果	8
1) 記述統計量の算出	8
2) 因子構造の生成	10
3) 構造的妥当性	12
4) 併存的妥当性	12
5) 内的整合性	12
6) カットオフ値	13
7) 仮説検証	14
8) 項目分析	14
6. 考察	15
7. 結論	18
第2章 研究2：作業機能障害と心理的問題の構造的関連性の検討	
1. はじめに	19
2. 統計ソフトウェア	20
3. 研究2-1 作業機能障害とストレス反応の構造的関連性の検討	21
4. 研究2-2 作業機能障害とバーンアウト症候群の構造的関連性の検討	31
5. 研究2-3 作業機能障害と抑うつ状態の構造的関連性の検討	40
6. 考察	49
7. 結論	52

### 第3章 研究3：作業機能障害とその軽減要因の構造的関連性の検討

1. はじめに	53
2. 目的	54
3. 統計ソフトウェア	54
4. 方法	55
5. 結果	56
1) 記述統計量の算出	56
2) 項目分析	57
3) 構造的妥当性	59
4) 併存的妥当性	61
5) 構造的関連性	62
6. 考察	65
7. 結論	67

### 第4章 研究4：作業機能障害の潜在ランク数の推定

1. はじめに	68
2. 目的	69
3. 統計ソフトウェア	69
4. 方法	70
5. 結果	71
1) 記述統計量の算出	71
2) 一次元性の確認	73
3) 潜在ランク数の推定	74
4) 潜在ランク間の比較	78
6. 考察	82
7. 結論	85

### 第5章 総合考察

1. 4つの研究で得られた新しい知見	86
2. 労働衛生における予防的作業療法の可能性	87
終章	89
謝辞	90
文献	91
資料	99

## 掲載論文リスト

本博士論文は4つの研究で構成される。そのうち、研究1「作業機能障害の種類と評価の尺度特性の検証」、研究2「作業機能障害と心理的問題の構造的関連性の検討」が査読付学術誌へ掲載された。

### 研究1「作業機能障害の種類と評価の尺度特性の検証」

寺岡睦, 京極真 (2015) 医療従事者に対する作業機能障害の種類と評価 (Classification and Assessment of Occupational Dysfunction, CAOD) の尺度特性の検証. 作業療法 34 : 403-413

### 研究2「作業機能障害と心理的問題の構造的関連性の検討」

Teraoka M, Kyougoku M (2015) Analysis of structural relationship among the occupational dysfunction on the psychological problem in healthcare workers: a study using structural equation modeling. PeerJ 3:e1389 (<https://doi.org/10.7717/peerj.1389>)

## 定義リスト

本研究の主要概念の定義は以下の通りである。

**作業機能障害 (Occupational dysfunction)** : 生活行為 (仕事, 遊び, 日課, 休息) が適切に行えない状態である <sup>1)</sup>.

**作業不均衡 (Occupational imbalance)** : 日々の生活行為のバランスが崩れている状態である <sup>1)</sup>.

**作業剥奪 (Occupational deprivation)** : 外的要因によって生活行為が制限されている状態である <sup>1)</sup>.

**作業疎外 (Occupational alienation)** : 生活行為に対して意味を見出していない状態である <sup>1)</sup>.

**作業周縁化 (Occupational marginalization)** : 意味を感じる生活行為を周囲から認めてもらえない状態である <sup>1)</sup>.

**ストレス反応 (Stress response)** : 外部刺激により引き起こされる種々の生体応答である <sup>2)</sup>.

**バーンアウト症候群 (Burnout syndrome)** : 仕事の上で日々過大な情緒的資源を要求された結果生じる情緒的消耗感である <sup>3)</sup>.

**抑うつ状態 (Depression)** : 気分の落ち込みや憂鬱感や不安感などの心身の不調が生じる状態である <sup>4)</sup>.

**作業参加 (Occupational participation)** : 必要である生活行為に取り組む事である <sup>5)</sup>.

**コーピング (Coping)** : ストレスに対する対処である <sup>6)</sup>.

## 文献

- 1) 寺岡睦, 京極真 (2014) 作業に根ざした実践と信念対立解明アプローチを統合した「作業に根ざした実践 2.0」の提案. 作業療法 33 : 249-258
- 2) Lazarus RS, Folkman S (1984) Stress, appraisal and coping. Springer Publishing Company, New York pp1-21
- 3) 宗像恒次, 稲岡文昭, 高橋徹, 川野雅資, 土居健郎 (1998) 燃えつき症候群 : 医師・看護師・教師のメンタル・ヘルス. 金剛出版, 東京
- 4) 島悟 (2008) NIMH 原版準拠 CES-D Scale, うつ病 (抑うつ状態) 自己評価尺度, 第 5 版. 千葉テストセンター, 東京
- 5) Kielhofner G (Eds) (山田孝・監訳) (2012) 人間作業モデル : 理論と応用, 改訂第 4 版. 協同医書出版社, 東京 pp112-113
- 6) Lazarus RS, Folkman S (1984) Stress, appraisal and coping. Springer Publishing Company, New York pp117-140

## 省略文字リスト

本研究の省略文字は以下の通りである.

**AIC** : Akaike's Information Criterion

**AVE** : Average Variance Extracted, 平均分散抽出

**BIC** : Bayesian Information Criterion

**CAIC** : Consistent Akaike's Information Criterion

**CAOD** : Classification and Assessment of Occupational Dysfunction, 作業機能障害の種類と評価

**CES-D** : Center for Epidemiologic Studies Depression scale, うつ病自己評価尺度

**CFA** : Confirmatory Factor Analysis, 確認的因子分析

**CFI** : Comparative Fit Index

**CI** : Confidence Interval, 信頼区間

**COSMIN** : COnsensus-based Standards for the selection of health Measurement INstruments

**CS** : Coping Scale, コーピング尺度

**EFA** : Exploratory Factor Analysis, 探索的因子分析

**FIML** : Full Information Maximum Likelihood, 完全情報最尤推定法

**GHQ** : General Health Questionnaire, 精神的健康調査票

**GLM** : Generalized Linear Model, 一般化線形モデル

**IRT** : Item Response Theory, 項目反応理論

**JBS** : Japanese Burnout Scale, バーンアウト尺度

**LRT** : Latent Rank Theory, 潜在ランク理論

**MIMIC** : Multiple Indicator Multiple Cause Model, 多重指標モデル

**ML** : Maximum Likelihood, 最尤法

**MLR** : Maximum Likelihood with Robust standard error, ロバスト最尤法

**MML-EM** : Marginal Maximum Likelihood estimation based on the Expectation-Maximization algorithm, EM アルゴリズムに基づく周辺最尤推定法

**OBP2.0** : Occupation Based Practice 2.0, 作業に根ざした実践 2.0

**RMSEA** : Root Mean Square Error of Approximation

**SEM** : Structural Equation Modeling, 構造方程式モデリング

**SOPI** : Self-completed Occupational Performance Index, 自記式作業遂行指標

**SRS-18** : Stress Response Scale-18, 心理的ストレス反応測定尺度

**TLI** : Tucker-Lewis Index

**WLS** : Weighted Least Square, 重み付き最小 2 乗法

**WLSMV** : Weight Least Squares estimation with Mean and Variance with missing data, ロバスト重み付き最小 2 乗法

## 序章

### 1. 背景

国際労働機関（International Labor Office）や世界保健機関（World Health Organization）は、労働者の労働衛生を改善する必要があると指摘している<sup>1,2)</sup>。また厚生労働省は、職場のメンタルヘルス対策の重要性を述べている<sup>3)</sup>。その背景には、労働衛生の悪さが労働者の健康状態を悪化させるという問題がある<sup>4,5)</sup>。例えば、職場で強いストレスを感じ、心療内科を受診する労働者は約40～60%にのぼり、頭痛、めまいなどの自律神経症状に加え、高血圧、脂肪肝などの生活習慣病を併発している<sup>6)</sup>。こうしたことから、労働衛生において労働者の心理的問題は、仕事に関連する共通の健康問題として認識されている。

特に、医療従事者は労働条件が過酷であるため、他の職業に従事する労働者に比べて様々な心理的問題を抱えている<sup>7,9)</sup>。例えば、医師の自殺完遂率は約30%であり、総自殺率の約5%より6倍も高い<sup>7)</sup>。看護師は、毎年約11%の10万人がストレス、労働環境の過酷さ、仕事の重圧、私生活と仕事の両立困難などを理由に離職、退職する<sup>10)</sup>。また、看護師の約32%は、心身ともに消耗するバーンアウト症候群に陥っており、特に経験年数3年未満の新人看護師が重症で離職につながりやすい<sup>7,11,12)</sup>。バーンアウト症候群や抑うつ状態などの心理的問題に陥った医療従事者は、情緒的消耗感が高く、医療事故が約2倍になるという報告もある<sup>13,14)</sup>。

作業療法では、予防的作業療法が労働者の筋骨格系障害などの業務上の疾病障害の予防・軽減、高血圧などの生活習慣病の予防、職業性ストレスのコントロール、禁酒や禁煙などに貢献する役割があると示されてきた<sup>15,16)</sup>。また、予防的作業療法には労働者の健康行動を高める役割があり、それによって頸肩腕障害などの労働災害の予防ができ、健康増進に寄与できることが示されている<sup>17)</sup>。加えて、予防的作業療法は職場暴力の防止によって、労働者の仕事に対する満足度と生産性の向上に寄与できる可能性が示唆されていた<sup>18,19)</sup>。

また、予防的作業療法では、作業機能障害を改善する重要性に着目してきた<sup>20)</sup>。予防的作業療法は、作業機能障害の予防、改善、ならびにそれを通じて疾病、障害の予防、改善を行うことである<sup>20)</sup>。作業機能障害とは、生活行為（仕事、遊び、日課、休息）が適切に行えない状態である<sup>21-23)</sup>。作業機能障害は、疾病の有無にかかわらず、健常者も体験する問題であり、安寧（well-being）の低下や健康状態の悪化を招く<sup>22)</sup>。それをふまえて我が国では作業機能障害の存在率が調査され、一般企業の労働者で約38%、医療従事者で約75%であると推計されている<sup>24,25)</sup>。また、医療従事者を対象に作業機能障害と職業性ストレスの相関を検討したところやや強い相関を示した<sup>25,26)</sup>。予防的作業療法では、医療従事者の労働衛生を改善するために、作業機能障害に対する評価と対策が求められる。

先行研究を精査すると、作業機能障害には、作業不均衡、作業剥奪、作業疎外、作業周縁化などの種類がある<sup>27-31)</sup>。作業機能障害の種類は、複数の研究者によって見解が分かれる。例えば Whiteford<sup>30)</sup>



は、作業機能障害が作業剥奪と作業周縁化から成り立つと論じている。それに対して Cronin-Davis ら<sup>31)</sup>は、作業機能障害が作業不均衡、作業剥奪、作業疎外、作業混乱、遂行障害の 5 種類あると述べている。このように、作業機能障害の種類それ自体の研究は進んでいるが、作業機能障害の種類の整理は行われていない現状があった。また、作業機能障害の種類を直接評価できる尺度も皆無であった。

これに対して研究者は、修士課程で作業機能障害の構成概念を作業不均衡、作業剥奪、作業疎外、作業周縁化の 4 種類に整理し、大学生を対象に作業機能障害の種類と評価 (Classification and Assessment of Occupational Dysfunction, 以下 CAOD) を開発した<sup>32)</sup>。CAOD は信頼性、妥当性ともに良好であり、MOS Short-Form 36-Item Health Survey、作業に関する自己評価改訂版、自記式作業遂行指標 (Self-completed Occupational Performance Index, 以下 SOPI) と中等度から弱い相関が認められた<sup>32)</sup>。CAOD は、研究者らが体系化した作業に根ざした実践 2.0(Occupation Based Practice 2.0, 以下 OBP2.0)という理論を基盤に開発している<sup>32, 33)</sup>。OBP2.0 とは、作業療法の専門性の発揮と多職種連携の促進を同時に展開する理論である<sup>33)</sup>。OBP2.0 は、作業機能障害の種類の評価と介入を行うと同時に、チームワークで生じる信念対立を信念対立解明アプローチで対処していく<sup>34)</sup>。OBP2.0 には、人間の原理、実践の原理、作業の原理が含まれている。そのため、作業療法の対象は作業を行う者全般であり、作業機能障害を体験している者であれば OBP2.0 の適用となる。したがって、OBP2.0 を理論的基盤とした CAOD で、医療従事者の作業機能障害の種類を評価することは、医療従事者の労働衛生の改善に有益であると考えられる。

しかし、CAOD は大学生を対象に開発されており、医療従事者を対象に尺度特性を検討したものはない<sup>32)</sup>。また先行研究では、医療従事者を対象に CAOD と職業性ストレスの相関を調べたものもあるものの、作業機能障害が心理的問題に与える影響、作業機能障害の軽減に作用する要因を検討したものはない<sup>25,26)</sup>。さらに、医療従事者が作業機能障害を段階評価するためには、作業機能障害の重症度を明らかにする必要がある。

## 2. 目的と意義

本研究の目的は、予防的作業療法が医療従事者の労働衛生に貢献できるようにするために、医療従事者を対象に CAOD の尺度特性と潜在ランク数を検討し、作業機能障害の実態と他の要因との関連を明らかにする。意義は、CAOD の妥当性と信頼性が明らかになり、作業機能障害の重症度の判定ができるようになることである。また、作業機能障害という問題の意味が理解できるようになり、それを軽減する方策が明らかになる。それにより、医療従事者の作業機能障害に対する理解が深まり、予防的作業療法で労働衛生を改善するために必要な知見が得られる。

### 3. 期間

データ収集は、2014年2月から2015年8月の1年6ヶ月間で行った。

### 4. 倫理的配慮

本研究は、吉備国際大学倫理審査委員会（受理番号13-30）と各施設の倫理審査委員会の承認と対象者の同意を得たうえで行った（資料1）。

## 第1章 研究1：作業機能障害の種類と評価の尺度特性の検証

### 1. はじめに

作業療法士は、人々の健康と安寧を高めるために、作業機能障害を改善する専門職である<sup>35)</sup>。作業機能障害とは、生活行為（仕事、遊び、日課、休息）が適切に行えない状態である<sup>21,33)</sup>。作業機能障害の存在率は、一般企業の労働者が約38%、医療従事者が約75%である<sup>24,25)</sup>。つまり、医療従事者は一般企業の労働者の約2倍の作業機能障害を体験している。さらに、医療従事者の作業機能障害は職業性ストレスとやや強い相関があり、作業機能障害に陥った者の多くは職業性ストレスを同時に体験している<sup>26)</sup>。作業機能障害は医療従事者で高確率に発生し、ストレスなどの心理的問題と関連していると推測できる。そのため、医療従事者の労働衛生を改善するために、作業機能障害の評価と介入を検討する必要がある。

作業機能障害には、作業不均衡、作業剥奪、作業疎外、作業周縁化の4種類がある<sup>33)</sup>。作業不均衡とは、日々の生活行為のバランスが崩れている状態である<sup>27)</sup>。作業剥奪とは、外的要因によって生活行為が制限されている状態である<sup>36)</sup>。作業疎外とは、生活行為に対して意味を見出していない状態である<sup>37)</sup>。作業周縁化とは、意味を感じる生活行為を周囲から認めてもらえない状態である<sup>29)</sup>。これら作業機能障害の種類は独立して存在しているわけではなく、相互に影響しあいながら成立している<sup>33)</sup>。そのため、医療従事者の作業機能障害を理解するためには、上記の4種類を評価できる必要がある。

作業機能障害を評価する尺度は様々あるが、作業機能障害の4種類を評価できる尺度はCAODのみである<sup>32)</sup>。CAODは大学生を対象に尺度開発が行われ、作業不均衡、作業剥奪、作業疎外、作業周縁化の4因子16項目で良好な妥当性、信頼性が確認されている<sup>32)</sup>。しかし、医療従事者を対象にしたCAOD研究は職業性ストレスとの相関を確認したのみであり、尺度開発の国際基準であるCOnsensus-based Standards for selection of health Measurement INstruments（以下COSMIN）で求められる構造的妥当性、項目分析、仮説検証などの尺度特性の検討は行われていない<sup>38)</sup>。

### 2. 目的

本研究の目的は、医療従事者を対象にCAODの尺度特性を検証することであった。

### 3. 統計ソフトウェア

本研究では、記述統計量の算出、併存的妥当性、内的整合性、カットオフ値、仮説検証にSPSS statistics ver.22を使用した。因子構造の生成、構造的妥当性にMplus ver.7.2を使用した。項目分析にExametrika ver.5.3を使用した。

## 4. 方法

本研究は、尺度開発の国際基準である COSMIN を参考に行った<sup>38)</sup>。

### 1) 協力施設の選定

協力施設は有意抽出法で選定した。研究者が学会や勉強会などを通じて研究実施の案内を行い、研究に関心のある協力者を募った。協力者には施設内である倫理審査委員会や上司との相談を行ってもらい、同意が得られた施設から実施可能の返事を受けた段階で、必要な人数分の調査用紙を各施設へ郵送した。その際、研究実施期間は 1 週間とし、協力者には調査用紙の配布と回収を行ってもらった。研究の説明と同意は調査用紙に添付した書面で行い、調査用紙の記入と回収を持って研究に同意したとみなした。データ収集の期間は、2014 年 2 月から 4 月の 2 ヶ月間であった。

### 2) 調査内容

#### (1) 基本情報

基本情報は、対象者の年齢、性別、職種、気分転換の機会、余暇時間の過ごし方、飲酒、喫煙、職場の人間関係を聴取した。

#### (2) CAOD<sup>32)</sup> (表 1)

CAOD の理論的基盤は OBP2.0 である<sup>32,33)</sup>。OBP2.0 とは、作業療法の専門性の発揮と多職種連携を促進するために、作業機能障害の種類を評価し、信念対立解明アプローチを用いる方法論である<sup>33)</sup>。CAOD は、作業機能障害の種類を 4 因子 16 項目で評価できる尺度である。回答は、質問項目に対して 1 点 (当てはまらない) から 7 点 (当てはまる) の 7 件法で行う。合計得点が高いほど作業機能障害が重度であると判断する。各因子の内訳は、作業不均衡が項目 1, 7, 12, 15, 作業剥奪が項目 2, 5, 9, 作業疎外が項目 3, 10, 13, 作業周縁化が項目 4, 6, 8, 11, 14, 16 である。

#### (3) うつ病自己評価尺度 (Center for Epidemiologic Studies Depression scale, 以下 CES-D)<sup>39)</sup>

CES-D は、抑うつ状態を 20 項目で評価できる尺度である。回答は、質問項目に対して 0 点 ((1 週間のうちで) ない) から 3 点 ((1 週間のうちで) 5 日以上) の 4 件法で行う。項目 4, 8, 12, 16 は逆転項目として処理する。CES-D は全合計得点を算出し、得点が高いほど抑うつ状態と判断できる。カットオフ値は 16 点である。CES-D は信頼性と妥当性が高く、様々な研究で使用されているが、対象者によって因子構造が異なる側面がある<sup>40)</sup>。そのため、本研究ではデータ収集後にカテゴリカルデータのための探索的因子分析 (Exploratory Factor Analysis 以下 EFA) を行い、対象者に即した因子構造で CAOD との相関を検討することとした。

#### (4) バーンアウト尺度 (Japanese Burnout Scale, 以下 JBS)<sup>41)</sup>

JBS は、バーンアウトの状態を 17 項目で評価できる尺度である。回答は、質問項目に対して 1 点 (ない) から 5 点 (いつもある) の 5 件法で行う。JBS は全合計得点を算出し、得点が高いほどバーンアウト症候群と判断できる。JBS は信頼性と妥当性が高く、様々な研究で使用されているが、因子構造は対象者により異なる側面がある<sup>42,43)</sup>。そのため本研究では、データ収集後にカテゴリカ

ルデータのための EFA を行い、対象者に即した因子構造で CAOD との相関を検討することとした。

表 1 CAOD の評価用紙

	質問文	当てはまる	かなり当てはまる	どちらかといえば当てはまる	どちらとも言えない	どちらかといえば当てはまらない	おおむね当てはまらない	当てはまらない
1	忙しくて、生活のリズムが乱れている	7	6	5	4	3	2	1
2	趣味を楽しめる場所がない	7	6	5	4	3	2	1
3	日々の生活に達成感がない	7	6	5	4	3	2	1
4	自分の意見をあまり聞いてもらえない	7	6	5	4	3	2	1
5	好きな活動を楽しめない	7	6	5	4	3	2	1
6	熱心に仕事をしても認めてもらえない	7	6	5	4	3	2	1
7	日々の生活が忙しすぎて疲れがたまっている	7	6	5	4	3	2	1
8	話して楽しくない相手と無理に会話をしている	7	6	5	4	3	2	1
9	自分にとって大切なことをする機会がない	7	6	5	4	3	2	1
10	日々の生活が退屈である	7	6	5	4	3	2	1
11	周囲の人と違う扱いをされているように感じる	7	6	5	4	3	2	1
12	休む時間がなくてしんどい	7	6	5	4	3	2	1
13	日々の生活を無駄に過ごしているような気がする	7	6	5	4	3	2	1
14	自分が好んで行っていることを友達や仲間から批判されたり、からかわれたりする	7	6	5	4	3	2	1
15	忙しすぎるため、睡眠不足が続いている	7	6	5	4	3	2	1
16	知人のストレス発散に無理に付き合いをされた	7	6	5	4	3	2	1

### 3) データ分析

#### (1) 記述統計量の算出

基本情報で収集した内容から、対象者の年齢の平均値と標準偏差を算出した。職種、性別、飲酒、喫煙、気分転換の機会、余暇時間の過ごし方、職場の人間関係は度数と百分率を算出した。CAOD は全合計得点の平均値、標準偏差、歪度、尖度を算出した。正規性の検定は Kolmogorov-Smirnov

検定を用いた。

## (2) 因子構造の生成

CES-D と JBS は因子構造が不定であるため、EFA を通して因子構造を生成した。推定法と欠損値処理は、カテゴリーカルな EFA を行うためにロバスト重み付き最小 2 乗法 (Weight Least Squares estimation with Mean and Variance with missing data, 以下 WLSMV) とした<sup>44)</sup>。WLSMV はカテゴリーカルデータの推定法である重み付き最小 2 乗法 (Weighted Least Square, 以下 WLS) を拡張した推定法であり、確認的因子分析 (Confirmatory Factor Analysis, 以下 CFA) と EFA をカテゴリーカル因子分析として処理する<sup>45)</sup>。WLSMV は、データとモデルの乖離を最小にする方法であり、サンプルサイズ、潜在変数の正規性、観測変数の数に影響を受けず、また欠損値の推定も行いながら正しい推定結果を出力することができる<sup>44)</sup>。CES-D と JBS は 5 件法以下であり、WLSMV で処理すると推定精度が向上する。因子軸の回転方法は Geomin 回転とした。Geomin 回転は、解の複雑さが懸念される際に使用できる斜交回転である<sup>46)</sup>。直交回転と斜交回転は、EFA 独自の概念である<sup>47)</sup>。直交回転とは、因子軸の無相関を仮定した方法である<sup>47)</sup>。他方、斜交回転は因子軸間の相関を仮定した方法であり、特定の因子への因子負荷量が高く、他の因子への因子負荷量が 0 に近似する単純構造を構成する<sup>47)</sup>。つまり斜交回転は、全潜在変数と全観測変数の間に関連があると仮定している。EFA の適合度基準は、Comparative Fit Index (以下 CFI) , Tucker-Lewis Index (以下 TLI) が 0.9 以上、Root Mean Square Error of Approximation (以下 RMSEA) が 0.1 未満とした<sup>48)</sup>。

## (3) 構造的妥当性

CAOD は 4 つの潜在変数 (作業不均衡, 作業剥奪, 作業疎外, 作業周縁化) を仮定した CFA を行った。CFA は潜在変数間の相関を仮定するものの、EFA の斜交回転とは異なり、観測変数が特定の潜在変数とのみ関連し、他の潜在変数とは無関係であると仮定する<sup>47)</sup>。CFA は理論モデルが予想される尺度の検証に適している<sup>47)</sup>。また本研究の目的は、CAOD の尺度特性の検証であり、CAOD が 7 件法で間隔尺度として扱える<sup>32)</sup>。そのため、CFA の推定法はロバスト最尤法 (Maximum Likelihood with Robust standard error, 以下 MLR) , 欠損値処理は完全情報最尤推定法 (Full Information Maximum Likelihood, 以下 FIML) とした<sup>49)</sup>。最尤法 (Maximum Likelihood, 以下 ML) は、手元のデータから最もらしい値を推定する方法である<sup>49)</sup>。しかし ML は多変量正規性を前提にしており、カテゴリーカルデータを間隔尺度として扱うと推定結果に歪みが生じる可能性がある<sup>45)</sup>。他方、MLR はデータが多変量正規性を満たさなくても、結果の調整を行い、正しい値や適合度を得ることができる<sup>49)</sup>。ML と MLR はともに、データ数が増えると真値に近似した値を推定するという推計統計学的に好ましい特性がある<sup>45)</sup>。適合度基準は、上記と同様とした<sup>48)</sup>。

## (4) 併存的妥当性

併存的妥当性は、CAOD, CES-D, JBS の相関を Spearman の順位相関係数で検討した。有意確率は 5% 未満とした ( $p < 0.05$ )。CAOD の合計得点と因子ごとの合計得点、CES-D の合計得点と因

子ごとの合計得点, JBS の合計得点と因子ごとの合計得点を算出し, それらの相関を求めた. 相関の強さは, 1.0 から 0.7 の範囲を強い相関, 0.7 から 0.4 の範囲をやや強い相関, 0.4 から 0.2 の範囲を中等度の相関, 0.2 から 0.1 の範囲を弱い相関, 0.1 から 0.0 を無相関という基準で判断した<sup>50)</sup>. 欠損値処理は FIML と同程度の推定精度を備える多重代入法で行った<sup>51)</sup>.

#### (5) 内的整合性

内的整合性は CAOD のデータを Cronbach の  $\alpha$  係数で検討した (基準は 0.8 以上).

#### (6) カットオフ値

CAOD のカットオフ値は CES-D を基準に算出した<sup>39)</sup>. CES-D は合計得点を算出し, 16 点以上を 1, それ以下の点を 0 とした. CES-D の 2 値データを作り, CAOD 合計得点との ROC 曲線を描いた. ROC 曲線の指標を参考に, 感度と 1-特異度が 1 に近い点を, CAOD のカットオフ値とした<sup>52)</sup>.

#### (7) 仮説検証

仮説検証は, 収束的妥当性と弁別的妥当性を Multi-trait Scaling 分析で検討した<sup>53)</sup>. 収束的妥当性は, 因子に対する質問項目が適切にまとまっているかを確認する. 収束的妥当性は, 平均分散抽出 (Average Variance Extracted, 以下 AVE) の比較で検討した<sup>53)</sup>. AVE は標準化推定値の平方の平均から求めた. 収束的妥当性の基準は  $AVE \geq 0.5$  とした<sup>53)</sup>. 弁別的妥当性は, 因子間で別の概念を評価する項目で構成されているかを確認する. 弁別的妥当性は因子間相関の平方と AVE の比較で検討した. 弁別的妥当性の基準は  $AVE > \text{因子間相関の平方}$  とした<sup>53)</sup>.

#### (8) 項目分析

CAOD の項目分析は識別力と困難度で検討した. 方法は項目反応理論 (Item Response Theory, 以下 IRT) の 2 パラメータロジスティックの段階反応モデルを用いた<sup>54,55)</sup>. データはカテゴリカルで処理し, 推定法は EM アルゴリズムに基づく周辺最尤推定法 (Marginal Maximum Likelihood estimation based on the Expectation-Maximization algorithm, 以下 MML-EM), 欠損値推定は FIML とした. 全項目の識別力と困難度を推定し, テスト反応関数とテスト情報関数を推定した. 識別力は, 項目が対象者の重症度を区別できるかを検討するものである<sup>55)</sup>. 困難度は, 対象者が項目に対しての反応の仕方を検討するものである<sup>55)</sup>. テスト反応関数は, 作業機能障害の重症度と CAOD の配点の関係である<sup>55)</sup>. テスト情報関数は, 作業機能障害の重症度基準を 0 としたとき, どの程度尺度が情報を提供しているかを検討できる<sup>55)</sup>. 基準値は, 識別力が 2.0 から 0.2, 困難度が絶対値で 4.0 以内とした<sup>56)</sup>.

## 5. 結果

### 1) 記述統計量の算出 (表 2)

研究に同意し, 調査用紙の返却があった者は 674 名 (看護師 388 名, 理学療法士 155 名, 作業療法士 123 名, 未記入 8 名) であった (回収率 74%). 男女別では, 男性 159 名 (23.6%), 女性 509

名 (75.5%), 不明 6 名 (0.9%) であった。全対象者の平均年齢は 33.6 歳 (±10.2) であった。CAOD 合計得点の平均値は 52.4 点 (±17.8), 歪度は 0.210, 尖度は-0.231 であった。正規性の検定では有意確率が 0.2 で正規分布が確認された。

表 2 記述統計量の算出 (n = 674)

	属性	人数	%
職種	看護師	388	57.6
	理学療法士	155	23.0
	作業療法士	123	18.2
	その他	8	1.1
飲酒	看護師	166	24.6
	理学療法士	85	12.6
	作業療法士	71	10.5
	未記入	2	.30
喫煙	看護師	65	9.6
	理学療法士	32	4.7
	作業療法士	23	3.4
	未記入	2	0.3
気分転換の機会	1. かなりある	71	10.5
	2. ある程度ある	364	54.0
	3. どちらともいえない	91	13.5
	4. あまりない	56	8.3
	5. ほとんどない	62	9.2
	未記入	30	4.5
余暇時間の過ごし方	1. 十分満足している	53	7.9
	2. ある程度満足している	285	42.3
	3. どちらともいえない	141	20.9
	4. あまり満足できていない	123	18.2
	5. 全然満足していない	43	6.4
	未記入	29	4.3
職場での人間関係	1. 非常に良い	85	12.6
	2. おおむね良い	356	52.8
	3. どちらともいえない	162	24.0
	4. 少し悪い	29	4.3
	5. かなり悪い	13	1.9
	未記入	29	4.3

注) 飲酒と喫煙は「行っている」と回答した者のみ集計している

(出典：文献 63 の表 1)



## 2) 因子構造の生成

CES-D は 4 因子に分類された (表 3). 第 1 因子は「軽いうつ気分」(項目 1, 2, 3, 5, 6, 7, 11, 13, 20), 第 2 因子は逆転項目からなる「ネガティブ感情」(項目 4, 8, 12, 16), 第 3 因子は「うつ気分」(項目 9, 10, 14, 17, 18), 第 4 因子は「対人関係の悪化」(項目 15, 19) と命名された (RMSEA = 0.039, CFI = 0.985, TLI = 0.976).

表 3 CES-D の因子構造の生成

	因子1	因子2	因子3	因子4	独自性
<b>因子1 軽いうつ気分</b>					
5 物事に集中できない	<b>.820</b>	-.034	-.083	.051	.382
7 何をするのも面倒だ	<b>.780</b>	.045	.072	-.099	.367
6 ゆううつだ	<b>.774</b>	.049	.202	-.112	.232
1 普段はなんでもないことがわずらわしい	<b>.690</b>	-.013	.075	.085	.388
3 家族や友達からはげましてもらっても、気分が晴れない	<b>.646</b>	.056	.208	.033	.307
20 仕事が手につかない	<b>.575</b>	.042	-.070	.302	.460
2 食べたくない、食欲が落ちた	<b>.499</b>	-.042	-.006	.076	.725
11 なかなか眠れない	<b>.449</b>	-.010	.085	.178	.619
13 ふだんより口数が少ない、口が重い	<b>.420</b>	-.064	.060	.389	.474
<b>因子2 ネガティブ感情 (逆転項目)</b>					
8 これから先のことについて積極的に考えることができる	.027	<b>.797</b>	-.117	-.065	.406
12 生活について、不満なく過ごせる	.019	<b>.684</b>	.025	-.022	.517
16 毎日が楽しい	.192	<b>.637</b>	-.003	.035	.467
4 他の人と同程度には、能力があると思う	-.308	<b>.623</b>	.099	.118	.599
<b>因子3 うつ気分</b>					
17 急に泣き出すことがある	-.054	.013	<b>.911</b>	-.096	.312
18 悲しいと感じる	.103	.031	<b>.741</b>	.073	.247
9 過去のことについてくよくよ考える	.173	-.147	<b>.568</b>	.057	.531
10 何か恐ろしい気持ちができる	.281	-.016	<b>.481</b>	.102	.432
14 一人ぼっちでさびしい	.097	.119	<b>.362</b>	.282	.522
<b>因子4 対人関係の悪化</b>					
15 皆がよそよそしいと思う	.001	.007	.023	<b>.972</b>	.023
19 皆が自分をきらっていると感じる	.012	.039	.287	<b>.612</b>	.301
<b>因子間相関</b>					
	因子1	因子2	因子3	因子4	
因子1	-				
因子2	.311	-			
因子3	.624	.356	-		
因子4	.490	.201	.598	-	

RMSEA = .039, CFI = .985, TLI = .976

(出典：文献 63 の表 2)

JBS は 2 因子に分類された (表 4). 第 1 因子は「消耗感と脱人格化」(項目 1, 3, 5, 6, 7, 8, 10, 11, 12, 14, 16), 第 2 因子は「個人的達成感」(項目 2, 4, 9, 13, 15, 17) と命名された (RMSEA

= 0.098, CFI = 0.927, TLI = 0.903).

表 4 JBS の因子構造の生成

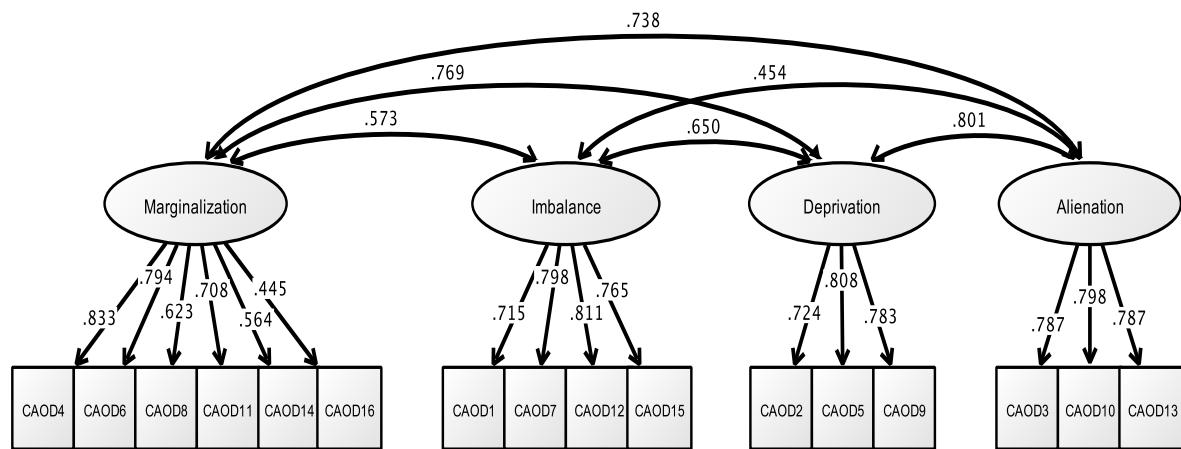
	因子1	因子2	独自性
<b>因子1 消耗感と脱人格化</b>			
5 同僚や患者の顔を見るのも嫌になることがある	<b>.809</b>	.003	.349
10 同僚や患者と、何も話したくなくなるがある	<b>.772</b>	.019	.413
6 自分の仕事がつまらなく思えてしかたのないことがある	<b>.746</b>	-.127	.372
1 こんな仕事、もうやめたいと思うことがある	<b>.738</b>	-.212	.319
12 仕事のために心にゆとりがなくなったと感ずることがある	<b>.735</b>	.063	.483
16 体も気持ちも疲れはてたと思うことがある	<b>.719</b>	.020	.491
8 出勤前、職場に出るのが嫌になって、家にいたいと思うことがある	<b>.713</b>	-.087	.448
3 こまごまと気づきすぎるのが面倒に感ずることがある	<b>.679</b>	.044	.554
14 今の仕事は、私にとってあまり意味がないと思うことがある	<b>.645</b>	-.237	.440
7 1日の仕事が終わると「やっと終わった」と感ずることがある	<b>.617</b>	-.011	.615
11 仕事の結果はどうでもよいと思うことがある	<b>.554</b>	-.050	.675
<b>因子2 個人的達成感</b>			
15 仕事が楽しくて、知らないうちに時間が過ぎることがある	-.012	<b>.792</b>	.367
13 今の仕事に、心から喜びを感ずることがある	-.107	<b>.760</b>	.364
9 仕事を終えて、今日は気持ちのよい日だったと思うことがある	.036	<b>.707</b>	.513
17 われながら、仕事をうまくやり終えたと思うことがある	.174	<b>.686</b>	.569
4 この仕事は私の性分に合っていると思うことがある	-.056	<b>.652</b>	.550
2 われを忘れるほど仕事に熱中することがある	.310	<b>.580</b>	.672
<b>因子間相関</b>	因子1	因子2	
	因子1	-	
	因子2	-.291	

RMSEA = .098, CFI = .927, TLI = .903

(出典：文献 63 の表 3)

### 3) 構造的妥当性 (図 1)

CAOD は先行研究<sup>32)</sup>と同様の 4 因子が確認された (RMSEA = 0.071, CFI = 0.915, TLI = 0.896)。



RMSEA = .071, CFI = .915, TLI = .896

図 1 CAOD の構造的妥当性

注) Marginalization は作業周縁化, Imbalance は作業不均衡, Deprivation は作業剥奪, Alienation は作業疎外である. 先行研究<sup>32)</sup>では作業周縁化(項目 4,6,8,11,14,16), 作業不均衡(項目 1,7,12,15), 作業剥奪(項目 2,5,9), 作業疎外(項目 3,10,13)に分類されている.

(出典: 文献 63 の図 1)

### 4) 併存的妥当性 (表 5)

CAOD と CES-D の相関では, CAOD の合計得点と CES-D の軽いうつ気分 ( $r = 0.541$ ), うつ気分 ( $r = 0.451$ ), 対人関係の悪化 ( $r = 0.341$ ), ネガティブ感情 ( $r = 0.393$ ) の間でやや強い相関から中等度の相関が得られた. CAOD の因子ごとの合計得点と CES-D の因子ごとの合計得点も中等度の相関から弱い相関 ( $r = 0.498 \sim 0.188$ ) が得られた. CAOD と JBS の相関では, CAOD の合計得点は JBS の消耗感と脱人格化でやや強い相関 ( $r = 0.614$ ), 個人的達成感で中等度の負の相関 ( $r = -0.269$ ) が得られた. CAOD の因子ごとの合計得点と JBS の消耗感と脱人格化ではやや強い相関 ( $r = 0.533 \sim 0.426$ ), 個人的達成感では中等度の相関から弱い負の相関 ( $r = -0.369 \sim -0.120$ ) が得られた.

### 5) 内的整合性 (表 5)

内的整合性は, 全 16 項目の Cronbach の  $\alpha$  係数は 0.912 となった. 因子ごとの合計得点では作業不均衡が 0.854, 作業剥奪が 0.816, 作業疎外が 0.832, 作業周縁化が 0.831 となった.

表5 CAODとCES-DとJBSの併存的妥当性とCAODの内的整合性

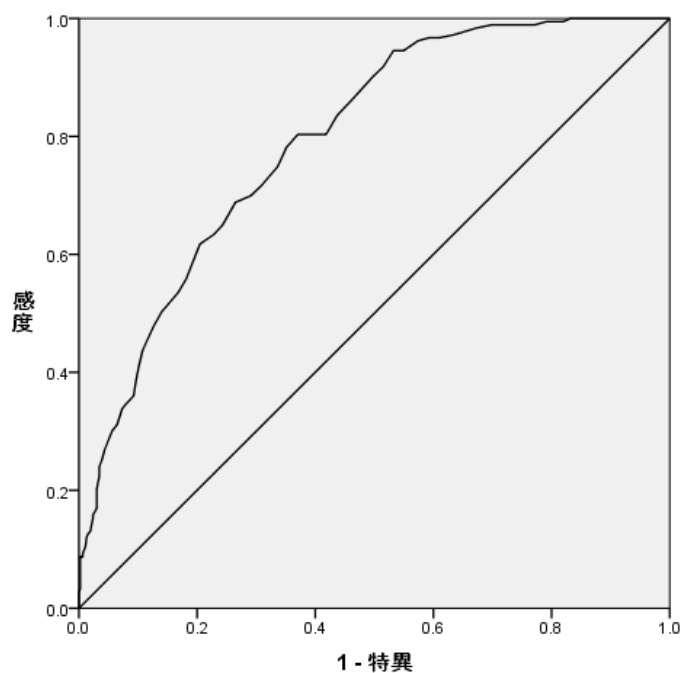
因子	CAOD				合計	
	不均衡	剥奪	疎外	周縁化		
CES-D	軽いうつ気分	.448**	.410**	.498**	.417**	.541**
	うつ気分	.333**	.352**	.425**	.365**	.451**
	対人関係	.188**	.230**	.273**	.392**	.341**
	ネガティブ感情	.191**	.309**	.401**	.319**	.393**
JBS	消耗感と脱人格化	.530**	.426**	.533**	.485**	.614**
	個人的達成感	-.120**	-.231**	-.369**	-.179**	-.269**
Cronbachの $\alpha$ 係数		.854	.816	.832	.831	.912

注) \*\*は1%水準で有意である

(出典：文献63の表4)

#### 6) カットオフ値 (図2)

カットオフ値は、CAOD合計得点で52点となった (感度=0.803, 1-特異度=0.371)。



注) 感度 = .803, 1-特異度 = .371

図2 CAODのROC曲線

(出典：文献63の図2)

### 7) 仮説検証 (表 6)

収束的妥当性は、作業周縁化以外の 3 因子が基準の 0.5 を上回っていた。弁別的妥当性は、全ての因子で基準を満たしていた。

表 6 仮説検証

因子	項目数	収束的妥当性 (AVE $\geq$ .50)	弁別的妥当性 (AVE $>$ 因子間平方)
作業不均衡	4	.597 $\geq$ .50	.597 $>$ .227~.325
作業剥奪	3	.596 $\geq$ .50	.596 $>$ .325~.400
作業疎外	3	.625 $\geq$ .50	.625 $>$ .227~.400
作業周縁化	6	.454 $\leq$ .50	.454 $>$ .286~.384

注) AVE は Average Variance Extracted (平均分散抽出) である

(出典：文献 63 の表 5)

### 8) 項目分析 (図 3, 表 7)

テスト反応関数は、 $\theta$  が -1.2 から 1.6 の範囲で強い直線関係があった。テスト情報関数は、 $\theta$  が 0 から 1.2 の範囲に分布の頂点があった。 $\theta$  は平均的な作業機能障害の重症度を表す。識別力の平均値は 1.311 ( $\pm 0.150$ ) であり、各項目の識別力の範囲は 0.930 から 1.501 であったため、基準となる 0.2 から 2.0 の範囲内であった。困難度の平均値は  $\beta 1$  で -0.793 ( $\pm 0.463$ )、 $\beta 2$  で -0.262 ( $\pm 0.484$ )、 $\beta 3$  で 0.141 ( $\pm 0.481$ )、 $\beta 4$  で 0.667 ( $\pm 0.529$ )、 $\beta 5$  で 1.204 ( $\pm 0.443$ )、 $\beta 6$  で 1.651 ( $\pm 0.402$ ) であり、基準となる絶対値 4.0 以内に収まっていた。

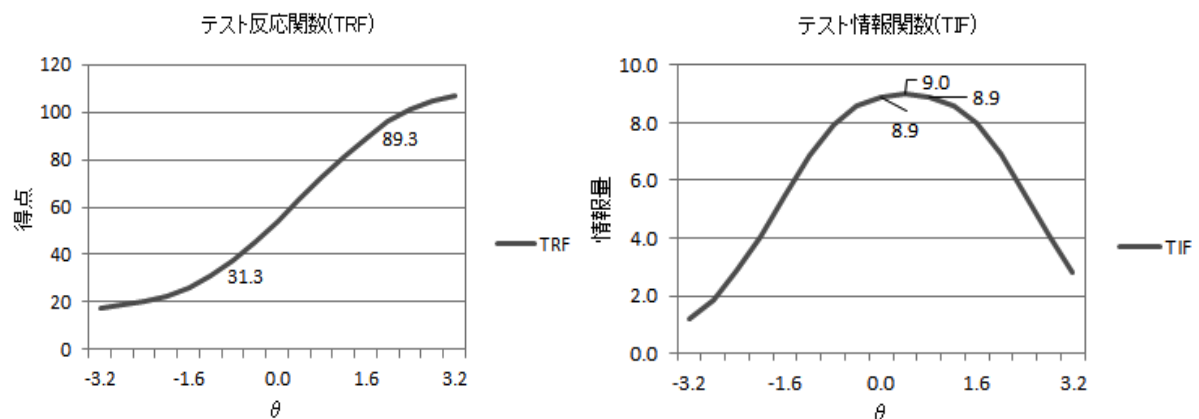


図 3 項目分析の項目特性曲線

(出典：文献 63 の図 3)

表 7 項目分析の識別力と困難度

項目	$\alpha$	$\beta 1$	$\beta 2$	$\beta 3$	$\beta 4$	$\beta 5$	$\beta 6$
項目 1	1.204	-1.391	-.983	-.631	-.273	.599	1.149
項目 2	1.314	-.703	-.295	.101	.566	1.016	1.444
項目 3	1.401	-1.214	-.669	-.183	.403	.981	1.461
項目 4	1.501	-.5012	-.181	.331	1.040	1.583	2.007
項目 5	1.478	-.686	-.135	.238	.725	1.193	1.714
項目 6	1.423	-.859	-.175	.263	.997	1.412	1.841
項目 7	1.260	-1.823	-1.293	-.840	-.412	.262	.872
項目 8	1.294	-.862	-.397	-.030	.500	1.117	1.489
項目 9	1.497	-.897	-.301	.174	.657	1.203	1.523
項目 10	1.335	-.440	.032	.457	1.005	1.424	1.823
項目 11	1.326	-.374	.169	.553	1.122	1.571	1.930
項目 12	1.366	-.972	-.475	-.159	.369	.949	1.432
項目 13	1.341	-.767	-.289	.054	.550	1.055	1.547
項目 14	1.088	-.052	.512	.878	1.435	1.908	2.216
項目 15	1.219	-.772	-.332	.020	.457	1.011	1.455
項目 16	.930	.033	.626	1.031	1.524	1.982	2.516
平均値	1.311	-.793	-.262	.141	.667	1.204	1.651

注)  $\alpha$  は識別力,  $\beta$  は困難度である

(出典: 文献 63 の表 6)

## 6. 考察

本研究は, 尺度開発の国際基準である COSMIN を採用している<sup>38)</sup>. したがって, 本研究では, CAOD が医療従事者を対象に国際基準で求められる妥当性と信頼性を有することが明らかになったと考えられる.

### 1) 記述統計量の算出

記述統計量の算出では, CAOD が正規性を満たしており, 無回答なども少なかったことから, 回収できたデータに大きな問題はなく, 測定が正しく行えたと考えられる. 対象者の属性を見ると, 飲酒は全対象者の約 5 割が行っていると回答していた (表 2). また, 喫煙は全対象者の約 2 割と, 飲酒よりも少ない割合となっていた (表 2). 飲酒と喫煙はストレスと相関があるとされている<sup>57)</sup>. そのため, 医療従事者は何らかのストレスを抱えている者が多い可能性が考えられる. また, 職場での人間関係は, おおむね良いと回答している者が約 5 割であった (表 2). したがって, 対象者の半数

は職場にいる人物との関係について適度に満足していると考えられる。

## 2) 因子構造の生成

CES-D と JBS は、先行研究で対象者によって異なる因子構造が抽出されると指摘されていた<sup>40,42,43)</sup>。しかし、本研究で両尺度に EFA を行うことで、本研究の対象者に合わせた因子を形成できたと考えられる。その結果、両尺度は良好な適合度を備えた因子を構成することができたと考えられる。

まず、CES-D は軽いうつ気分、うつ気分、ネガティブ感情、対人関係の悪化の 4 因子が形成された (表 3)。そのため、医療従事者は抑うつ状態を 4 つのパターンで捉えていると考えられる。また、ネガティブ感情は逆転項目で形成されているため、対象者は肯定的な感情と否定的な感情を分別して認識していると考えられる。

次に、JBS は 2 因子構造を呈しており、先行研究<sup>41)</sup>では別とされていた情緒的消耗感と脱人格化が同一の因子として形成された (表 4)。消耗感と脱人格化は、仕事内容全般で負の体験を捉えられると考えられる。個人的達成感、仕事の楽しさや充実感を捉えられると考えられる。したがって、本研究の対象者は、仕事に対してポジティブな認識とネガティブな認識の両面を持っていると考えられる。

## 3) 構造的妥当性

CAOD の CFA を行ったところ、先行研究と同様に 4 因子 16 項目で適合度が良好であった (図 1)。TLI が基準値を 0.04 下回ったものの、他の指標が良好であること、TLI は CFI よりも常に低く推定されること、TLI は 0-1 の範囲で示される絶対基準ではなく 0.8 台でも報告があること、などから概ね問題ないと考えられた<sup>58-61)</sup>。CFA は、先行研究で想定される因子が成立するかどうかを検討する方法である。そのため、対象者は先行研究と同様に、作業不均衡、作業剥奪、作業疎外、作業周縁化を認識して体験していると考えられた。

## 4) 併存的妥当性

併存的妥当性では、CAOD、CES-D、JBS が相互に関連していることがわかった (表 5)。CAOD は CES-D との間でやや強い相関から中等度の相関が得られたことから、作業機能障害もしくは抑うつ状態が悪化していると、他方も悪化している可能性があると考えられる。JBS では、消耗感と脱人格化は CAOD とやや強い相関が得られ、個人的達成感、仕事の楽しさや充実感を捉えているため、作業機能障害と負の相関が得られたことは妥当な結果であると考えられる。したがって、作業機能障害はバーンアウト症候群と関係があり、一方の変化が他方の変化を引き起こす可能性があると考えられる。

## 5) 内的整合性

内的整合性では、Cronbach の  $\alpha$  係数は 4 因子とも 0.8 以上の値が得られたことから、CAOD が一貫性を持った質問項目で構成されていると考えられる (表 5)。また、全 16 項目でも  $\alpha$  係数は 0.9 以

上の値が得られたことから、作業機能障害という構成概念から大きく外れている項目がないと考えられる。

## 6) カットオフ値

CAOD のカットオフ値は、CES-D を基準にすると 52 点となった (図 2)。CES-D のカットオフ値は、先行研究や臨床場面でも幅広く使用されている<sup>39)</sup>。このカットオフ値は、因子構造の生成に関わらず全項目の素点の合計得点で算出しているため、本研究でも基準として採用できると考えられる。カットオフ値で使用する感度と特異度は、臨床検査で真陽性率と偽陽性率を正しく判断するものである<sup>62)</sup>。感度は全体の約 8 割を示しており、特異度は全体の約 6 割を示しているため、感度と特異度も良好であると考えられる。したがって本研究では、CAOD の結果がカットオフ値を上回ると、心理的問題を持った作業機能障害群であると解釈できると考えられる。

## 7) 仮説検証

仮説検証では、収束的妥当性、弁別的妥当性で良好な結果が得られた (表 6)。収束的妥当性では、作業周縁化を除く 3 因子が基準値を上回っていたが、作業周縁化は基準値を 0.05 下回っていた。これは、作業周縁化の中の項目に、身近な人を表す項目とそうでない人との関係を表す項目が混在しており、前者の項目と潜在変数の値が他に比べて小さかったことが影響していると考えられる。しかし、構造的妥当性では CAOD が 4 因子構造で良好な適合度を示しており、データに対するモデルの当てはまりが良いと考えられる。以上をふまえると、収束的妥当性はおおむね良好と考えられる。弁別的妥当性では、全ての因子間相関の平方に比べて AVE が上回っていた。したがって、弁別的妥当性の結果は良好と考えられ、各因子の独立性が担保されたと考えられる。収束的妥当性と弁別的妥当性の結果は総じて良好であり、CAOD は因子に対する項目が適切であり、因子ごとに異なる視点で作業機能障害を捉えていると考えられる。

## 8) 項目分析

項目分析の結果は良好であった。CAOD のテスト反応関数は、対象者の重症度が -1.2 から 1.6 の範囲で強い直線関係があることから、CAOD が特に反応する対象者の重症度は基準となる 0 から左右へ同程度分かれていると考えられる (図 3)。また、その範囲での重症度を持った対象者は、CAOD 合計得点で 31.3 から 89.3 の範囲で回答している可能性が考えられる (図 3)。テスト情報関数は、 $\theta$  が 0 から 1.2 の時にピークを迎えていることから、重症度が平均的かそれを少し上回る対象者で CAOD の情報量が豊かになると考えられる。

CAOD の識別力は項目 16 を除き全て 1 を超えていた (表 7)。また、項目 16 も 0.9 を上回っていた。したがって、CAOD は作業機能障害の変化を敏感に検出できると考えられる。また、CAOD の困難度にはばらつきがあった。困難度は、回答のしやすさの程度を示しており、幅広い対象者に尺度を適用できるようにするためには、その値にばらつきがあることが望ましい<sup>55)</sup>。CAOD の困難度にばらつきがあったことは、CAOD は対象者にとって回答しやすい項目と回答しにくい項目が混在し



ており、様々な作業機能障害の段階を持った対象者でも差異を適切に捉えることができると考えられる。これらのことから、項目分析の結果は良好であり、尺度として多くの情報を与えることができると考えられる。

#### 9) CAOD の臨床有用可能性

作業機能障害は医療従事者で特に問題となっており、ストレスとの関連が示唆されている。したがって、医療従事者に対して CAOD を用い、作業機能障害のスクリーニングを行うとよいと考えられる。CAOD の結果がカットオフ値以上であれば、心理的問題を持った作業機能障害者であると解釈できる。その場合、医療従事者の作業機能障害を軽減するために、何らかの対策が必要と考えられる。作業機能障害の改善は、労働衛生における予防的作業療法で重視されており、CAOD の活用が期待される。

#### 10) 研究の限界と今後の展望

本研究の限界は、対象者の選定を有意抽出法で行ったことである。医療従事者全般に使用できる尺度開発を行うためには、対象を変えてさらに検討を繰り返し、CAOD の使用可能性を高める必要がある。また、作業療法士が労働衛生分野に進出し、作業機能障害を改善するためには、作業機能障害と労働衛生分野で重要視されている心理的問題との関連を知る必要がある。したがって今後は、CAOD を用いて作業機能障害の種類とストレス反応、抑うつ状態、バーンアウト症候群などの様々な因子との構造的関連性を明らかにしていく必要がある。

### 7. 結論

研究 1 の目的は、医療従事者 674 名を対象に CAOD の尺度特性を検証することだった。研究 1 では、尺度開発の国際基準である COSMIN を参照し、CAOD の記述統計量の算出、因子構造の生成、構造的妥当性、併存的妥当性、内的整合性、カットオフ値、仮説検証、項目分析を行った。結果として、CAOD は医療従事者を対象に高い妥当性と信頼性を示した。

## 第2章 研究2：作業機能障害と心理的問題の構造的関連性の検討

### 1. はじめに

研究1では、医療従事者を対象にCAODの尺度特性を検証し、良好な妥当性と信頼性が確認された<sup>63)</sup>。研究2ではCAODを使って、作業機能障害と心理的問題の構造的関連性を検討する。

心理的問題は、労働衛生で注目されている<sup>1)</sup>。労働者は約60%以上がストレス反応と関連する心理的問題に悩んでいる<sup>64)</sup>。心理的問題は主に、ストレス反応、バーンアウト症候群、抑うつ状態に整理される<sup>7,65,66)</sup>。ストレス反応は、労働者の主要な心理的問題と関連がある<sup>67,68)</sup>。抑うつ状態、バーンアウト症候群はストレス反応が継続した状態で生じる<sup>7)</sup>。ストレス反応は、労働者の能力と環境が適合しない時に発生し、身体面だけでなく精神面にも悪影響を与える<sup>69)</sup>。さらに、バーンアウト症候群は、仕事上でのストレス反応として存在し、情緒的消耗感、無関心、脱人格化が主症状として現れる<sup>7)</sup>。バーンアウト症候群に陥ると、仕事効率の悪化が生じ、困難な状況でもチームメンバーと協業しなくなる<sup>70)</sup>。バーンアウト症候群は、うつ病の一種であると指摘されている<sup>71,72)</sup>。うつ病は、悲しさや虚しさが持続し、喜びの感情の枯渇が生じる<sup>23)</sup>。また、うつ病は労働者の自殺率と関連性があると指摘されている<sup>73)</sup>。こういった心理的問題の原因の一部には、残業時間の延長、職場の理解不足、期限のある書類整理、人間関係の問題、人件費削減などの過酷な労働条件が関与している<sup>74-77)</sup>。このような状態が長く続けば、労働者はストレスが増大し、バーンアウト症候群に陥り、うつ病に罹患するリスクが生じる<sup>78)</sup>。医療従事者は特に、高度な知識と技術が求められるため、職務遂行の悪化につながる心理的問題の改善が求められる。

労働者は、日々の業務で作業機能障害と心理的問題を体験している<sup>3,79)</sup>。作業機能障害とは、生活行為（仕事、遊び、日課、休息）が適切に行えない状態である<sup>22,23)</sup>。作業機能障害は、医療従事者の約75%が体験している<sup>25)</sup>。一般企業の労働者は約38%であることをふまえると、医療従事者の作業機能障害の存在率の高さが理解できる<sup>24)</sup>。心理的問題が生じる原因の一部に挙げられた過酷な労働条件の前後には、作業機能障害が存在している可能性がある。例えば、日々の家事の疲れによって仕事でミスをしてしまいストレスを感じ、家族に冷たくあたってしまうなどである。作業機能障害に陥ると、心身共に不調をきたし、幸福感の低下や健康状態の悪化が起こる<sup>22,80,81)</sup>。

しかしながら、先行研究では、医療従事者の作業機能障害の種類と心理的問題の構造的関連性を検討した研究は皆無であった。一部の研究では、作業療法士の作業機能障害と心理的問題の相関関係を示しており、理論的には作業機能障害が健康状態と幸福感に関連すると考えられる<sup>22,23)</sup>。したがって、医療従事者の作業機能障害は心理的問題に関連している可能性が予測できる。

本研究は、図4に示した1つの仮説モデルを検証するために、3つの研究で医療従事者の作業機能障害と心理的問題の構造的関連性を検討した。本研究は一時点の横断研究であり、変数間の構造的関連性を検討する。研究2-1は作業機能障害とストレス反応、研究2-2は作業機能障害とバーンアウト症候群、研究2-3は作業機能障害と抑うつ状態の構造的関連性を検討した。さらに共変量として、作

業機能障害と心理的問題の両概念に相関が認められた個人因子を含めた。本研究では、これら 3 つの研究を統合して、作業機能障害と心理的問題の構造的関連性を検討することとした。なお、構造方程式モデリング (Structural Equation Modeling, 以下 SEM) で構造的関連性を検討する際は、まず測定方程式の適合度の確認を行い、それからパス解析を行うように推奨されている<sup>82)</sup>。したがって、本研究では CFA で各尺度の測定方程式を確認し、その後で図 4 の仮説モデルで構造的関連性を検証した。

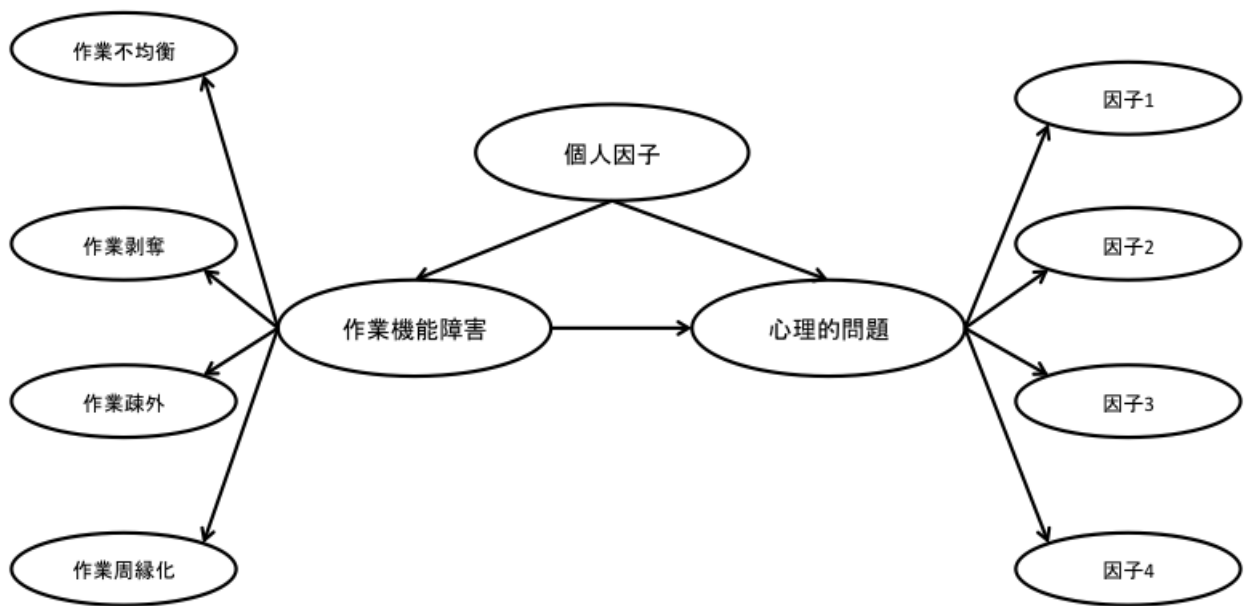


図 4 仮説モデル

注 1) 個人因子 (年齢, 性別, 職種, 気分転換の機会, 余暇時間の過ごし方, 職場の人間関係) は作業機能障害と心理的問題に相関が認められた変数を共変量にした。

注 2) 心理的問題には, 研究 2-1 で SRS-18, 研究 2-2 で JBS, 研究 2-3 で CES-D が入る。因子 1 ~4 には研究ごとに構成された因子が入る。

(出典: 文献 88 の図 1)

## 2. 統計ソフトウェア

本研究では、記述統計量の算出に SPSS statistics ver.22 と HAD ver. 12.0 を使用した。併存的妥当性に SPSS statistics ver.22 を使用した。構造的妥当性と構造的関連性に Mplus ver.7.2 を使用した。

### 3. 研究 2-1 作業機能障害とストレス反応の構造的関連性の検討

#### 1) 目的

研究 2-1 の目的は、作業機能障害とストレス反応の構造的関連性を検討することだった。

#### 2) 対象

対象者は医療従事者 468 名（医師 21 名，看護師 159 名，理学療法士 52 名，作業療法士 60 名，その他 176 名）であった。

#### 3) 協力施設の選定

協力施設は有意抽出法で選定した。研究者が学会や勉強会などを通じて研究実施の案内を行い，研究に関心のある協力者を募った。協力者には施設内である倫理審査委員会や上司との相談を行ってもらい，同意が得られた施設から実施可能の返事を受けた段階で，必要な人数分の調査用紙を各施設へ郵送した。その際，研究実施期間は 1 週間とし，協力者には調査用紙の配布と回収を行ってもらった。研究の説明と同意は調査用紙に添付した書面で行い，調査用紙の記入と回収を持って研究に同意したとみなした。データ収集期間は 2014 年 6 月から 2014 年 12 月の 7 ヶ月間であった。

#### 4) 調査内容

調査内容は，基本情報，CAOD，心理的ストレス反応測定尺度（Stress Response Scale-18，以下 SRS-18）であった。

##### (1) 基本情報

基本情報は，年齢，性別，職種，気分転換の機会，余暇時間の過ごし方，職場の人間関係について聴取した。

##### (2) CAOD

CAOD は研究 1 で詳述した通りである。

##### (3) SRS-18<sup>83)</sup>

SRS-18 はストレス反応を 3 因子 18 項目で評価できる尺度である。回答は 0 点（全く違う）から 3 点（その通りだ）の 4 件法で行い，得点が高いとストレス反応も高い可能性があるとは判断される。因子は抑うつ・不安（項目 2, 3, 5, 9, 12, 15），不機嫌・怒り（項目 1, 4, 6, 7, 8, 10），無気力（項目 11, 13, 14, 16, 17, 18）に分類される。

#### 5) 方法

##### (1) 記述統計量の算出

基本情報で収集した内容から，対象者の年齢の平均値と標準偏差を算出した。性別，職種，気分転換の機会，余暇時間の過ごし方，職場の人間関係は度数と百分率を算出した。正規性の検定はジャックベラ検定を用いた。ジャックベラ検定は，正規分布の歪度と尖度に着目し，カイ 2 乗分布で補正した値を算出する<sup>84)</sup>。ジャックベラ検定を用いる利点は，正規性の検定を行うほかに，多変量解析での回帰残差の正規性の検定を同時に行えるところにある<sup>85)</sup>。

## (2) 構造的妥当性

構造的妥当性では、CAOD と SRS-18 の一次因子モデルと二次因子モデルで CFA を行った。一次因子モデルで検討した理由は、両尺度が元々一次因子モデルで尺度構成しているため、構造的関連性を検討する前に理論上想定された測定方程式が成立するかを確認する必要があるからである<sup>82)</sup>。加えて、二次因子モデルで検討した理由は、構造的関連性で多重指標モデル (Multiple Indicator Multiple Cause Model, 以下 MIMIC モデル) に両尺度を投入するため、結果を解釈しやすくするところに求められる。一次因子モデルは、複数の潜在変数で現象を説明することから、現象を豊かに解釈することができる<sup>86)</sup>。しかし、本研究のように構造的関連性に一次因子モデルをそのまま乗せると、潜在変数の数が多くなりすぎるため結果の解釈が極めて困難になる。他方、二次因子モデルは多因子からなる一次因子モデルの背後に、1つの潜在変数を仮定することから、パス解析に乗せたときでも結果の解釈がしやすいという利点がある<sup>47)</sup>。もちろん二次因子モデルは数学上、一次因子モデルを入れ子構造で内包しており、両者は本質的に異なるモデルではない<sup>86)</sup>。

一次因子モデルと二次因子モデルの CFA はともに、CAOD の推定法を MLR、SRS-18 の推定法を WLSMV とした。また、欠損値処理は CAOD が FIML、SRS-18 が WLSMV で行った<sup>45)</sup>。CAOD の推定法を MLR にした理由は、研究 1 でも述べたように CAOD が 7 件法であり、間隔尺度として扱えるためである<sup>32)</sup>。WLSMV は順序尺度に適している<sup>49)</sup>。そのため、6 件法以下の尺度には WLSMV を使用することとした。適合度基準は研究 1 と同様に、RMSEA が 0.1 未満、CFI、TLI が 0.9 以上とした<sup>48)</sup>。CFA で適合度基準を満たさない場合、CAOD は MLR、SRS-18 は WLSMV で EFA を行い、同様の適合度基準で最適な因子を判断し、再び上記の推定法によって CFA で各尺度の構造的妥当性を検討した。

## (3) 併存的妥当性

併存的妥当性では Spearman の順位相関係数を用いて CAOD と SRS-18 の相関を確認した。相関は CAOD の因子ごとの合計得点を算出し、SRS-18 は合計得点と因子ごとの合計得点を算出してそれぞれの相関を求めた。相関の基準は研究 1 と同様とした。また、基本情報と CAOD、SRS-18 の相関も算出した。基本情報は CAOD、SRS-18 とともに 0.2 以上の相関があった変数を共変量に採用した。

## (4) 構造的関連性

構造的関連性は、MIMIC モデルで検討した。CAOD は説明変数、SRS-18 は目的変数に設定した。共変量は、CAOD と SRS-18 の潜在変数の両方にパスを引いた。また、共変量は仮説モデルの構造上、作業機能障害を介してストレス反応に影響を与えることが想定される。したがって共変量が作業機能障害を媒介してストレス反応に影響を与えるという間接効果を推定した。推定法は SRS-18 が 4 件法であるため WLSMV が採用された。構造的関連性の推定法を WLSMV にした理由は、間隔尺度と順序尺度とその他の変数が混在したパス解析の推定精度を高めるためである。また CAOD は 7 件法で MLR を適用できるものの、カテゴリカルデータとしても扱えることから、WLSMV の適用も

問題ない。適合度基準は、上記の構造的妥当性と同様のものとした<sup>48)</sup>。

## 6) 結果

### (1) 記述統計量の算出

記述統計量の結果は表 8 に示した。全対象者の平均年齢は 35.8 歳 (±10.2) であり、男女別では、男性 141 名 (30.1%)、女性 317 名 (67.7%)、未記入 10 名 (2.1%) であった。ジャックベラ検定では有意確率が 0.004 であり、CAOD の正規性は確認されなかった (歪度-0.275, 尖度-0.507)。

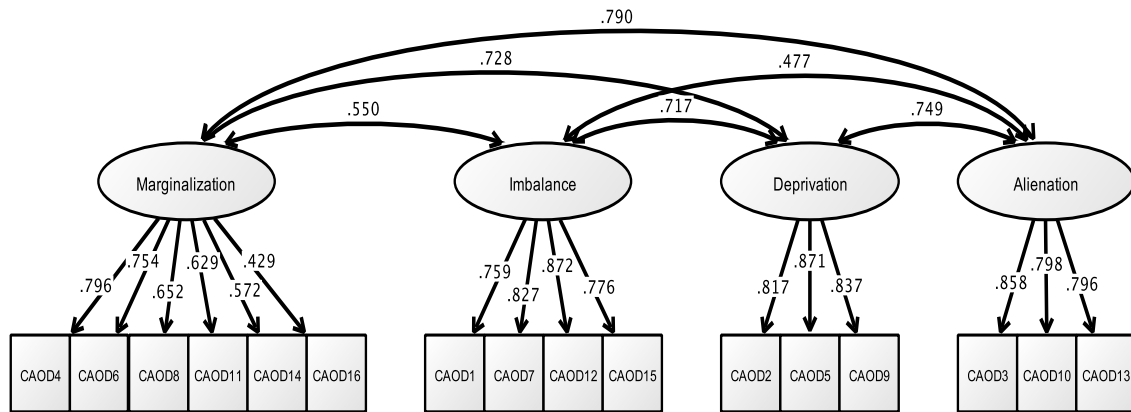
表 8 記述統計量の算出 (n = 468)

	対象者数	%	
職種	医師	21	4.5
	看護師	159	34.0
	理学療法士	52	11.1
	作業療法士	60	12.8
	その他	176	37.6
気分転換の機会	かなりある	41	8.7
	ある程度ある	265	56.6
	どちらともいえない	52	11.1
	あまりない	56	11.9
	ほとんどない	44	9.4
	未記入	10	2.1
余暇時間の過ごし方	十分満足している	29	6.2
	ある程度満足している	224	34.6
	どちらともいえない	56	12.0
	あまり満足できていない	114	24.4
	全然満足していない	25	3.9
	未記入	20	4.3
職場の人間関係	非常に良い	22	4.7
	おおむね良い	107	22.9
	どちらともいえない	47	10.0
	少し悪い	19	4.1
	かなり悪い	1	.2
	未記入	272	58.1

(出典：文献 88 の表 1)

(2) 構造的妥当性

CAOD の一次因子モデルは、図 5 で示した通り CAOD は 4 因子で適合度が良好であった (RMSEA = 0.073, CFI = 0.924, TLI = 0.907). 同様に、CAOD の二次因子モデルも良好な適合度を示した (RMSEA = 0.078, CFI = 0.912, TLI = 0.894) (図 6, 表 9).

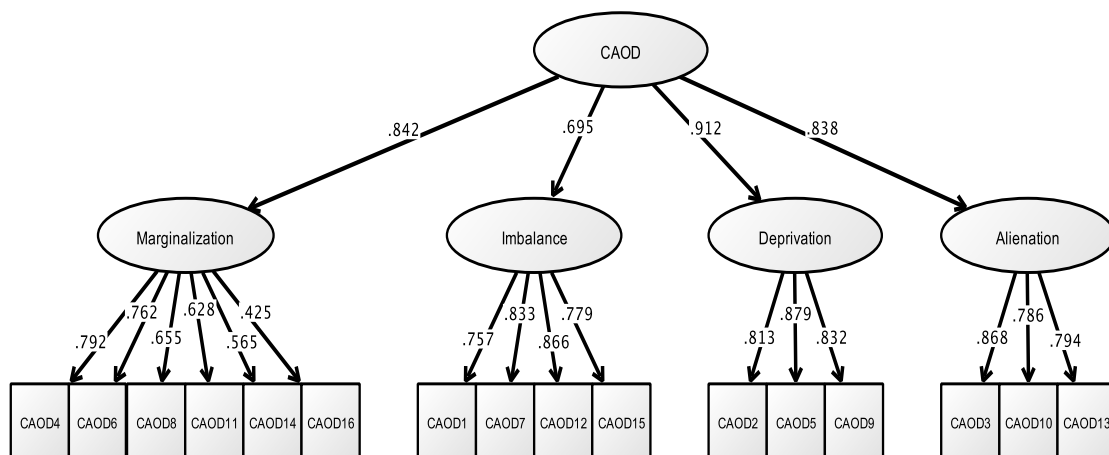


RMSEA = .073, CFI = .924, TLI = .907

図 5 一次因子モデルの CAOD の構造的妥当性

注) Marginalization は作業周縁化, Imbalance は作業不均衡, Deprivation は作業剥奪, Alienation は作業疎外である. 先行研究では作業周縁化 (項目 4,6,8,11,14,16), 作業不均衡 (項目 1,7,12,15), 作業剥奪 (項目 2,5,9), 作業疎外 (項目 3,10,13) に分類されている

(出典: 文献 88 の図 3)



RMSEA = .078, CFI = .912, TLI = .894

図 6 二次因子モデルの CAOD の構造的妥当性

注) 因子名は図 5 と同様である

表 9 二次因子モデルの CAOD の構造的妥当性

	標準化推定値	標準誤差	z 値	p 値	95% CI
作業不均衡					
CAOD1	.757	.029	26.026	.000	.682; .832
CAOD7	.833	.023	36.446	.000	.774; .892
CAOD12	.866	.019	46.820	.000	.819; .914
CAOD15	.779	.026	30.433	.000	.713; .845
作業剥奪					
CAOD2	.813	.022	37.155	.000	.756; .869
CAOD5	.879	.017	51.858	.000	.835; .922
CAOD9	.832	.023	35.970	.000	.773; .892
作業疎外					
CAOD3	.868	.020	42.605	.000	.815; .920
CAOD10	.786	.026	29.989	.000	.718; .854
CAOD13	.794	.028	28.832	.000	.723; .865
作業周縁化					
CAOD4	.792	.027	29.131	.000	.722; .862
CAOD6	.762	.029	26.351	.000	.688; .837
CAOD8	.655	.037	17.623	.000	.559; .750
CAOD11	.628	.041	15.341	.000	.522; .733
CAOD14	.565	.040	14.148	.000	.462; .667
CAOD16	.425	.045	9.524	.000	.310; .540
作業機能障害					
作業不均衡	.695	.041	16.932	.000	.589; .800
作業剥奪	.912	.027	34.134	.000	.843; .981
作業疎外	.838	.038	22.025	.000	.740; .936
作業周縁化	.842	.034	24.457	.000	.754; .931

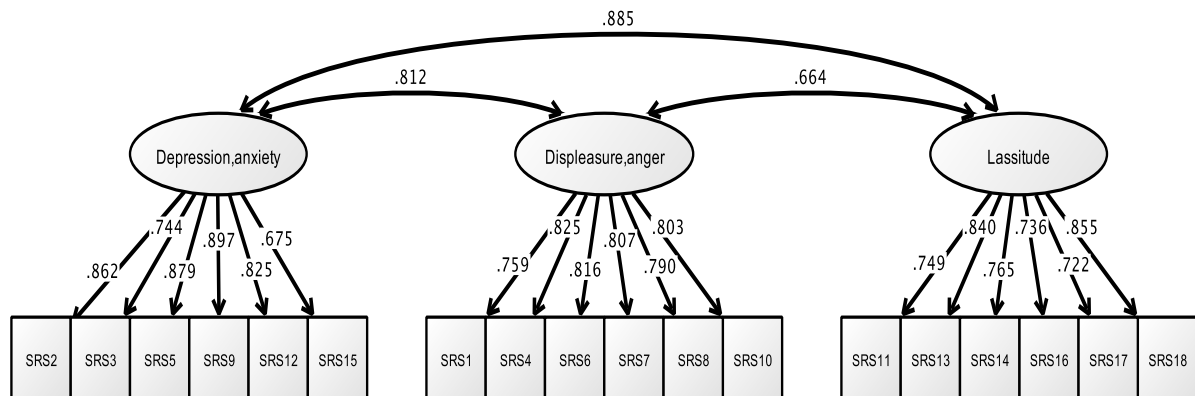
注 1) CI は Confidence Interval (信頼区間), z 値は標準化得点, p 値は有意確率である

注 2) 表中の CAOD は項目を示す□

SRS-18 の一次因子モデルは, 先行研究の通り 3 因子に分類された (RMSEA = 0.089, CFI = 0.951, TLI = 0.943) (図 7). SRS-18 の二次因子モデルは, 適合度が良好であったものの, 多重共線性が生じており, 分散, 共分散を 1 に固定する, 等値制約する, 自由度を上げるなどの制約をかけると適合度が低下する結果となった. 最終的に, 以上のような制約をかけずにモデル構成を行い, 抑うつ・



不安, 不機嫌・怒り, 無気力の 3 因子に分類された (RMSEA = 0.089, CFI = 0.951, TLI = 0.943)  
 (図 8, 表 10).

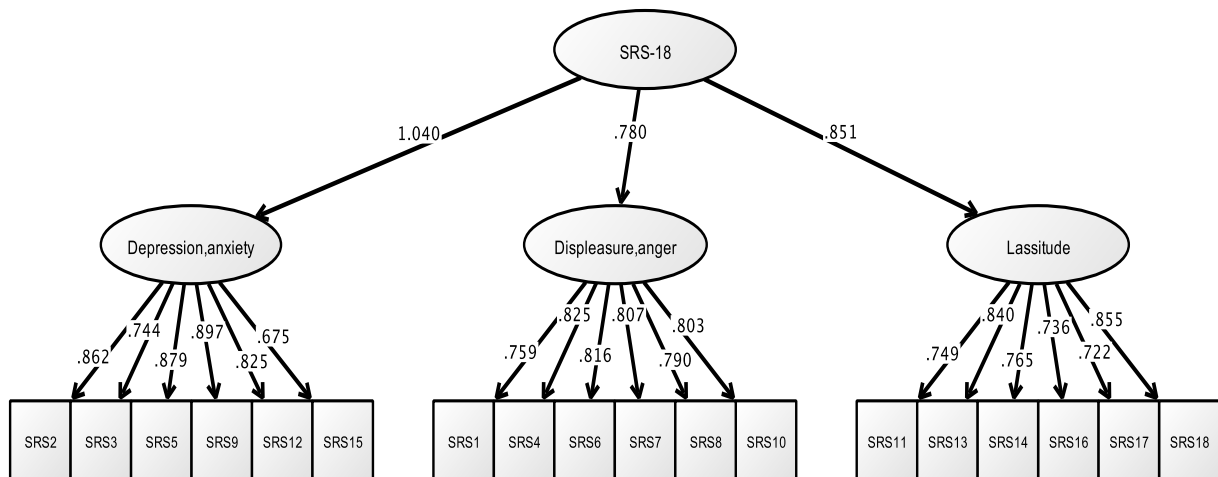


RMSEA = .089, CFI = .951, TLI = .943

図 7 一次因子モデルの SRS-18 の構造的妥当性

注) Depression, anxiety は抑うつ・不安, Displeasure, anger は不機嫌・怒り, Lassitude は無気力である. 先行研究では, 抑うつ・不安 (項目 2,3,5,9,12,15), 不機嫌・怒り (項目 1,4,6,7,8,10), 無気力 (項目 11,13,14,16,17,18) に分類されている

(出典: 文献 88 の図 4)



RMSEA = .089, CFI = .951, TLI = .943

図 8 二次因子モデルの SRS-18 の構造的妥当性

注) 因子名は図 7 と同様である

表 10 二次因子モデルの SRS-18 の構造的妥当性

	標準化推定値	標準誤差	z 値	p 値	95%CI
抑うつ・不安					
SRS2	.862	.017	51.044	.000	.819; .906
SRS3	.744	.024	30.885	.000	.682; .806
SRS5	.879	.019	45.978	.000	.829; .928
SRS9	.897	.014	65.384	.000	.862; .933
SRS12	.825	.021	39.658	.000	.772; .879
SRS15	.675	.034	19.927	.000	.588; .762
不機嫌・怒り					
SRS1	.759	.024	32.063	.000	.698; .820
SRS4	.825	.021	39.212	.000	.771; .879
SRS6	.816	.025	33.233	.000	.753; .879
SRS7	.807	.026	30.982	.000	.740; .874
SRS8	.790	.026	30.581	.000	.724; .857
SRS10	.803	.022	36.255	.000	.746; .861
無気力					
SRS11	.749	.028	26.409	.000	.676; .822
SRS13	.840	.021	40.496	.000	.787; .894
SRS14	.765	.027	27.939	.000	.694; .835
SRS16	.736	.026	27.993	.000	.669; .804
SRS17	.722	.029	24.673	.000	.547; .798
SRS18	.855	.018	46.720	.000	.808; .902
ストレス反応					
抑うつ・不安	1.040	.017	61.451	.000	.996; 1.084
不機嫌・怒り	.780	.024	32.170	.000	.718; .843
無気力	.851	.021	40.600	.000	.797; .905

注 1) CI は Confidence Interval (信頼区間), z 値は標準化得点, p 値は有意確率である

注 2) 表中の SRS は項目を示す□

### (3) 併存的妥当性

併存的妥当性は、CAOD の因子ごとの合計得点と SRS-18 の合計得点と因子ごとの合計得点の相関をそれぞれ検討したところ、全てにやや強い相関から中等度の相関 ( $r = 0.543 \sim 0.302$ ) が得られた (表 11)。基本情報と各尺度の合計得点の相関を検討したところ、気分転換の機会、余暇時間の過ごし方、職場の人間関係でやや強い相関から中等度の相関 ( $r = 0.559 \sim 0.309$ ) が見られた (表 12)。

表 11 CAOD と SRS-18 の併存的妥当性

		CAOD			
		不均衡	剥奪	疎外	周縁化
SRS-18	抑うつ・不安	.342**	.415**	.438**	.529**
	不機嫌・怒り	.302**	.321**	.357**	.490**
	無気力	.352**	.476**	.503**	.534**
	SRS-18 合計得点	.382**	.462**	.492**	.583**

注) \*\*は有意水準 1%である

(出典：文献 88 の表 3)

表 12 基本情報の項目と CAOD, SRS-18 の併存的妥当性

	CAOD	SRS-18
年齢	-.090	-.122*
性別	-.090	-.096*
職種	看護師	.152*
	理学療法士	.019
	作業療法士	-.092
	その他	-.117*
気分転換の機会	<b>.530**</b>	<b>.309**</b>
余暇時間の過ごし方	<b>.559**</b>	<b>.347**</b>
職場の人間関係	<b>.392**</b>	<b>.442**</b>

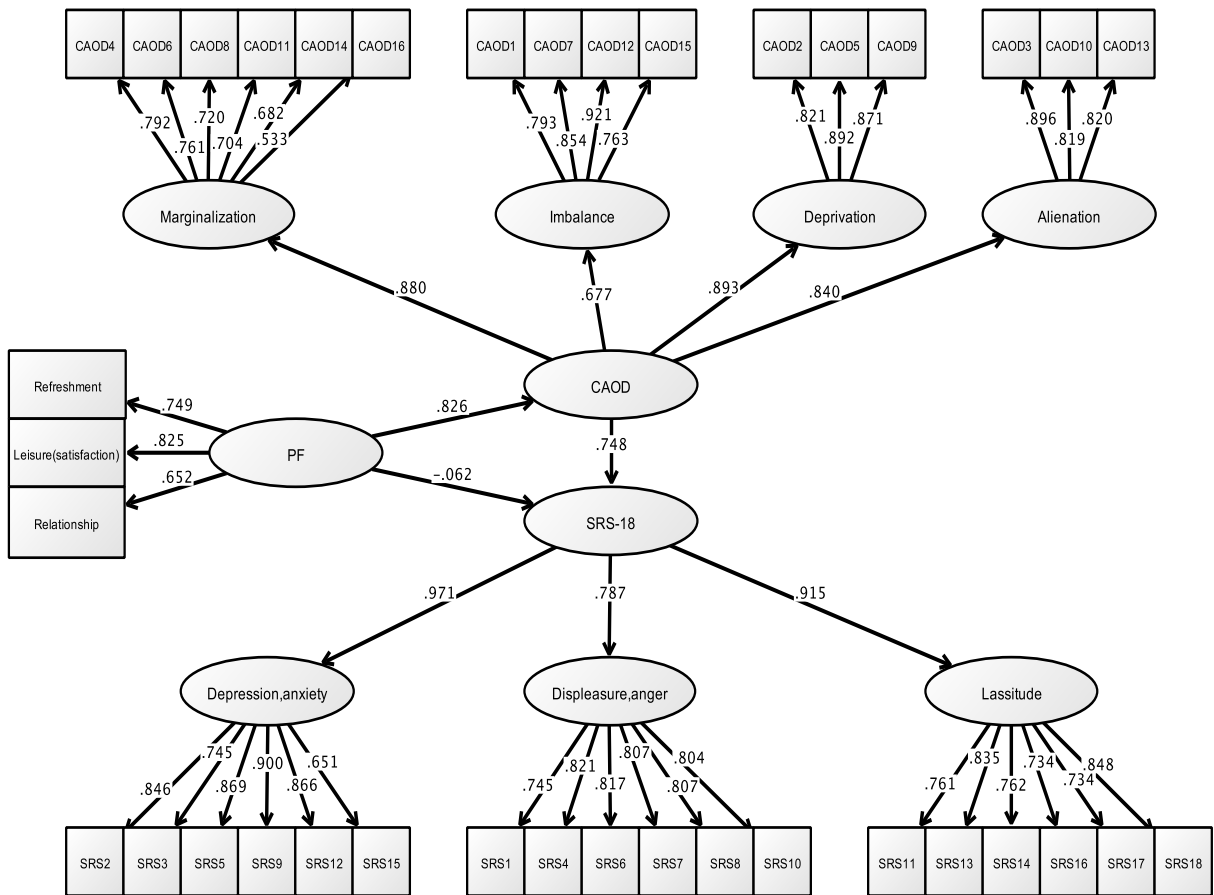
注 1) \*は有意水準 5%, \*\*は有意水準 1%である

注 2) 相関係数が 0.2 以上を太字で示す

(出典：文献 88 の表 2)

#### (4) 構造的関連性

パス解析では、図 9 と表 13 に示したように、作業機能障害はストレス反応に構造的関連性が認められた(標準化推定値= 0.748, 95%信頼区間 (Confidence Interval, 以下 CI) = 0.500; 0.995,  $p < 0.001$ ) (RMSEA = 0.061, CFI = 0.947, TLI = 0.943). さらに、共変量は最終的に気分転換の機会、余暇時間の過ごし方、職場の人間関係が残り、これらは作業機能障害に構造的関連性が認められた(標準化推定値 = 0.826, 95%CI = 0.758; 0.894,  $p < 0.001$ ). 共変量から作業機能障害を通してストレス反応へ影響を与える間接効果は 0.617 であった (95%CI = 0.396; 0.838,  $p < 0.001$ ).



RMSEA = .061, CFI = .947, TLI = .943

図9 CAODとSRS-18の構造的関連性

注) PFはPersonal Factor(個人因子), Refreshmentは気分転換の機会, Leisure(satisfaction)は余暇時間の過ごし方, Relationshipは職場の人間関係である。その他の因子名は図6, 8と同様である

(出典: 文献88の図5)

表 13 CAOD と SRS-18 の構造的関連性

モデル適合度					
RMSEA	.061 [90%CI = .057; .064]				
CFI	.947				
TLI	.943				
標準化推定値 標準誤差 z 値 p 値 95%CI					
構造的関連性					
SRS-18					
CAOD	.748	.096	7.771	.000	.500; .995
PF	-.062	.107	-.574	.566	-.338; .215
CAOD					
PF	.826	.026	31.284	.000	.758; .894
因子構造					
CAOD					
作業不均衡	.677	.028	23.861	.000	.604; .750
作業剥奪	.893	.017	53.737	.000	.850; .936
作業疎外	.840	.021	39.462	.000	.785; .894
作業周縁化	.880	.017	52.298	.000	.837; .923
SRS-18					
抑うつ・不安	.971	.014	70.326	.000	.935; 1.006
不機嫌・怒り	.787	.024	32.723	.000	.725; .849
無気力	.915	.017	52.651	.000	.870; .960
間接効果					
PF から SRS-18	.617	.086	7.195	.000	.396; .838
R 決定係数					
SRS-18	.487	.040	12.112	.000	-

注) CI は Confidence Interval (信頼区間), z 値は標準化得点, p 値は有意確率, PF は Personal factor (個人因子) である

(出典: 文献 88 の表 4)

#### 4. 研究 2-2 作業機能障害とバーンアウト症候群の構造的関連性の検討

##### 1) 目的

研究 2-2 の目的は、作業機能障害とバーンアウト症候群の構造的関連性を検討することだった。

##### 2) 対象

対象者は医療従事者 1142 名（医師 21 名，看護師 484 名，理学療法士 205 名，作業療法士 180 名，その他 252 名）であった。

##### 3) 協力施設の選定

協力施設を選定する方法とデータ収集期間は研究 2-1 と同様とした。

##### 4) 調査内容

調査内容は、基本情報，CAOD，JBS であった。

###### (1) 基本情報

基本情報は研究 2-1 で詳述した通りである。

###### (2) CAOD

CAOD は研究 1 で詳述した通りである。

###### (3) JBS

JBS は研究 1 で詳述した通りである。

##### 5) 方法

手順やデータ解析の基準は研究 2-1 で詳述した通りである。使用した尺度は JBS であった。

##### 6) 結果

###### (1) 記述統計量の算出

研究 2-2 の記述統計量の結果は表 14 に示す。全対象者の平均年齢は 34.5 歳（±10.2）であった。男女別では、男性 476 名（41.6%），女性 650 名（56.9%），未記入 16 名（1.4%）であった。ジャックベラ検定では有意確率が 0.008 であり，CAOD の正規性が確認されなかった（歪度 0.009，尖度-0.449）。

表 14 記述統計量の算出 (n = 1142)

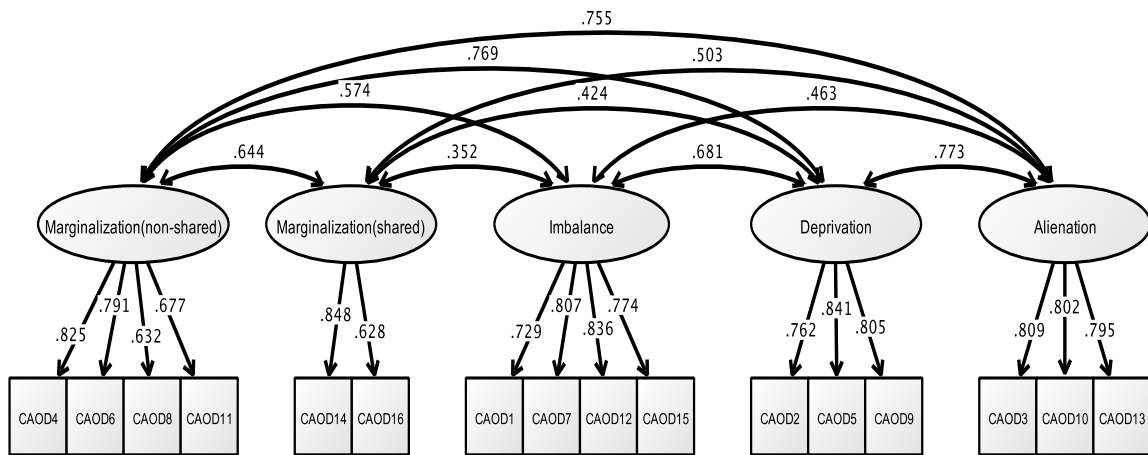
	対象者数	%	
職種	医師	21	1.8
	看護師	484	42.3
	理学療法士	205	17.9
	作業療法士	180	15.7
	その他	252	22.0
気分転換の機会	かなりある	111	9.7
	ある程度ある	629	55.0
	どちらともいえない	143	12.5
	あまりない	112	9.8
	ほとんどない	106	9.2
	未記入	41	3.5
余暇時間の過ごし方	十分満足している	82	7.1
	ある程度満足している	509	44.5
	どちらともいえない	33	2.8
	あまり満足できていない	237	20.7
	全然満足していない	68	5.9
	未記入	213	18.6
職場の人間関係	非常に良い	107	9.3
	おおむね良い	463	40.5
	どちらともいえない	209	18.3
	少し悪い	48	4.2
	かなり悪い	14	1.2
	未記入	301	26.3

(出典：文献 88 の表 5)

## (2) 構造的妥当性

CAOD の一次因子モデルは、先行研究で示された 4 因子で適合度基準を満たさなかった。そのため、CAOD は EFA を行い、最適な因子を再構成した。結果、作業周縁化が非共有環境的作業周縁化（項目 4, 6, 8, 11）と共有環境的作業周縁化（項目 14, 16）の 2 因子に分かれる 5 因子構造の CAOD が採用された。この 5 因子構造で CFA にかけて、一次因子モデルの適合度が改善された (RMSEA = 0.074, CFI = 0.940, TLI = 0.924) (図 10)。CAOD の二次因子モデルは、5 因子構造の CAOD で

検討し、良好な適合度が確認された (RMSEA = 0.067, CFI = 0.926, TLI = 0.910) (図 11, 表 15).

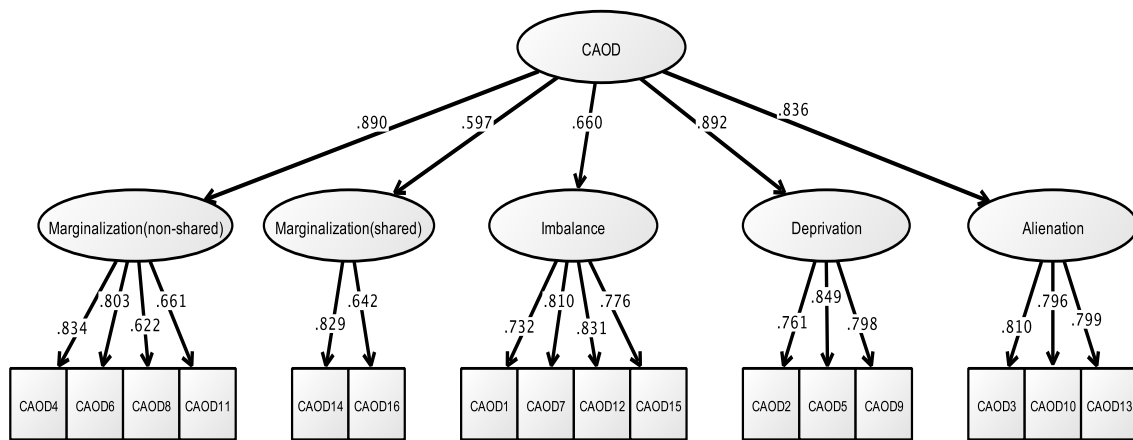


RMSEA = .074, CFI = .940, TLI = .924

図 10 一次因子モデルの CAOD の構造的妥当性

注) Marginalization (non-shared)は非共有環境的作業周縁化, Marginalization (shared)は共有環境的作業周縁化である。その他の因子名は研究 2-1 と同様である

(出典：文献 88 の図 6)



RMSEA = .067, CFI = .926, TLI = .910

図 11 二次因子モデルの CAOD の構造的妥当性

注) 因子名は研究 2-1, 図 10 と同様である



表 15 CAOD の構造的妥当性

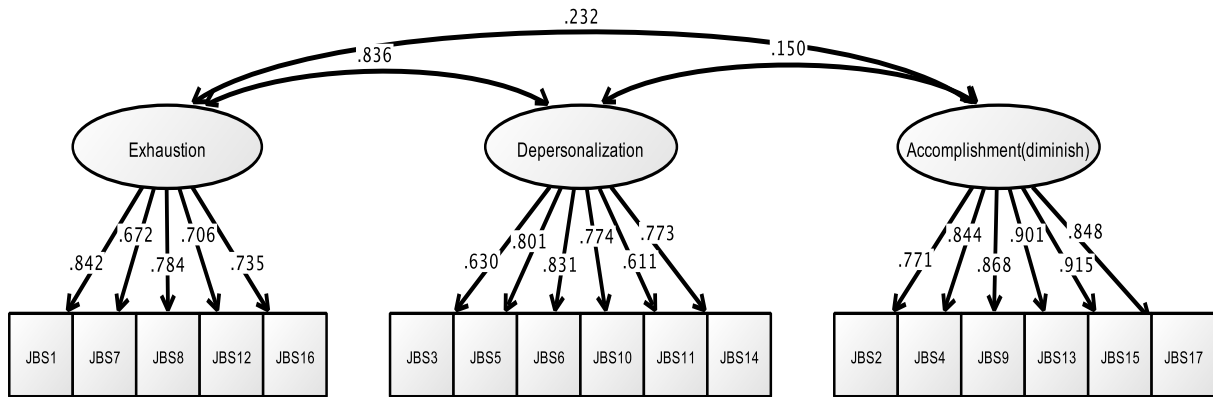
	標準化推定値	標準誤差	z 値	p 値	95%CI
作業不均衡					
CAOD1	.732	.020	36.349	.000	.680; .784
CAOD7	.810	.015	52.660	.000	.770; .849
CAOD12	.831	.015	55.849	.000	.793; .870
CAOD15	.776	.016	48.326	.000	.735; .818
作業剥奪					
CAOD2	.761	.018	41.635	.000	.714; .809
CAOD5	.849	.014	61.009	.000	.813; .885
CAOD9	.798	.018	44.810	.000	.752; .844
作業疎外					
CAOD3	.810	.017	46.704	.000	.766; .855
CAOD10	.796	.016	48.501	.000	.754; .839
CAOD13	.799	.017	45.842	.000	.754; .844
非共有環境的作業周縁化					
CAOD4	.834	.015	55.673	.000	.795; .872
CAOD6	.803	.018	45.846	.000	.758; .848
CAOD8	.622	.024	25.565	.000	.559; .685
CAOD11	.661	.023	28.955	.000	.603; .720
共有環境的作業周縁化					
CAOD14	.829	.031	26.857	.000	.750; .909
CAOD16	.642	.033	19.684	.000	.558; .726
作業機能障害					
作業不均衡	.660	.026	25.574	.000	.594; .727
作業剥奪	.892	.019	46.982	.000	.843; .941
作業疎外	.836	.021	40.651	.000	.783; .889
非共有環境的作業周縁化	.890	.021	42.677	.000	.836; .943
共有環境的作業周縁化	.597	.035	16.943	.000	.506; .688

注 1) CI は Confidence Interval (信頼区間), z 値は標準化得点, p 値は有意確率である

注 2) 表中の CAOD は項目を示す□

JBS の一次因子モデルでは, 先行研究の因子通り 3 因子に分類された (RMSEA = 0.097, CFI = 0.956, TLI = 0.948) (図 12). JBS の二次因子モデルでは, 適合度は良好であったが, 多重共線性が

生じており、分散、共分散を 1 に固定する、等値制約する、自由度を上げるなどの制約をかけると適合度が低下する結果となった。したがって、JBS の二次因子モデルは制約をかけない解析結果を採用した (RMSEA = 0.097, CFI = 0.956, TLI = 0.948) (図 13, 表 16)。

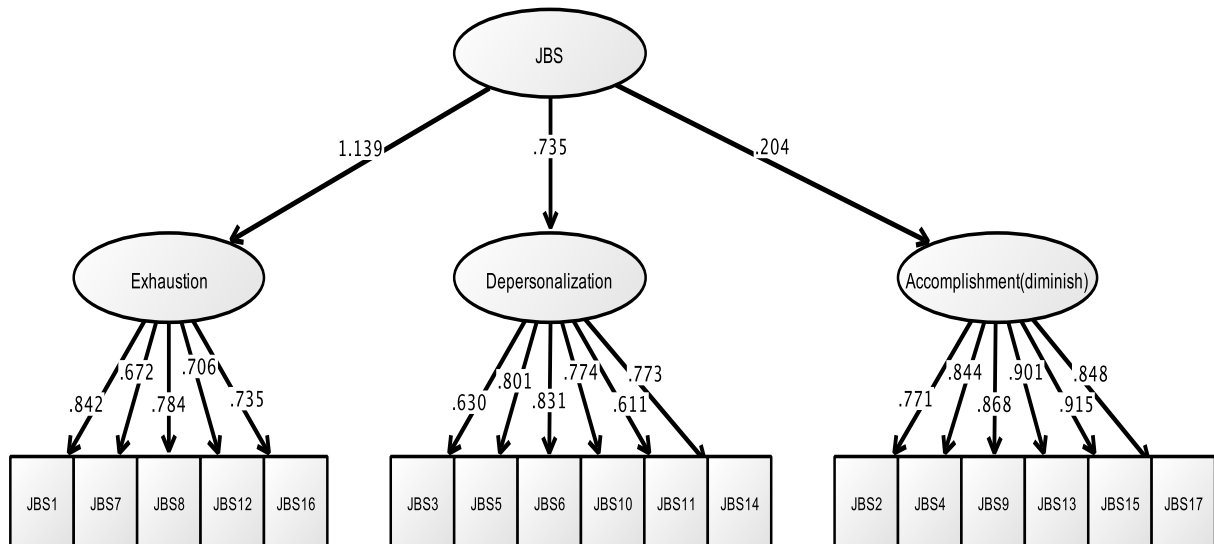


RMSEA = .097, CFI = .956, TLI = .948

図 12 一次因子モデルの JBS の構造的妥当性

注) Exhaustion は情緒的消耗感, Depersonalization は脱人格化, Accomplishment (diminish)は個人的達成感の欠如である。先行研究では情緒的消耗感 (項目 1,7,8,12,16), 脱人格化 (項目 3,5,6,10,11,14), 個人的達成感の欠如 (項目 2,4,9,13,15,17) に分類されている

(出典: 文献 88 の図 7)



注) RMSEA = .097, CFI = .956, TLI = .948

図 13 二次因子モデルの JBS の構造的妥当性

注) 因子名は図 12 と同様である

表 16 JBS の構造的妥当性

	標準化推定値	標準誤差	z 値	p 値	95%CI
情緒的消耗感					
JBS1	.842	.013	64.955	.000	.809; .876
JBS7	.672	.020	33.427	.000	.620; .724
JBS8	.784	.015	50.615	.000	.744; .823
JBS12	.706	.018	39.444	.000	.660; .753
JBS16	.735	.016	44.556	.000	.692; .777
脱人格化					
JBS3	.630	.020	31.287	.000	.578; .682
JBS5	.801	.016	51.205	.000	.760; .841
JBS6	.831	.015	57.173	.000	.794; .869
JBS10	.774	.016	47.437	.000	.732; .816
JBS11	.611	.024	25.429	.000	.549; .673
JBS14	.773	.019	41.116	.000	.725; .822
個人的達成感の欠如					
JBS2	.771	.013	58.292	.000	.737; .805
JBS4	.844	.010	84.637	.000	.819; .870
JBS9	.868	.009	100.955	.000	.846; .891
JBS13	.901	.007	128.432	.000	.883; .920
JBS15	.915	.006	143.905	.000	.899; .931
JBS17	.848	.009	89.411	.000	.824; .873
バーンアウト症候群					
情緒的消耗感	1.139	.086	13.307	.000	.918; 1.359
脱人格化	.735	.057	12.977	.000	.589; .880
個人的達成感の欠如	.204	.032	6.417	.000	.122; .286

注 1) CI は Confidence Interval (信頼区間), z 値は標準化得点, p 値は有意確率である

注 2) 表中の JBS は項目を示す□

### (3) 併存的妥当性

併存的妥当性は、CAOD の 5 因子と JBS の 3 因子の相関をそれぞれ検討したところ、個人的達成感の欠如は作業不均衡、作業剥奪、作業周縁化で相関が得られなかった。その他は全てやや強い相関から弱い相関 ( $r = 0.530 \sim 0.174$ ) が得られた (表 17)。共変量で抽出するために基本情報、CAOD 合計得点、JBS 合計得点との相関を検討した。結果として、気分転換の機会、余暇時間の過ごし方、

職場の人間関係が CAOD と JBS の両者にやや強い相関から中等度の相関 ( $r = 0.525 \sim 0.224$ ) を示した (表 18).

表 17 CAOD と JBS の併存的妥当性

		CAOD				
		不均衡	剥奪	疎外	非共有環境的周縁化	共有環境的周縁化
JBS	情緒的消耗感	.530**	.417**	.482**	.480**	.222**
	脱人格化	.343**	.378**	.505**	.524**	.313**
	個人的達成感の欠如	-.02	.014	.174**	.021	-.029
	JBS 合計得点	.306**	.288**	.464**	.376**	.168**

注) \*\*は有意水準 1%である

(出典：文献 88 の表 3)

表 18 基本情報の項目と CAOD, JBS の併存的妥当性

	CAOD	JBS
年齢	.012	-.156**
性別	-.065*	<b>.243**</b>
職種	看護師	<b>.160*</b>
	理学療法士	-.136**
	作業療法士	-.110**
	その他	-.009
気分転換の機会	<b>.485**</b>	<b>.224**</b>
余暇時間の過ごし方	<b>.525**</b>	<b>.277**</b>
職場の人間関係	<b>.429**</b>	<b>.305**</b>

注 1) \*は有意水準 5%, \*\*は有意水準 1%である

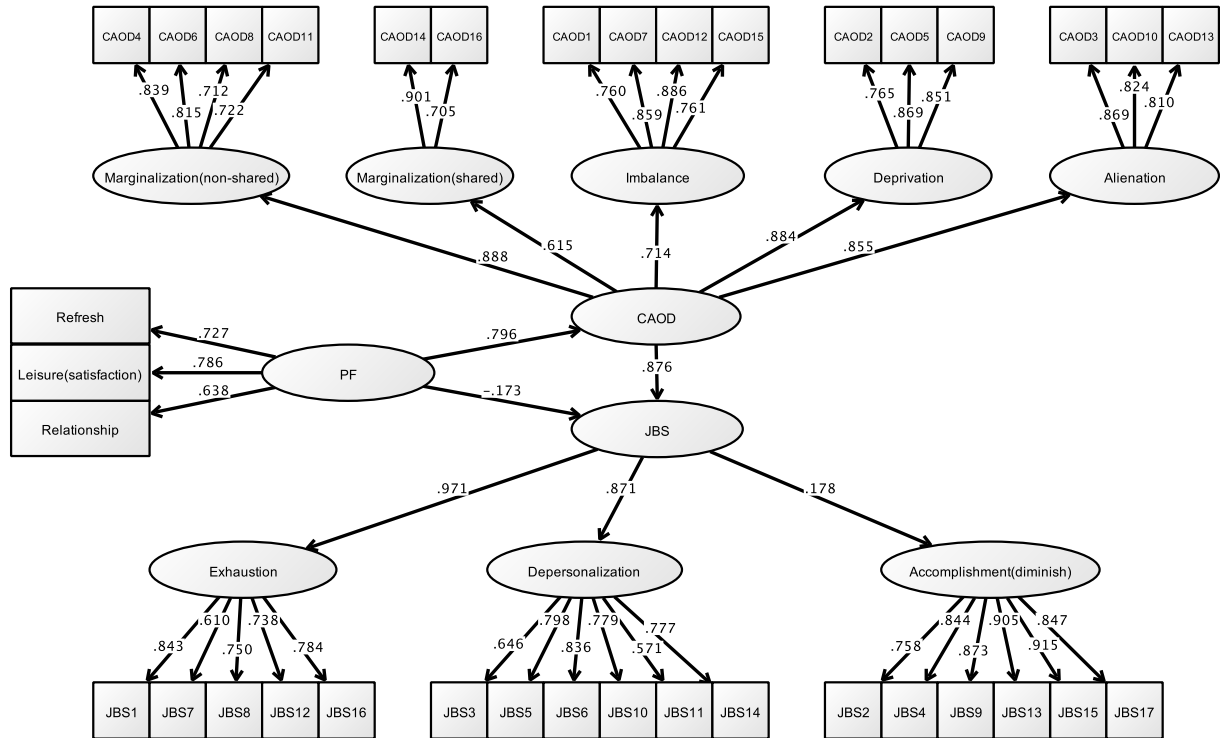
注 2) 相関係数が 0.2 以上を太字で示す

(出典：文献 88 の表 2)

#### (4) 構造的関連性

図 14 と表 19 に示したように、作業機能障害はバーンアウト症候群に構造的関連性が認められた (標準化推定値 = 0.876, 95%CI = 0.723; 1.029,  $p < 0.001$ ) (RMSEA = 0.076, CFI = 0.919, TLI = 0.913). さらに、共変量は最終的に気分転換の機会、余暇時間の過ごし方、職場の人間関係が残り、

これらは作業機能障害にのみ構造的関連性が認められた（標準化推定値 = 0.796, 95%CI = 0.750; 0.841,  $p < 0.001$ ）。共変量から作業機能障害を通してバーンアウト症候群へ影響を与える間接効果は 0.697 であった（95%CI = 0.556; 0.838,  $p < 0.001$ ）。



RMSEA = .076, CFI = .919, TLI = .913

図 14 CAOD と JBS の構造的関連性

注) 因子名は研究 2-1, 図 11, 13 と同様である

(出典: 文献 88 の図 8)

表 19 CAOD と JBS の構造的関連性

モデル適合度					
RMSEA	.076 [90%CI = .073; .078]				
CFI	.919				
TLI	.913				
	標準化推定値	標準誤差	z 値	p 値	95%CI
構造的関連性					
JBS					
CAOD	.876	.060	14.714	.000	.723; 1.029
PF	-.173	.068	-2.538	.011	-.349; .003
CAOD					
PF	.796	.018	45.214	.000	.750; .841
因子構造					
CAOD					
作業不均衡	.714	.017	41.649	.000	.670; .758
作業剥奪	.884	.010	86.646	.000	.857; .910
作業疎外	.855	.012	70.107	.000	.824; .886
非共有環境的作業周縁化	.888	.011	84.104	.000	.861; .916
共有環境的作業周縁化	.615	.024	25.447	.000	.552; .677
JBS					
情緒的消耗感	.971	.014	67.697	.000	.934; 1.008
脱人格化	.871	.016	55.916	.000	.831; .911
個人的達成感の欠如	.178	.032	5.642	.000	.097; .260
間接効果					
PF から JBS	.697	.055	12.725	.000	.556; .838
R 決定係数					
JBS	.556	.029	19.135	.000	-

注) CI は Confidence Interval (信頼区間), z 値は標準化得点, p 値は有意確率, PF は Personal factor (個人因子) である

(出典: 文献 88 の表 6)

## 5. 研究 2-3 作業機能障害と抑うつ状態の構造的関連性の検討

### 1) 目的

研究 2-3 の目的は、作業機能障害と抑うつ状態の構造的関連性を検討することだった。

### 2) 対象

対象者は研究 1 と同様であった。

### 3) 協力施設の選定

協力施設を選定する方法とデータ収集期間は研究 1 と同様であった。

### 4) 調査内容

調査内容は基本情報、CAOD、CES-D であった。

#### (1) 基本情報

基本情報は研究 1 で詳述した通りである。

#### (2) CAOD

CAOD は研究 1 で詳述した通りである。

#### (3) CES-D

CES-D は研究 1 で詳述した通りである。

### 5) 方法

手順やデータ解析の基準は研究 2-1、研究 2-2 で詳述した通りである。使用した尺度は CES-D であった。

### 6) 結果

#### (1) 記述統計量の算出

研究 2-3 の記述統計量の結果は表 20 に示す。全対象者の平均年齢は 33.6 歳 (±10.2) であった。男女別では、男性 159 名 (23.5%)、女性 509 名 (75.4%)、未記入 6 名 (0.9%) であった。ジャックベラ検定では有意確率が 0.040 であり、CAOD の正規性が確認されなかった (歪度 0.210, 尖度-0.231)。

表 20 記述統計量の算出 (n = 674)

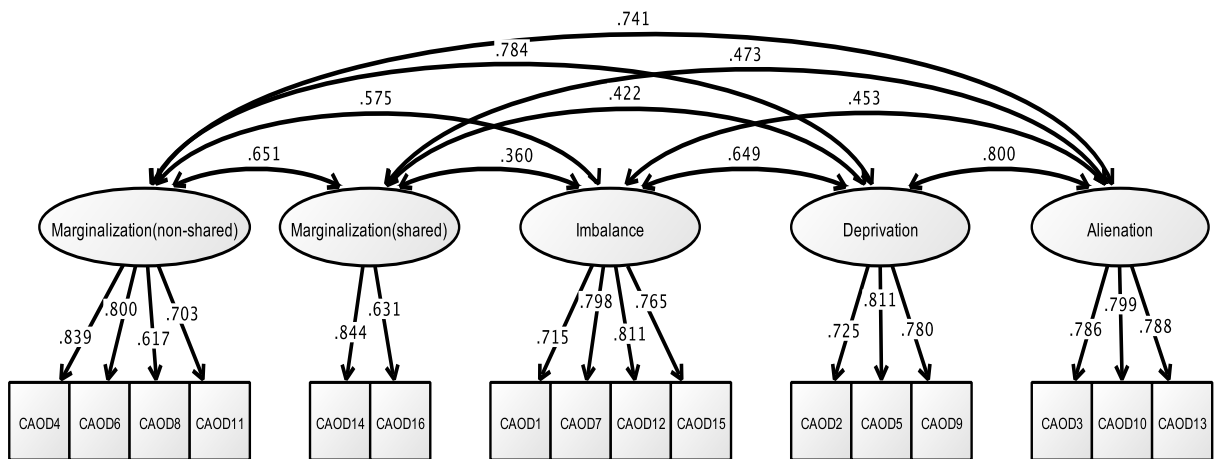
		対象者数	%
職種	看護師	388	57.6
	理学療法士	155	23.0
	作業療法士	123	18.2
	その他	8	1.1
気分転換の機会	かなりある	71	10.5
	ある程度ある	364	54.0
	どちらともいえない	91	13.5
	あまりない	56	8.3
	ほとんどない	62	9.1
	未記入	30	4.4
余暇時間の過ごし方	十分満足している	53	7.9
	ある程度満足している	285	42.3
	どちらともいえない	141	20.9
	あまり満足できていない	123	18.2
	全然満足していない	43	6.4
	未記入	29	4.3
職場の人間関係	非常に良い	85	12.6
	おおむね良い	356	52.8
	どちらともいえない	162	24.0
	少し悪い	29	4.3
	かなり悪い	13	1.9
	未記入	29	4.3

(出典：文献 88 の表 7)

## (2) 構造的妥当性

CAOD の一次因子モデルは、先行研究で示された 4 因子で適合度基準を満たさなかった。そのため、CAOD は EFA を行い、最適な因子を再構成した。結果、研究 2-2 と同様に作業周縁化が非共有環境的作業周縁化と共有環境的作業周縁化に分かれる 5 因子構造の CAOD が採用された。この 5 因子構造で CFA にかけると、一次因子モデルの適合度が改善された (RMSEA = 0.076, CFI = 0.933, TLI = 0.914) (図 15)。CAOD の二次因子モデルは、5 因子構造で検討し、良好な適合度が確認された (RMSEA = 0.068, CFI = 0.922, TLI = 0.905) (図 16, 表 21)。



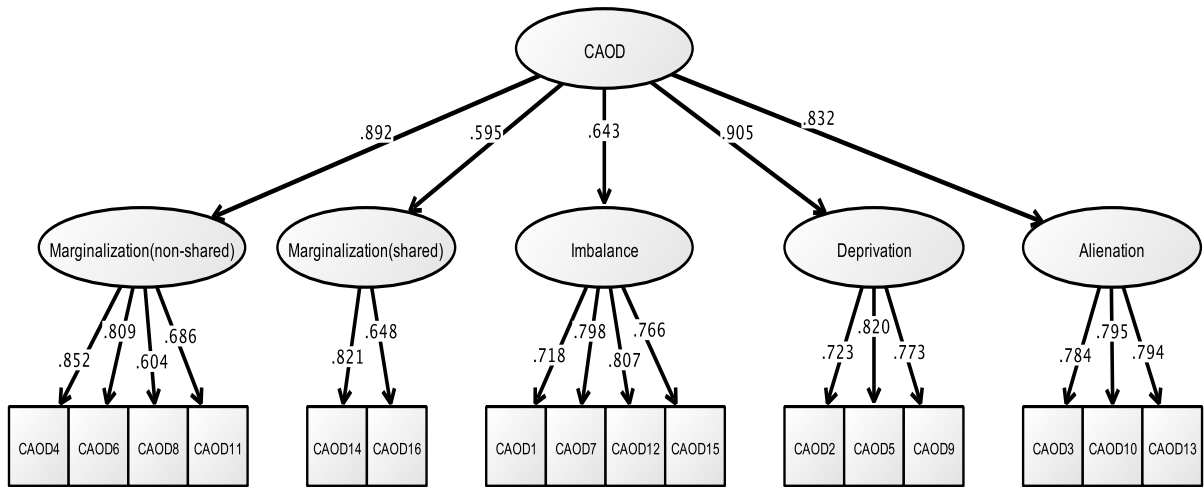


RMSEA = .076, CFI = .933, TLI = .914

図 15 一次因子モデルの CAOD の構造的妥当性

注) 潜在変数名は研究 2-2 と同様である

(出典: 文献 88 の図 9)



RMSEA = .068, CFI = .922, TLI = .905

図 16 二次因子モデルの CAOD の構造的妥当性

注) 潜在変数名は研究 2-2 と同様である

表 21 二次因子モデルの CAOD の構造的妥当性

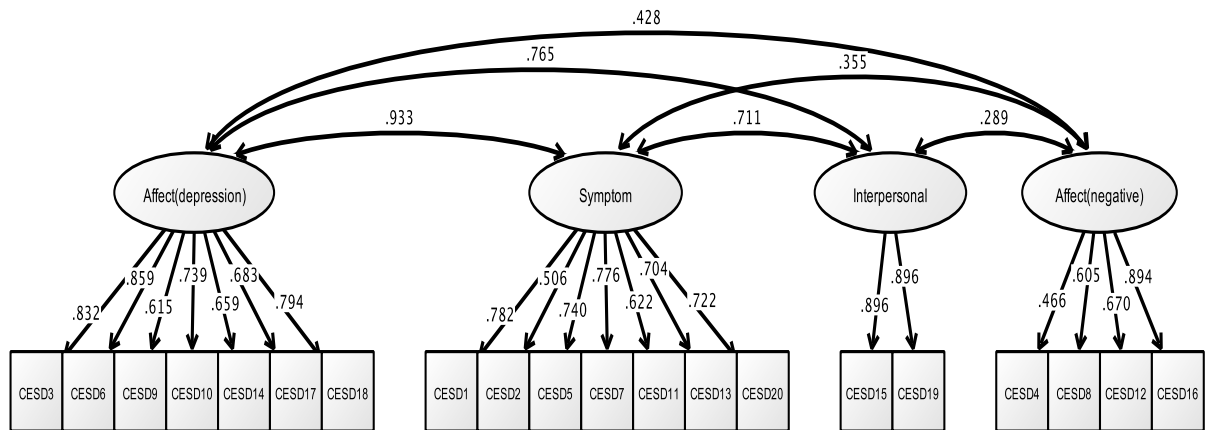
	標準化推定値	標準誤差	z 値	p 値	95% CI
作業不均衡					
CAOD1	.718	.028	25.746	.000	.646; .790
CAOD7	.798	.021	38.348	.000	.744; .851
CAOD12	.807	.022	36.268	.000	.750; .865
CAOD15	.766	.022	35.108	.000	.710; .822
作業剥奪					
CAOD2	.723	.027	26.724	.000	.653; .793
CAOD5	.820	.021	39.407	.000	.767; .874
CAOD9	.773	.026	30.204	.000	.707; .839
作業疎外					
CAOD3	.784	.024	32.543	.000	.722; .846
CAOD10	.795	.022	36.283	.000	.739; .852
CAOD13	.794	.023	34.340	.000	.735; .854
非共有環境的作業周縁化					
CAOD4	.852	.015	47.886	.000	.806; .898
CAOD6	.809	.022	36.326	.000	.752; .867
CAOD8	.604	.031	19.249	.000	.523; .685
CAOD11	.686	.027	25.374	.000	.616; .756
共有環境的作業周縁化					
CAOD14	.821	.040	20.737	.000	.719; .923
CAOD16	.648	.045	14.303	.000	.531; .765
作業機能障害					
作業不均衡	.643	.034	30.897	.000	.556; .731
作業剥奪	.905	.027	33.624	.000	.835; .974
作業疎外	.832	.027	30.897	.000	.763; .902
非共有環境的作業周縁化	.892	.029	30.699	.000	.817; .966
共有環境的作業周縁化	.595	.048	12.376	.000	.471; .718

注 1) CI は Confidence Interval (信頼区間), z 値は標準化得点, p 値は有意確率である

注 2) 表中の CAOD は項目を示す□

CES-D の一次因子モデルでは, 先行研究の因子通り 4 因子に分類された (RMSEA = 0.060, CFI = 0.933, TLI = 0.914) (図 17). CES-D の二次因子モデルでは, 適合度は良好であったが, 多重共線

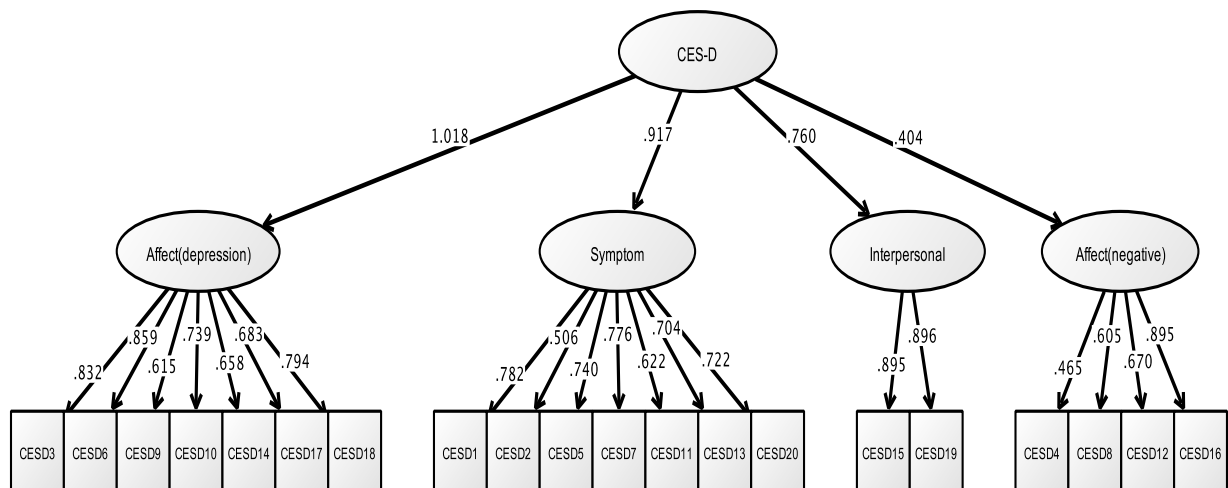
性が生じており、分散、共分散を 1 に固定する、等値制約する、自由度を上げるなどの制約をかけると適合度が低下する結果となった。したがって、CES-D の二次因子モデルは制約をかけない解析結果を採用した (RMSEA = 0.059, CFI = 0.951, TLI = 0.944) (図 18, 表 22)。



RMSEA = .060, CFI = .933, TLI = .914

図 17 一次因子モデルの CES-D の構造的妥当性

注) Affect (depression)はうつ状態, Symptom は身体症状, Interpersonal は対人関係, Affect (negative)はネガティブ感情である。先行研究ではうつ状態 (項目 3,6,9,10,14,17,18), 身体症状 (項目 1,2,5,7,11,13,20), 対人関係 (項目 15,19), ネガティブ感情 (項目 4,8,12,16) に分類される (出典: 文献 88 の図 10)



RMSEA = .059, CFI = .951, TLI = .944

図 18 二次因子モデルの CES-D の構造的妥当性

注) 因子名は図 17 と同様である

表 22 二次因子モデルの CES-D の構造的妥当性

	標準化推定値	標準誤差	z 値	p 値	95%CI
うつ状態					
CESD3	.832	.024	35.221	.000	.771; .893
CESD6	.859	.018	47.493	.000	.813; .906
CESD9	.615	.031	19.544	.000	.534; .696
CESD10	.739	.034	21.838	.000	.652; .826
CESD14	.658	.035	18.686	.000	.568; .749
CESD17	.683	.041	16.720	.000	.578; .788
CESD18	.794	.024	33.083	.000	.732; .856
身体症状					
CESD1	.782	.021	37.073	.000	.728; .837
CESD2	.506	.052	9.792	.000	.373; .639
CESD5	.740	.024	30.781	.000	.678; .802
CESD7	.776	.023	33.577	.000	.716; .836
CESD11	.622	.038	16.448	.000	.525; .720
CESD13	.704	.030	23.450	.000	.627; .781
CESD20	.722	.036	20.237	.000	.630; .814
対人関係					
CESD15	.895	.031	28.939	.000	.816; .975
CESD19	.896	.026	33.918	.000	.828; .964
ネガティブ感情					
CESD4	.465	.047	9.858	.000	.343; .586
CESD8	.605	.039	15.587	.000	.505; .705
CESD12	.670	.037	17.900	.000	.574; .766
CESD16	.895	.041	21.908	.000	.790; 1.001
抑うつ状態					
うつ状態	1.018	.021	48.860	.000	.964; 1.071
身体症状	.917	.022	42.327	.000	.861; .973
対人関係	.760	.031	24.542	.000	.680; .840
ネガティブ感情	.404	.041	9.813	.000	.298; .510

注 1) CI は Confidence Interval (信頼区間), z 値は標準化得点, p 値は有意確率である

注 2) 表中の CESD は項目を示す□

### (3) 併存的妥当性

併存的妥当性は、CAOD の因子ごとの合計得点と CES-D の因子ごとの合計得点をそれぞれ検討したところ、全ての項目にやや強い相関から弱い相関 ( $r = 0.481 \sim 0.177$ ) が得られた (表 23)。基本情報は、気分転換の機会、余暇時間の過ごし方、職場の人間関係が CAOD 合計得点、CES-D 合計得点ともにやや強い相関から中等度の相関 ( $r = 0.517 \sim 0.313$ ) を示した (表 24)。

表 23 CAOD と CES-D の併存的妥当性

	CAOD				
	不均衡	剥奪	疎外	非共有環境 的周縁化	共有環境的 周縁化
うつ状態	.400**	.392**	.476**	.408**	.251**
身体症状	.438**	.406**	.481**	.409**	.272**
CES-D 対人関係	.178**	.217**	.264**	.369**	.291**
ネガティブ感情	.177**	.292**	.380**	.302**	.191**
CES-D 合計得点	.426**	.461**	.581**	.503**	.330**

注) \*\*は有意水準 1%である

(出典：文献 88 の表 3)

表 24 基本情報の項目と CAOD, CES-D の併存的妥当性

	CAOD	CES-D
年齢	.053	-.115**
性別	.074	.064
職種		
看護師	.199**	.079
理学療法士	-.185**	-.071
作業療法士	-.102**	-.023
その他	-	-
気分転換の機会	<b>.463**</b>	<b>.313**</b>
余暇時間の過ごし方	<b>.517**</b>	<b>.392**</b>
職場の人間関係	<b>.438**</b>	<b>.356**</b>

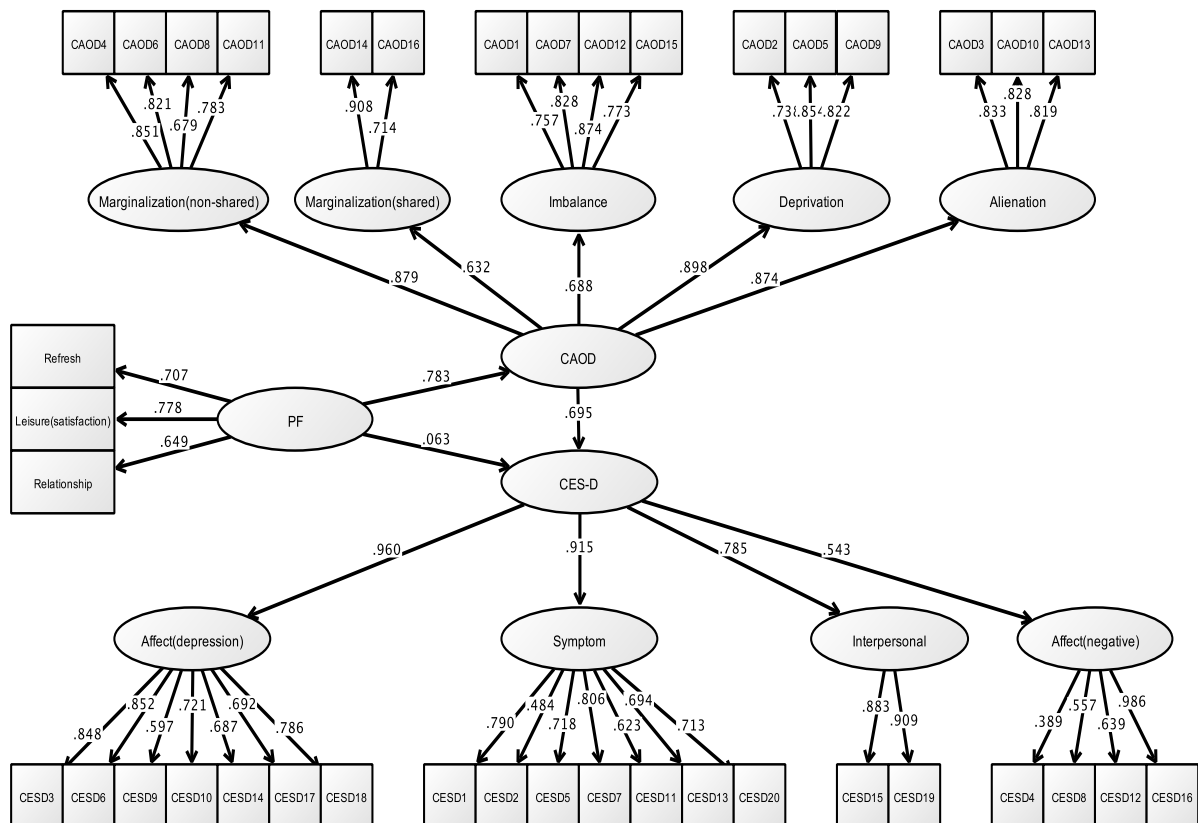
注 1) \*は有意水準 5%，\*\*は有意水準 1%である

注 2) 相関係数が 0.2 以上を太字で示す

(出典：文献 88 の表 2)

#### (4) 構造的関連性

図 19 と表 25 に示したように、作業機能障害は抑うつ状態に構造的関連性が認められた（標準化推定値 = 0.695, 95%CI = 0.521; 0.869,  $p < 0.001$ ）（RMSEA = 0.060, CFI = 0.922, TLI = 0.917）。さらに、共変量は最終的に気分転換の機会、余暇時間の過ごし方、職場の人間関係が残り、これらは作業機能障害のみに構造的関連性が認められた（標準化推定値 = 0.783, 95%CI = 0.723; 0.842,  $p < 0.001$ ）。共変量から作業機能障害を通して抑うつ状態へ影響を与える間接効果は 0.544 であった（95%CI = 0.398; 0.690,  $p < 0.001$ ）。



RMSEA = .060, CFI = .922, TLI = .917

図 19 CAOD と CES-D の構造的関連性

注) 潜在変数名は研究 2-2, 図 16, 18 と同様である

(出典: 文献 88 の図 11)

表 25 CAOD と CES-D の構造的関連性

モデル適合度					
RMSEA	.060 [90%CI = .057; .063]				
CFI	.922				
TLI	.917				
	標準化推定値	標準誤差	z 値	p 値	95%CI
構造的関連性					
CES-D					
CAOD	.695	.067	10.301	.000	.521; .869
PF	.063	.076	.829	.407	-.133; .259
CAOD					
PF	.783	.023	33.791	.000	.723; .842
因子構造					
CAOD					
作業不均衡	.688	.025	27.477	.000	.624; .753
作業剥奪	.898	.015	57.989	.000	.858; .938
作業疎外	.874	.015	56.918	.000	.835; .914
非共有環境的作業 周縁化	.879	.014	61.800	.000	.843; .916
共有環境的作業周 縁化	.632	.032	19.721	.000	.549; .714
CES-D					
うつ状態	.960	.015	65.960	.000	.922; .997
身体症状	.915	.017	54.215	.000	.872; .959
対人関係	.785	.032	24.395	.000	.702; .868
ネガティブ感情	.543	.041	13.098	.000	.436; .649
間接効果					
PF から CES-D	.544	.057	9.578	.000	.398; .690
R 決定係数					
CES-D	.556	.031	17.714	.000	-

注) CI は Confidence Interval (信頼区間), z 値は標準化得点, p 値は有意確率, PF は Personal factor (個人因子) である

(出典: 文献 88 の表 8)

## 6. 考察

研究 2 では 3 つの研究を通して、作業機能障害と心理的問題の構造的関連性を示す仮説モデルが支持される結果となった。以下、その論拠を述べる。

### 1) 記述統計量の算出

CAOD は、3 つの研究を通して正規性が確認されなかった。尖度と歪度を確認すると、3 つの研究はともに値が小さかった。正規性の検定は頻度主義的な仮説検定モデルで行うため、対象者数が増えると尖度と歪度が僅かに 0 から解離すると帰無仮説が棄却される。本研究の対象者は研究 2-1 が 468 名で最も少ないものの、十分に大きなサンプルサイズであるため、正規性が確認されなかったと考えられる (表 8)。しかし、3 つの研究はともに、多変量正規性が確認されなくとも、推定精度に影響が出ない推定法を採用した。また各研究の結果を見るとわかるように、推定結果の標準誤差が非常に小さく、正確に推定できていると示されている。それゆえ、本研究で CAOD に正規性が認められなかったことが、後の結果に問題をもたらすことはなかったと考えられる。

他方、3 つの研究はサンプルサイズの大きさに著しい差が生じた (表 8, 表 14, 表 20)。そのため、男女比や職種構成比に差が生じていた。併存的妥当性の結果は、性別や職種の違いが CAOD などの尺度の結果に関連性を示さなかったものの、サンプルサイズの違いは CAOD の因子構造の差に影響を与えている可能性があると考えられる。

### 2) 構造的妥当性

CAOD の CFA は一次因子モデルでも二次因子モデルでも適合度がおおむね良好であった (図 5, 図 6, 図 10, 図 11, 図 15, 図 16, 表 9, 表 15, 表 21)。ただし、研究 2-1 では二次因子モデルで TLI が 0.894 であり、基準の 0.9 以上に 0.06 満たなかった。理由は、TLI は CFI よりも必ず低い値を取ることが考えられる。研究 2-1 の CAOD の CFI は 0.912 であり、TLI との差は 0.018 であることから、両者の指標の関係性が影響したのと考えられる。また、TLI は平均構造の分析を行う際に有効であるため、多母集団同時分析などを行う際に重要視される指標である<sup>87)</sup>。本研究は CFA で使用しているため、適合度基準としては補助的な指標として扱えると考えられる。RMSEA, CFI などの結果は適合度の良さを示していることから、研究 2-1 も含めて CAOD は一次因子モデルでも二次因子モデルでも使用できる尺度であると考えられる。

また、CAOD は研究 2-1 で 4 因子、研究 2-2 と研究 2-3 で 5 因子の構造を示した (図 5, 図 6, 図 10, 図 11, 図 15, 図 16)。研究 2-1 は 6 項目 1 因子で構成された作業周縁化が、研究 2-2 と研究 2-3 で 2 項目からなる共有環境的作業周縁化、4 項目からなる非共有環境的作業周縁化に分かれた。項目の内容を確認すると、前者が親しい人との間で生じる作業周縁化を、後者がそうでない人との間で生じる作業周縁化を表していた。研究 1 や研究 2-1 は作業周縁化を 6 項目 1 因子で構成されたが、共有環境的作業周縁化に分類された 2 項目の推定値は他の項目の推定値に比べて低い傾向にあった。こうしたことから、医療従事者は親しい人とそうでない人を区別しながら仕事をしている傾向にある



と考えられる。

SRS-18, JBS, CES-D の CFA は、一次因子モデルも二次因子モデルも、ともに適合度が良好であった (図 7, 図 8, 図 12, 図 13, 図 17, 図 18, 表 10, 表 16, 表 22)。しかし、二次因子モデルの場合、SRS-18 はストレス反応から抑うつ・不安, JBS はバーンアウト症候群から情緒的消耗感, CES-D は抑うつ状態からうつ状態への推定値が 1 を超えた (図 8, 図 13, 図 18)。これは、3 尺度の一次因子モデルの因子間相関を見るとわかるように、因子間の相関が高いために多重共線性が生じたと考えられる。標準化推定値は通常、絶対値で 1 以上を示すことはない。したがって、多重共線性が生じたモデルは不適解であるように見えるが、特定の条件が得られた場合は必ずしも不適解であるとは限らない<sup>87)</sup>。特定の条件とは、因子間の相関が高い、標準化推定値の測定精度を表す標準誤差の値が小さい、絶対値で 1 を超えた標準化推定値が直接の考察の対象ではない、単方向のパスであるなどの場合である。これらの場合は、適合度が良好である限りにおいて、標準化推定値が絶対値で 1 以上になっても問題にならない<sup>87)</sup>。

研究 2 の SRS-18, JBS, CES-D の構造的妥当性は、次の構造的関連性で MIMIC モデルに載せる前の測定方程式が成立するかどうかを確認することが目的であり、潜在変数間の推定値それ自体が考察の対象ではない。また、SRS-18, JBS, CES-D は単方向のパスであり、因子間の相関が高く、標準誤差の値も極めて小さかった。したがってこれらの尺度の一つの推定値で 1 を超えるものがあつたものの、適合度が良好であったことから、構造的妥当性が確認できたと判断したことは妥当であつたと考えられる。

### 3) 併存的妥当性

CAOD と SRS-18, JBS, CES-D は各因子とやや強い相関から弱い相関が認められた (表 11, 表 17, 表 23)。先行研究で示されていた通り、本研究でも作業機能障害と心理的問題が関連することが明らかになった<sup>24,25)</sup>。したがって、作業機能障害が生じていると心理的問題も生じている可能性があり、2つの問題は連動していることが考えられる。また、基本情報と各尺度は、3つの研究に共通して余暇時間の過ごし方、気分転換の機会、職場の人間関係が関連していた。つまり、作業機能障害と心理的問題は、生活様式の問題と密接に関連している可能性があると考えられる。

### 4) 構造的関連性

研究 2 では、共変量をコントロールしたうえで、作業機能障害が心理的問題に影響を与えるという仮説モデルが支持される結果となった (図 4)。研究 2 の目的は、医療従事者の労働衛生で重視される心理的問題と作業機能障害がどのように関連するかを検証することであった。作業療法が新たな領域に進出するためには、作業療法という方法で解決できる問題は何かを示す必要がある。そしてその問題は、異なるデータでも繰り返し再現される可能性を示す必要があると考えられる。そのため、研究 2 は異なる対象者で異なるデータを収集し、同型の仮説モデルで構造的関連性を吟味した。結果として、作業機能障害はストレス反応、バーンアウト症候群、抑うつ状態と構造的関連性があり、

対象を変えても同型の問題が繰り返し再現される可能性が考えられる。以下、その論拠を述べる。

### (1) 作業機能障害とストレス反応の構造的関連性

研究 2-1 では、作業機能障害はストレス反応に標準化推定値で 0.748、決定係数で 0.487 の影響を与える結果となった (図 9)。つまり、CAOD の得点が 1 変化すると、SRS-18 の得点が平均で 0.748 変化し、作業機能障害はストレス反応に約 48.7% の影響力を持つことがわかった。また、作業機能障害はストレス反応を介して抑うつ・不安、無気力に対して比較的強い影響を持っていた。医療従事者は作業機能障害に陥ると、ストレス反応が増大し、抑うつ・不安や無気力を中心に感じやすいと考えられる。したがって、作業機能障害はストレス反応の良し悪しに関与する問題であると考えられる。

### (2) 作業機能障害とバーンアウト症候群の構造的関連性

研究 2-2 では、作業機能障害はバーンアウト症候群に標準化推定値で 0.876、決定係数で 0.556 の影響を与える結果となった (図 14)。つまり、CAOD の得点が 1 変化すると、JBS の得点が平均で 0.876 変化する。また、作業機能障害はバーンアウト症候群に約 55.6% の影響力を持つことがわかった。バーンアウト症候群の潜在変数に対する作業機能障害の影響を見ると、特に脱人格化と情緒的消耗感が高かった。それに対して、個人的達成感の欠如は、作業機能障害からの標準化推定値で 0.156 しか影響を受けていなかった。その理由として、作業機能障害の中でも仕事は生活の大半を占めており、生活の中で生じた不具合は仕事にも反映されることが考えられる。一方、個人的達成感の仕事の意欲に関する潜在変数であり、専門職である医療従事者は、困難な治療が成功すると達成感を感じると思われる。したがって、個人的達成感は作業機能障害に陥っても感じやすいため、個人的達成感の欠如は作業機能障害からの影響が少なかったと考えられる。

### (3) 作業機能障害と抑うつ状態の構造的関連性

研究 2-3 では、作業機能障害は抑うつ状態に標準化推定値で 0.695、決定係数で 0.444 の影響を与える結果となった (図 19)。つまり、CAOD の得点が 1 変化すると、CES-D の得点が平均で 0.695 変化し、作業機能障害は抑うつ状態に約 44.4% の影響力を持っていた。作業機能障害は特に、うつ状態と身体症状に高い影響を与えていた。作業機能障害の内容も、非共有環境的作業周縁化、作業剥奪、作業疎外が高い影響を受けているため、親しくない人との交流、行いたい作業の制限、意味を感じられない作業への従事は気分の落ち込みや身体への悪影響を引き起こすと考えられる。したがって、抑うつ状態は作業機能障害から影響を受ける問題であると考えられる。

研究 2-1、研究 2-2、研究 2-3 を通して共変量として採用されたのは、気分転換の機会、余暇時間の過ごし方、職場の人間関係であり、作業機能障害のみに影響を与えていた。このことから、作業機能障害は、余暇時間の減少や気分転換できる機会の減少、職場での人間関係の悪化など、対象者が体験している生活状況に左右されると考えられる。

SRS-18、JBS、CES-D の二次因子モデルの CFA では、多重共線性の問題が出現していたが、構造的関連性では SRS-18、JBS、CES-D のいずれの標準化推定値も 1 以内に収まり、適合度も良好

であった。これは、他の変数と同時に分析することで、SRS-18、JBS、CES-D の説明変数が増え、値が補正されたためであると考えられる。したがって、構造的妥当性で多重共線性が生じても構造的関連性で検討するという判断は妥当であったと考えられる。

#### 5) 研究の限界と今後の展望

本研究にはいくつかの限界がある。本研究は横断研究であり厳密な因果関係を証明できない。今後は、時間経過を含めた因果関係の証明を行う必要があると考えられる。また、3つの研究を統合し、作業機能障害と心理的問題の構造的関連性を検討できたことで、作業機能障害から派生する問題は明らかになったが、この作業機能障害の解決方法は未だ不明確である。今後は、作業機能障害の有効な対策を明らかにする必要があると考えられる。

### 7. 結論

本研究の目的は、3つの研究で医療従事者の作業機能障害と心理的問題の構造的関連性を検討することだった。研究 2-1 では作業機能障害とストレス反応、研究 2-2 では作業機能障害とバーンアウト症候群、研究 2-3 では作業機能障害と抑うつ状態の構造的関連性を構造方程式モデリングで検討した。結果として、作業機能障害は心理的問題に構造的関連性があった。3つの研究は全て異なる対象者で行い、1つの仮説モデルの妥当性が繰り返し確認された。したがって、作業機能障害と心理的問題の構造的関連性は、対象を変更しても同型のモデルが再現されることが考えられ、多くの医療従事者に共通して存在している問題であることが考えられた。

### 第3章 研究3：作業機能障害とその軽減要因の構造的関連性の検討

#### 1. はじめに

労働衛生における予防的作業療法の可能性を拓くために、研究1では医療従事者を対象にCAODの妥当性と信頼性を明らかにした<sup>63)</sup>。続く研究2では、CAODを用い、作業機能障害が心理的問題に与える影響を構造的関連性の検討で示した<sup>88)</sup>。研究3では、作業機能障害の軽減に作用する要因の構造的関連性を検証する。予防的作業療法には、労働者の健康と安寧を支援することが期待されている<sup>89)</sup>。研究3は、そうした期待に応えるために必要な知見を提供する意義がある。

予防的作業療法は、地域で生活する虚弱高齢者に対する作業療法の効果研究がきっかけで注目されはじめた<sup>80)</sup>。予防的作業療法は地域で暮らす虚弱高齢者を対象に、作業療法群、社会活動群、無介入群を比較すると、作業療法が他の群に比べて健康状態やQOLなどの向上に効果があり、その効果も持続するというものだった<sup>90,91)</sup>。この予防的作業療法は、虚弱高齢者に作業、健康、幸福に関する知識やストレスへの対処の仕方を教授し、意味を感じる作業への参加を促進するというものだった<sup>80)</sup>。虚弱高齢者に対する予防的作業療法は、社会活動群と無介入群に比べて医療費の抑制に効果があり、それは予防的作業療法に関するシステマティックレビューでも例証されている<sup>92,93)</sup>。その後、予防的作業療法では、戦争で将来的に心的外傷が生じる可能性を防止する方略を検討している<sup>94)</sup>。

労働衛生と予防的作業療法の関連性で見ると、労働者のための予防的作業療法の役割は広く、腰痛症などの業務上の疾病・障害の発生防止、労働災害の低減、血圧コントロール、禁煙、ダイエット、ストレスコントロールなどがある<sup>15)</sup>。また予防的作業療法は、職場で労働者を教育することによって頸肩腕障害や頸肩腕症候群を防止し、健康促進へ貢献できると論じられている<sup>17)</sup>。これは、運動学習と人間工学の知見を取り入れることによって、労働者の筋骨格系障害の回復だけでなく、障害を予防し、作業参加の向上に貢献できる可能性を示すものである<sup>16)</sup>。さらに労働者に対する予防的作業療法は、職場で発生する暴力を減少させ、仕事に対する満足度を高め、生産性を向上させる可能性が示唆されている<sup>18,19)</sup>。このように、予防的作業療法は労働衛生の改善に貢献できる可能性が示されてきた。

しかしこれまでの予防的作業療法は、従来の労働衛生で重視される心身上の問題の防止や労働災害の低減などに焦点化したものが中心であり、作業療法で特に重視する労働者の作業機能障害の減少という観点から研究されていない。作業機能障害の存在率は、一般企業の労働者で約38%、医療従事者で約75%という高値を示している<sup>24,25)</sup>。また研究2で示したように、作業機能障害は労働衛生で問題視される心理的問題（ストレス反応、バーンアウト症候群、抑うつ状態）を促進する要因の可能性がある<sup>88)</sup>。こうしたことから、予防的作業療法では医療従事者の作業機能障害の低減に貢献する要因を明らかにしていく必要があると言える。

ところが、労働衛生では、対象が労働者であり障害予防に割ける時間の少なさが問題となり、実行性に乏しい<sup>95)</sup>。特に医療従事者は、仕事以外の時間を満足に取れないことや、精神科への受診の抵

抗感から、心身に不調をきたしても病院への受診機会が少ない<sup>96)</sup>。そのため、作業療法士と関わる機会がなく、適切な作業療法が行われない。心理的問題の背景には作業機能障害が存在していることから、労働衛生分野で医療従事者の作業機能障害の改善を図るには、医療従事者が自身の作業機能障害の改善にセルフヘルプを通して働きかける方法が必要である。

先行研究を見ると、健常者のライフスタイルの改善には、コーピングと作業に取り組むことが有効であるとされている<sup>97-99)</sup>。コーピングは、ストレス対処として様々な分野で幅広く用いられており、有効な対処を行うと個人の生活状況の改善が図れるとされている<sup>100)</sup>。作業に取り組むこととは、レジャー、セルフケア、生産活動などの意味のある作業を満足に行うことである<sup>101)</sup>。意味を感じる作業を促進することと健康関連 QOL は相関があるため、作業参加は健常者のライフスタイルの改善に有効である<sup>102)</sup>。したがって、本研究では、作業機能障害の低減に作業参加とコーピングが作用するという仮説モデルを構成し、その構造的関連性を検証することとした (図 20)。

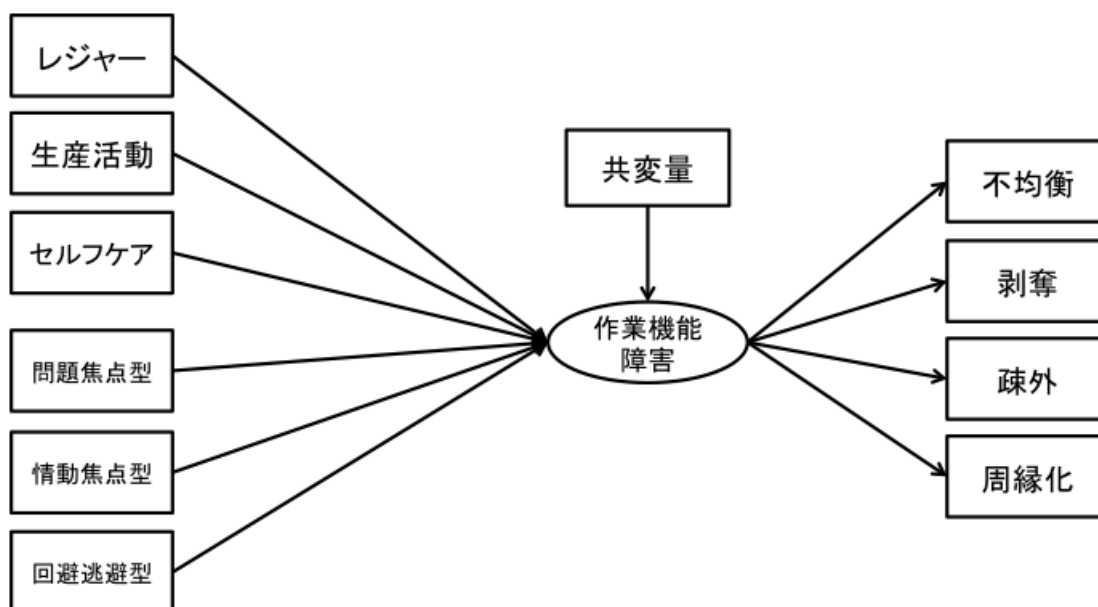


図 20 仮説モデル

## 2. 目的

本研究の目的は、医療従事者の作業機能障害とその軽減要因の構造的関連性を検討することだった。

## 3. 統計ソフトウェア

本研究では、記述統計量の算出に SPSS statistics ver.22, HAD ver.12.0 を使用した。項目分析に Exametrika ver.5.3 を使用した。併存的妥当性に SPSS statistics ver.22 を使用した。構造的妥当性と構造的関連性に Mplus ver.7.2 を使用した。

## 4. 方法

### 1) 対象

対象者は、医療従事者 601 名（看護師 199 名（准看護師，保健師含む），理学療法士 222 名，作業療法士 172 名，未記入 8 名）であった。

### 2) 協力施設の選定

協力施設を選定する方法は研究 1，2 と同様とした。データ収集期間は、2015 年 2 月から 2015 年 4 月の 2 ヶ月間であった。

### 3) 調査内容

調査内容は基本情報，CAOD，コーピング尺度（Coping Scale，以下 CS），SOPI であった。

#### (1) 基本情報

基本情報は、年齢，性別，職種，経験年数，職位，勤務体系，勤務時間，通勤時間，気分転換の機会，余暇時間の過ごし方，飲酒，喫煙，結婚歴，離婚歴，出産歴，職場の人間関係について聴取した。

#### (2) CAOD

CAOD は研究 1 で詳述した通りである。

#### (3) CS<sup>103,104)</sup>

CS は、尾関<sup>104)</sup>により開発された。CS はストレス対処（コーピング）を 14 項目で評価できる尺度である。回答は、質問項目に対して 0 点（全くしない）から 3 点（いつもする）の 4 件法である。因子は、問題焦点型コーピング（項目 1, 7, 9, 11, 12），情動焦点型コーピング（項目 3, 5, 14），回避逃避型コーピング（項目 2, 4, 6, 8, 10, 13）の 3 因子に分かれており，問題焦点型コーピングと情動焦点型コーピングは積極的コーピング，回避逃避型コーピングは消極的コーピングとして二極化したストレス対処を評価できる。

#### (4) SOPI<sup>102)</sup>

SOPI は、個人が意味を感じる作業への参加状況を，余暇活動，セルフケア，生産活動の 3 領域 9 項目で評価できる尺度である。回答は，質問項目に対して 1 点（ほとんど満足にできていない）から 5 点（とても満足にできている）の 5 件法である。採点は 100 点換算（ $(\text{素点}-9) \div 36 \times 100$ ）で行い，9 項目を 0 点から 100 点で評価できる。

## 4) データ分析

### (1) 記述統計量の算出

基本情報で収集した内容から，対象者の年齢，経験年数の平均値と標準偏差を算出した。職種，性別，気分転換の機会，余暇時間の過ごし方，職場の人間関係は度数と百分率を算出した。正規性の検定はジャックベラ検定を用いた。

### (2) 項目分析

CAOD，CS，SOPI に IRT の段階反応モデルを実施し，識別力と困難度の値から各項目が適切に

機能しているかを検討した。方法は IRT の 2 パラメータロジスティックの段階反応モデルを用いた<sup>54,55)</sup>。データはカテゴリカルで処理し、推定法は MML-EM、欠損値推定は FIML とした。項目の採用基準は、識別力が 2.0 から 0.2 の間とし、困難度は絶対値 4.0 以内とした<sup>56)</sup>。これらの基準に満たない項目は、以降の分析から外した。

### (3) 構造的妥当性

構造的妥当性では、先行研究で明らかになった因子が本研究でも使用できるかを検討した。構造的妥当性では、CAOD, SOPI, CS の一次因子モデルの CFA を行った。また、CAOD については二次因子モデルの CFA も行った。推定法と欠損値処理は、CAOD で MLR と FIML, CS と SOPI で WLSMV とした<sup>45)</sup>。適合度基準は CFI, TLI が 0.9 以上、RMSEA が 0.1 未満とした<sup>48)</sup>。

### (4) 併存的妥当性

併存的妥当性は、CAOD, CS, SOPI の因子ごとの合計得点を算出し、概念間で相関があるかを検討した。また、基本情報で聴取した内容と、3 尺度との相関を検討した。CAOD, CS, SOPI の 3 尺度のいずれかに 0.2 以上の相関が得られた基本情報は、共変量として採用した。欠損値処理は多重代入法で行った<sup>51)</sup>。

### (5) 構造的関連性

構造的関連性は、図 20 の仮説モデルにしたがい、SEM の MIMIC モデルで検討した。説明変数は CS, SOPI の各因子とし、目的変数は CAOD とした。CS の問題焦点型コーピング、情動焦点型コーピング、回避逃避型コーピング、SOPI のセルフケア、生産活動、レジャーから CAOD に負の標準化推定値が得られると、コーピングと作業参加は作業機能障害の軽減に働くと判断できる。共変量は CAOD の高次因子にパスを引く形で設定した。適合度基準は、CFI, TLI が 0.9 以上、RMSEA が 0.1 未満とした<sup>48)</sup>。

## 5. 結果

### 1) 記述統計量の算出

記述統計量の結果は表 26 に示す。全対象者の平均年齢は 32.7 歳 ( $\pm 10.3$ ) であり、経験年数は 9.0 年 ( $\pm 8.7$ ) であった。男女別では、男性 207 名 (34.4%)、女性 386 名 (64.2%)、未記入 8 名 (1.3%) であった。ジャックベラ検定では 0.072 となっており、CAOD の正規性が確認された。

表 26 記述統計量の算出 (n = 601)

	対象者数	%	
職種	看護師	199	33.1
	理学療法士	222	37.0
	作業療法士	172	28.6
	その他	8	1.3
気分転換の機会	かなりある	57	9.5
	ある程度ある	344	57.2
	どちらともいえない	93	15.5
	あまりない	52	8.7
	ほとんどない	45	7.5
	未記入	10	1.7
余暇時間の過ごし方	十分満足している	45	7.5
	ある程度満足している	253	42.1
	どちらともいえない	154	25.6
	あまり満足できていない	99	16.5
	全然満足していない	39	6.5
	未記入	11	1.8
	職場の人間関係	非常に良い	79
おおむね良い		365	60.7
どちらともいえない		119	19.8
少し悪い		19	3.2
かなり悪い		3	.5
未記入		16	2.7

## 2) 項目分析

CAOD と SOPI の全項目の識別力, 困難度は基準内であった (表 27, 表 28). CS は項目 1, 7 の困難度が絶対値 4 を超えており, 以降の分析では 2 項目を削除した (表 29).



表 27 CAOD の項目分析の識別力と困難度

CAOD	$\alpha$	$\beta 1$	$\beta 2$	$\beta 3$	$\beta 4$	$\beta 5$	$\beta 6$
CAOD1	1.187	-1.527	-1.000	-.528	-.103	.700	1.320
CAOD2	1.286	-.813	-.329	.048	.488	1.089	1.556
CAOD3	1.459	-1.252	-.646	-.130	.423	1.027	1.730
CAOD4	1.329	-.961	-.168	.376	1.150	1.751	2.326
CAOD5	1.473	-.848	-.206	.206	.637	1.249	1.808
CAOD6	1.322	-.913	-.215	.285	.965	1.539	2.215
CAOD7	1.289	-1.857	-1.362	-.909	-.524	.284	.896
CAOD8	1.249	-1.135	-.488	.006	.555	1.342	1.732
CAOD9	1.493	-.975	-.338	.111	.614	1.273	1.858
CAOD10	1.279	-.722	-.105	.426	.974	1.501	1.960
CAOD11	1.231	-.534	.198	.549	1.200	1.613	2.089
CAOD12	1.373	-1.193	-.579	-.157	.329	1.059	1.556
CAOD13	1.286	-.981	-.327	.059	.463	1.167	1.695
CAOD14	1.015	-.178	.474	.923	1.502	2.054	2.576
CAOD15	1.227	-.837	-.360	.056	.526	1.176	1.679
CAOD16	1.008	.015	.724	1.228	1.835	2.475	2.936
平均値	1.275	-.872	-.231	.226	.776	1.414	1.938

注)  $\alpha$  は識別力,  $\beta$  は困難度である

表 28 SOPI の項目分析の識別力と困難度

SOPI	$\alpha$	$\beta 1$	$\beta 2$	$\beta 3$	$\beta 4$
SOPI1	1.525	-1.771	-.898	-.102	1.135
SOPI2	1.621	-1.679	-.584	0.157	1.352
SOPI3	1.574	-1.599	-.681	0.081	1.045
SOPI4	1.406	-1.833	-.749	0.308	1.475
SOPI5	1.583	-1.661	-.472	0.593	1.678
SOPI6	1.495	-1.613	-.496	0.583	1.629
SOPI7	1.503	-2.054	-1.080	-.249	1.058
SOPI8	1.629	-1.881	-.830	0.050	1.282
SOPI9	1.624	-1.834	-.824	0.004	1.254
平均値	1.551	-1.769	-.735	0.158	1.323

注)  $\alpha$  は識別力,  $\beta$  は困難度である

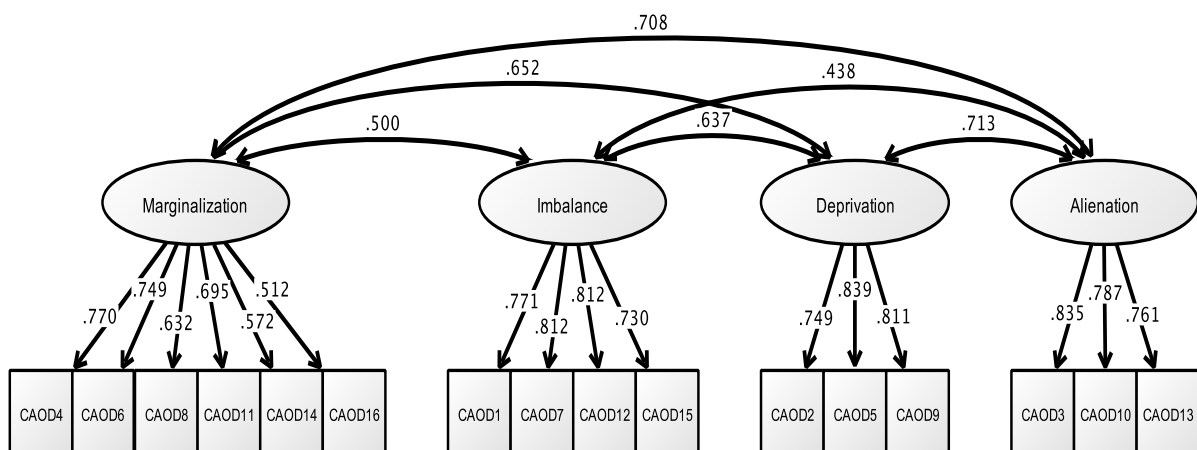
表 29 CS の項目分析の識別力と困難度

CS	$\alpha$	$\beta 1$	$\beta 2$	$\beta 3$
CS1	.352	-4.605	-1.191	3.077
CS2	.535	-2.756	.385	3.398
CS3	.820	-1.951	-.140	1.958
CS4	.559	-3.186	-.987	1.431
CS5	.527	-3.154	-.886	1.865
CS6	.561	-3.120	-.512	2.038
CS7	.529	-1.694	1.240	4.322
CS8	.512	-1.800	1.406	3.427
CS9	.610	-3.437	-.647	2.278
CS10	.620	-2.413	.635	3.328
CS11	.810	-2.211	-.031	2.350
CS12	.838	-2.457	-.211	2.167
CS13	.559	-3.070	.138	2.628
CS14	.518	-3.065	-.935	1.361
平均値	.596	-2.780	-.124	2.545

注)  $\alpha$  は識別力,  $\beta$  は困難度である

### 3) 構造的妥当性

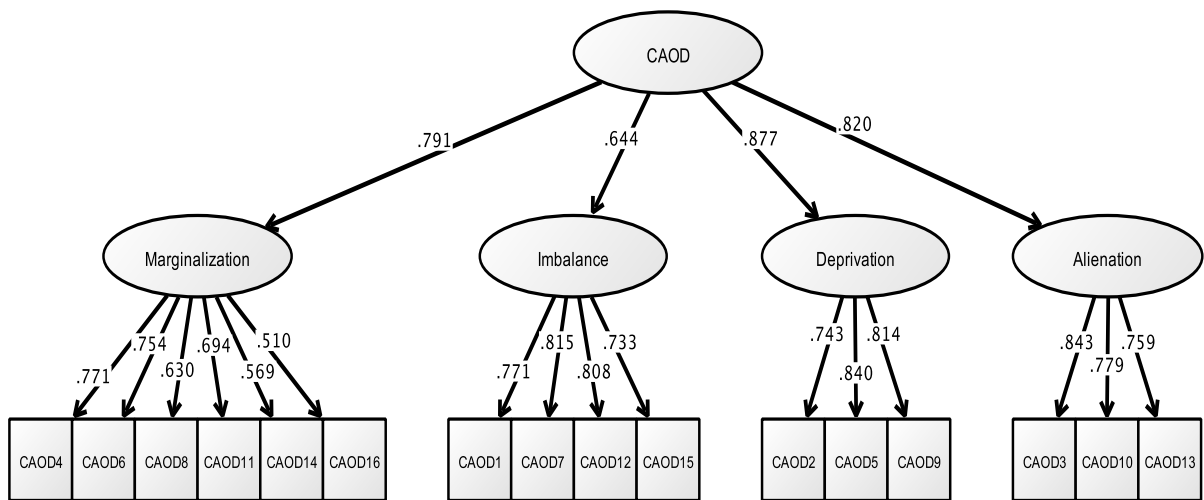
一次因子モデルの CAOD は, 先行研究の因子通り 4 因子に分類された (RMSEA = 0.067, CFI = 0.926, TLI = 0.910) (図 21). 二次因子モデルの CAOD も良好な適合度を示した (RMSEA = .070, CFI = .919, TLI = .903) (図 22).



RMSEA = .067, CFI = .926. TLI = .910

図 21 一次因子モデルの CAOD の構造的妥当性

注) 因子名は図 5 と同様である

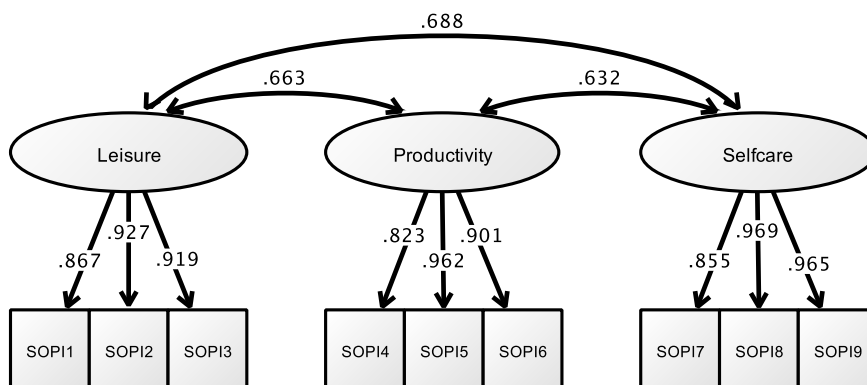


RMSEA = .070, CFI = .919, TLI = .903

図 22 二次因子モデルの CAOD の構造的妥当性

注) 因子名は図 6 と同様である

SOPi も先行研究の因子通りに分類された (RMSEA = 0.096, CFI = 0.995, TLI = 0.993) (図 23)。



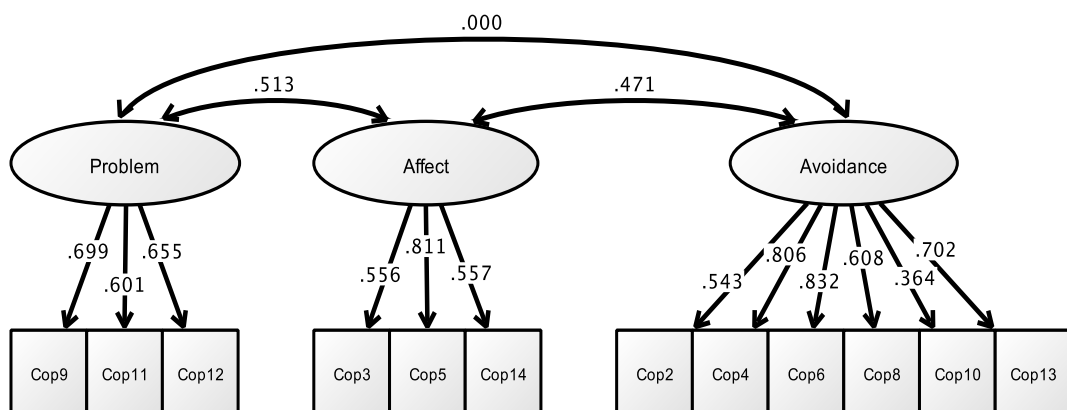
RMSEA = .096, CFI = .995, TLI = .993

図 23 SOPi の構造的妥当性

注) Leisure はレジャー, Productivity は生産活動, Selfcare はセルフケアである。先行研究では, レジャー (項目 1,2,3), 生産活動 (項目 4,5,6), セルフケア (項目 7,8,9) に分類されている

CS は, 項目 1, 7 を削除した残りの項目で構成された問題焦点型コーピング, 先行研究通りの既存の因子構造で構成された情動焦点型コーピング, 回避逃避型コーピングの 3 因子で分析を行い, 適合度は TLI が基準を満たさなかったが, RMSEA と CFI は良好であった (RMSEA = 0.094, CFI = 0.906, TLI = 0.881) (図 24)。先行研究では, 問題焦点型コーピングと情動焦点型コーピングを統合して積極的コーピングとされており, 回避逃避型コーピングは消極的コーピングとされている。本研

究でも CS は CFA で積極的コーピングと消極的コーピングは無相関に設定すると適合度が基準範囲内に収まった。



RMSEA = .094, CFI = .906, TLI = .881

図 24 CS の構造的妥当性

注) Cop は Coping の省略, Problem は問題焦点型コーピング, Affect は情動焦点型コーピング, Avoidance は回避逃避型コーピングである

#### 4) 併存的妥当性

併存的妥当性では, CAOD と SOPI にやや強い相関から中等度の負の相関 ( $r = -0.486 \sim -0.246$ ) が得られた (表 30). CAOD と情動焦点型コーピングには弱い負の相関 ( $r = -0.292$ ) が得られたが, 問題焦点型コーピング, 回避逃避型コーピングと CAOD の間には相関が得られなかった. 基本情報で 3 尺度のいずれかに 0.2 以上の相関があるものは, 気分転換の機会, 余暇時間の過ごし方, 職場の人間関係であった (表 31). 構造的関連性では, これらを共変量として設定した.

表 30 CAOD, CS, SOPI の併存的妥当性

		CAOD			
		作業不均衡	作業剥奪	作業疎外	作業周縁化
CS	問題焦点型コーピング	.043	-.035	-.047	-.059
	情動焦点型コーピング	.033	-.111**	<b>-.292**</b>	-.166**
	回避逃避型コーピング	.032	-.043	-.053	-.006
	レジャー	<b>-.343**</b>	<b>-.486**</b>	<b>-.281**</b>	<b>-.246**</b>
SOPI	生産活動	<b>-.343**</b>	<b>-.382**</b>	<b>-.344**</b>	<b>-.284**</b>
	セルフケア	<b>-.402**</b>	<b>-.441**</b>	<b>-.248**</b>	<b>-.251**</b>

注 1) \*\*は有意水準 1% である

注 2) 相関係数が 0.2 以上を太字で示す

表 31 CAOD, CS, SOPI の基本情報の併存的妥当性

	CAOD	積極的コー ピング	消極的コー ピング	SOPI	
年齢	.102**	-.011	.119**	-.101**	
性別	.067**	.083**	.187**	-.142**	
職種	看護師	.150**	.021	.140**	-.111**
	理学療法士	-.097**	-.004	-.057**	.116**
	作業療法士	-.048**	.002	-.098**	-.006
経験年数	.106**	-.006	.095**	-.089**	
職位	3 交代制	.028	-.016	.038*	-.024
	2 交代制	.092**	-.055**	.105**	-.068**
勤務体系	当直性	.065**	.044**	.085**	-.012
	日勤のみ	.054**	.026	.053**	-.116**
	PTOT 夜勤あり	.046**	-.026	-.010	-.054**
勤務時間	.091**	.072**	-.062**	-.070**	
通勤時間	-.019	.049**	-.064**	.020	
気分転換の機会	<b>.460**</b>	-.037*	-.045**	<b>-.499**</b>	
余暇時間の過ごし方	<b>.527**</b>	-.037*	-.133**	<b>-.540**</b>	
飲酒	.127**	-.096**	.095**	-.083**	
喫煙	-.055**	.020	.017	-.014	
結婚歴	-.002	.016	-.052**	.053**	
離婚歴	-.106**	.048**	.131**	-.077**	
出産歴	.070**	.032	.172**	-.119**	
職場の人間関係	<b>.332**</b>	-.126**	-.039*	-.190**	

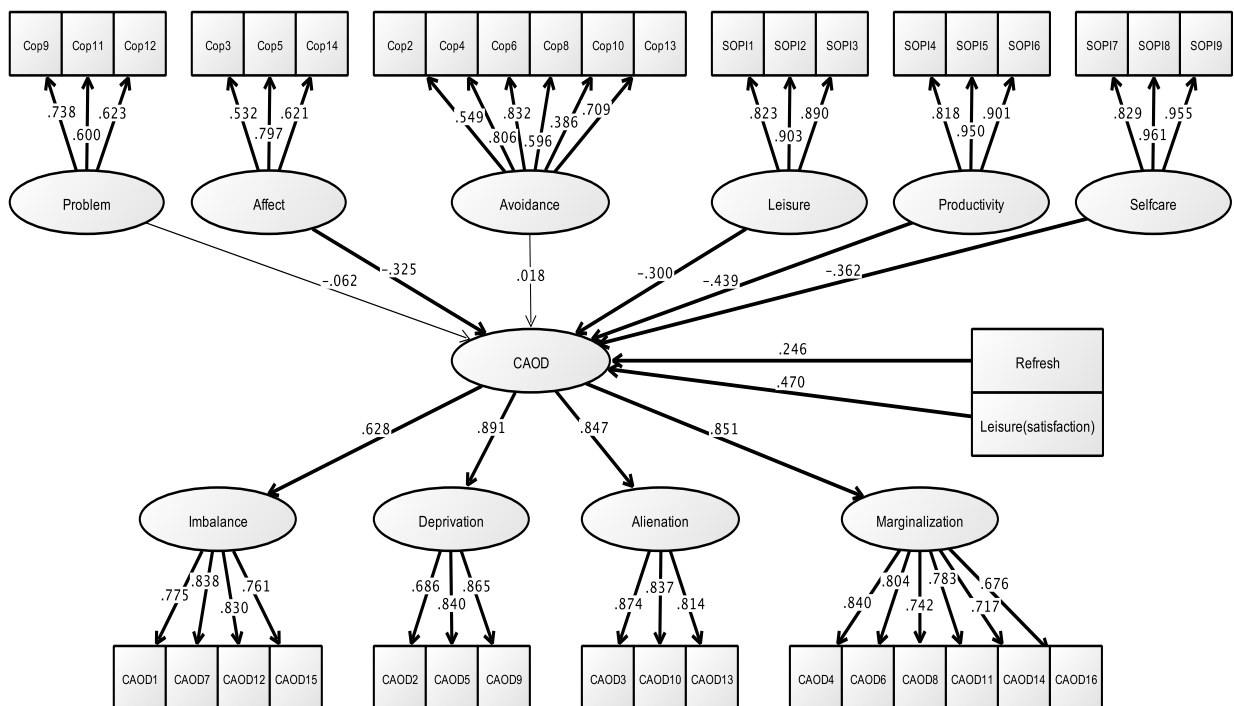
注 1) \*は有意水準 5%, \*\*は有意水準 1%である

注 2) 相関係数が 0.2 以上を太字で示す

## 5) 構造的関連性

CS, SOPI の各因子から作業機能障害への構造的関連性は良好な適合度を認めた (RMSEA = 0.053, CFI = 0.958, TLI = 0.954)。結果は図 25 と表 32 に示す。p 値が 0.05 以下の有意なパスは、CS の情動焦点型コーピング (標準化推定値 = -0.325, 95%CI = -0.484; -0.166,  $p < 0.001$ ), SOPI のレジャー (標準化推定値 = -0.300, 95%CI = -0.418; -0.182,  $p < 0.001$ ), 生産活動 (標準化推定

値 =  $-0.439$ , 95%CI =  $-0.548; -0.331$ ,  $p < 0.001$ ), セルフケア (標準化推定値 =  $-0.362$ , 95%CI =  $-0.482; -0.243$ ,  $p < 0.001$ ) であった. コーピングと作業参加はどちらも作業機能障害の軽減に作用するが, 作業参加ではセルフケア, 生産活動, レジャーの 3 因子が作業機能障害を軽減させる可能性が高い. コーピングでは, 特に情動焦点型コーピングが作業機能障害を軽減させる可能性が高い. 共変量は, 気分転換の機会 (標準化推定値 =  $0.246$ , 95%CI =  $0.141; 0.351$ ,  $p < 0.001$ ) と余暇時間の過ごし方 (標準化推定値 =  $0.470$ , 95%CI =  $0.366; 0.574$ ,  $p < 0.001$ ) が作業機能障害に影響を与えていた.



RMSEA = .053, CFI = .958, TLI = .954

図 25 CAOD, CS, SOP1 の構造的関連性

注 1) 潜在変数名は図 22, 23, 24 と同様である

注 2) 問題焦点型コーピングと回避逃避型コーピングから作業機能障害へのパスは有意でないため細く描かれている

表 32 CAOD, CS, SOPI の構造的関連性

		モデル適合度				
RMSEA		.053 [90%CI = .050; .056]				
CFI		.958				
TLI		.954				
		標準化推定値	標準誤差	z値	p値	95%CI
<b>構造的関連性</b>						
<b>CAOD</b>						
問題焦点型コーピング	-.062	.070	-.882	.378	-.242; .119	
情動焦点型コーピング	-.325	.062	-5.271	.000	-.484; -.166	
回避逃避型コーピング	.018	.062	.283	.777	-.142; .177	
レジャー	-.300	.046	-6.534	.000	-.418; -.182	
生産活動	-.439	.042	-10.409	.000	-.548; -.331	
セルフケア	-.362	.047	-7.790	.000	-.482; -.243	
気分転換の機会	.246	.041	6.032	.000	.141; .351	
余暇時間の過ごし方	.470	.040	11.647	.000	.366; .574	
<b>因子構造</b>						
<b>CAOD</b>						
作業不均衡	.628	.035	18.054	.000	.539; .718	
作業剥奪	.891	.020	44.415	.000	.840; .943	
作業疎外	.847	.018	46.403	.000	.800; .894	
作業周縁化	.851	.019	44.088	.000	.801; .900	
<b>問題焦点型コーピング</b>						
Cop9	.738	.040	18.606	.000	.636; .840	
Cop11	.600	.041	14.756	.000	.495; .704	
Cop12	.623	.041	15.071	.000	.516; .729	
<b>情動焦点型コーピング</b>						
Cop3	.532	.040	13.239	.000	.429; .636	
Cop5	.797	.034	23.223	.000	.709; .886	
Cop14	.621	.040	15.501	.000	.518; .724	
<b>回避逃避型コーピング</b>						
Cop2	.549	.032	16.942	.000	.465; .632	
Cop4	.806	.02	39.480	.000	.753; .859	
Cop6	.832	.019	43.401	.000	.782; .881	
Cop8	.596	.031	18.937	.000	.515; .677	
Cop10	.386	.039	10.017	.000	.287; .486	
Cop13	.709	.025	28.883	.000	.646; .773	
<b>レジャー</b>						
SOPI1	.823	.015	54.312	.000	.784; .862	
SOPI2	.903	.013	70.534	.000	.870; .936	
SOPI3	.890	.013	68.163	.000	.856; .924	
<b>生産活動</b>						
SOPI4	.818	.014	59.716	.000	.783; .853	
SOPI5	.950	.008	116.143	.000	.929; .971	
SOPI6	.901	.010	92.467	.000	.875; .926	
<b>セルフケア</b>						
SOPI7	.829	.013	64.738	.000	.796; .862	
SOPI8	.961	.007	140.575	.000	.943; .979	
SOPI9	.955	.006	149.349	.000	.938; .971	

注) CIはConfidence Interval (信頼区間), z値は標準化得点, p値は有意確率である

## 6. 考察

研究 3 では、作業参加とコーピングが作業機能障害の軽減に作用するという構造的関連性を示す仮説モデルが支持された。以下では順次その論拠を述べる。

### 1) 項目分析

項目分析は、使用する尺度の項目が適切に機能しているかを確認するために行われた。結果として、項目分析では、CAOD と SOPI が全項目で基準を満たしており、各項目が適切に機能していると考えられる（表 27, 表 28）。

他方、CS では 2 項目の困難度が絶対値で 4 を超えたために削除された（表 29）。サンプリングエラーの可能性が考えられるものの、このように極端に易しいあるいは難しすぎる項目は、対象者の状態を適切に測定できておらず、構造的妥当性や構造的関連性の検証に適さない。したがって、項目分析の結果から CS の 2 項目を削除するという判断は妥当であったと考えられる。

### 2) 構造的妥当性

CAOD は一次因子モデルと二次因子モデル、SOPI は一次因子モデルで適合度が良好であった（図 21, 図 22, 図 23）。これらの尺度は先行研究の構造モデルを支持する結果となったと考えられる。したがって、CAOD と SOPI は先行研究で想定された作業機能障害と作業参加の枠組みで現象を解釈できると考えられる。

CS は、項目分析の段階で削除した 2 項目を除いたが、因子構造は先行研究と変わらず問題焦点型コーピング、情動焦点型コーピング、回避逃避型コーピングの 3 因子で適合度が良好であった（図 24）。本研究では、問題焦点型コーピングと回避逃避型コーピングが無相関という制約を課したが、先行研究でも問題焦点型コーピングと回避逃避型コーピングは対照的な概念に位置づけられている<sup>104</sup>。そのため、上記の制約は理論的に妥当な操作であったと考えられる。

なお CS は、TLI が基準の 0.9 に対して 0.019 少なかった（図 24）。研究 2 でも述べたように、TLI は CFI よりも低く推定されるため、本研究のように CFI が 0.906 などの結果を示すと、TLI が 0.9 を下回することは少なくない。また TLI は、平均構造の分析を行う際に有効であり、多母集団同時分析などでは重視されるものの、それ以外の解析では他の適合度指標とあわせて総合的に判断する必要がある<sup>87</sup>。本研究では、CS の TLI がわずか 0.019 足らなかったこと、CFI や RMSEA は良好な結果であったことから、問題焦点型コーピング、情動焦点型コーピング、回避逃避型コーピングの 3 因子を採用したことは妥当であったと考えられる。

### 3) 併存的妥当性

併存的妥当性では、CAOD と SOPI の因子で全てやや強い相関から中等度の負の相関が得られた（表 30）。したがって、作業機能障害と作業参加は相互に関係しており、作業参加ができてると作業機能障害が低い状態にある可能性が考えられる。

CS と CAOD は情動焦点型コーピングと作業疎外に弱い負の相関が確認された（表 30）。情動焦点



型コーピングは、価値観の転換を捉える項目で構成されている。他方、作業疎外は、今の生活が退屈であるなどの作業に対して意味を見いだせていない項目で構成されている。両者は、対象者の物の感じ方を反映しているという点で共通している。そのため、情動焦点型コーピングと作業疎外の間で負の相関が認められたと考えられる。なお、情動焦点型コーピングは、作業剥奪と作業周縁化とも有意な相関があったものの、その値は-0.1 台にすぎず積極的な意味はないと考えられる。

#### 4) 構造的関連性

研究 3 では、共変量を投入したうえで、作業参加とコーピングが作業機能障害に影響を与えるという仮説モデルが支持された (図 25, 表 32)。作業参加は、標準化推定値で生産活動が-0.439, セルフケアが-0.362, レジャーが-0.300 の順に作業機能障害に対して影響を与えていた。特に生産活動は、CS を含めてもっとも影響があった。そのため、医療従事者の作業機能障害を軽減するためには、作業参加の全領域で意味を感じ、適切に遂行できるように意識すると同時に、仕事の意味、やり方、労働環境を調整し、意味を感じながらできる業務に関われるようにすることが重要であると考えられる。

他方、CS は情動焦点型コーピングのみ作業機能障害に有意な標準化推定値を示した。情動焦点型コーピングは、相関分析で作業疎外との関連が示唆されたが、MIMIC モデルでパス解析すると作業機能障害全体に影響している可能性が示唆された。この結果の違いは、相関分析では 2 変数間の関連を解析するのに対して、MIMIC モデルではモデル全体の共分散行列から標準化推定値を解析しているために生じたと考えられる。MIMIC モデルは相関分析よりも、より実態に即して複雑な現象をモデル化していることから、情動焦点型コーピングは作業機能障害全体にも影響すると理解するほうが妥当であると考えられる。

共変量では、気分転換の機会と余暇時間の過ごし方が作業機能障害に影響を与えていた (図 25, 表 32)。研究 2 でも同様の傾向が見られていることから、気分転換の機会が得られないことと、余暇時間を満足に過ごせないことは、作業機能障害を促進する要因であると考えられる。そのため、作業機能障害を軽減するためには、コーピングと作業参加の他にも、気分転換の機会を作ることと、余暇時間を満足に過ごせることを念頭に置きながら生活を見直すといえようと考えられる。また、研究 2 と同様の項目が共変量として採用されたことから、気分転換の機会と余暇時間の過ごし方は作業機能障害の評価と対処を理解する上で重要な要素であり、作業機能障害の評価以外にも面接などで掘り下げる必要のある因子であると考えられる。

#### 5) 研究の限界と今後の展望

本研究の限界は、横断研究であり厳密な因果関係を証明できない。今後は、縦断研究や実験研究で効果を検討する必要がある。また作業機能障害の対処の目安となる基準はカットオフ値のみであり、対象者を障害のありなしの 2 群にしか分けることができない。労働衛生分野で作業機能障害を改善するには、より詳細な作業機能障害の重症度を推定する知見を得る必要がある。

## 7. 結論

本研究の目的は、医療従事者を対象に作業機能障害とその軽減要因の構造的関連性を検討することであった。結果として、作業参加（生産活動、セルフケア、レジャー）、情動焦点型コーピングが作業機能障害の低下に影響することが示された。また共変量は、気分転換の機会と余暇時間の過ごし方が関与していた。したがって、医療従事者の作業機能障害を軽減するためには、意味を感じる作業への参加を促進すること、価値観の変換を図ること、気持ちのリフレッシュと楽しい時間を送ること、が必要である可能性が考えられる。

## 第4章 研究4：作業機能障害の潜在ランク数の推定

### 1. はじめに

研究2では、作業機能障害が心理的問題に影響していることが明らかになった<sup>88)</sup>。研究3では、作業参加と情動焦点型コーピングが作業機能障害を減少させることがわかった。したがって、作業機能障害に陥るとストレス反応、バーンアウト症候群、抑うつ状態が高まり、それらを予防、軽減するために、意味のある作業に参加すること、発想の転換を行うことが有効であると考えられる。研究4では、医療従事者を対象に作業機能障害の潜在ランク数の推定を行う。それによって、CAODは作業機能障害の重症度を段階評価できるようになり、医療従事者の作業機能障害を改善するために予防的作業療法をきめ細やかに実行できる可能性が得られると期待できる。

研究1では、医療従事者を対象にCAODの尺度特性を検討し、カットオフ値は52点であると明らかにした<sup>63)</sup>。カットオフ値の利点は、医療従事者を対象にCAODを実施した時に、作業機能障害群と非作業機能障害群に区別できるところにある。作業機能障害群になった場合、臨床上問題となる心理的問題も同時に体験するため、より詳細な評価を受けるように促されたり、研究3を参考に作業参加の促進や価値観の変容を促したり、かかりつけの病院に受診したりすることが推奨される。このように、CAODのカットオフ値には、予防的作業療法を実行するにあたって様々な実運用上の利点がある。

その反面、カットオフ値には問題点もある。まず、カットオフ値は、連続するデータの分布を1つの値を基準に正常と異常に分類するため、偽陽性や偽陰性の可能性を排除できない<sup>62,105,106)</sup>。つまりカットオフ値は、明らかな作業機能障害ではないものの、その可能性が疑われる対象者の場合に、誤って作業機能障害群あるいは非作業機能障害群であると鑑別してしまう問題がある。またカットオフ値は、対象者を作業機能障害群あるいは非作業機能障害群で二分してしまうため、作業機能障害の重症度に応じた対策を考慮できない。つまり、特定の対象者がカットオフ値で作業機能障害群であると判断されても、それが重度、中等度、軽度の作業機能障害かを直に判断することができない。

こうした問題点を克服する統計モデルに、潜在ランク理論 (Latent Rank Theory, 以下LRT) がある<sup>55,107)</sup>。LRTは、対象者の状態を正常と異常の二値で区別せず、潜在変数の順序性 (潜在ランク) という視点を導入することによって、対象者の状態を重度、中等度、軽度などのように段階的に評価することができる<sup>108)</sup>。それによって、カットオフ値の問題点である偽陽性や偽陰性の可能性、重症度に応じた細やかな対応の困難さを克服することができる。このLRTはノンパラメトリックな統計モデルであり、潜在変数の順序性以外に明確な数学的仮定を持たない<sup>109)</sup>。データが潜在変数の順序性を満たさない場合、単調増加制約を課すことによってLRTを適応できる<sup>110)</sup>。またLRTは間隔尺度、正誤のある二値データ、カテゴリカルデータ (名義尺度、順序尺度) に対応している<sup>109,111,112)</sup>。LRTの出力は、潜在ランク数、項目特性 (識別力、困難度)、テスト参照プロファイル、項目参照プロファイル、項目カテゴリ参照プロファイルなどがある<sup>55)</sup>。LRTの推定法には、ML、MML-EM、

ベイズ推定法があり、それぞれの推定法に対応した欠損値処理が行われる<sup>110,113-115</sup>。LRT は事前分布を課すと、ベイズ推定法が実行される<sup>113</sup>。そして、最適なモデルは、目的に合う内容であること、情報量基準の値が相対的に低いこと、を基準に選択する<sup>55</sup>。まず LRT は、目的に応じて柔軟に運用するために開発された統計モデルである<sup>55</sup>。それゆえ、モデル選択では目的に適している内容であることが重視される。また LRT は統計モデリングパラダイムに属するため、複数のモデルの情報量基準を比較し、情報量基準値が小さいモデルが選ばれる<sup>55</sup>。LRT の情報量基準は Akaike's Information Criterion (以下 AIC)、Bayesian Information Criterion (以下 BIC)、Consistent AIC (以下 CAIC) などがある。2つの基準はともに重要であり、かつ柔軟な運用が強調されている<sup>55</sup>。

LRT と似た理論に IRT がある。IRT は、LRT が潜在変数の順序性を仮定するのに対して、潜在変数の連続性を仮定している<sup>107</sup>。また、IRT はパラメトリックな統計モデルであるが、LRT はノンパラメトリックという違いがある<sup>107</sup>。IRT に対する LRT の利点は、潜在変数の順序性以外に明確な数学関数に縛られないため、様々なデータを適切に解析することができ、豊かなモデルを表現するところにある<sup>55</sup>。また LRT は IRT と違い、潜在ランクで段階的に推定するため、評価尺度のような非連続値からでも対象者の状態を適切に推定することができる<sup>55</sup>。しかも LRT の潜在ランクの違いは、対象者が所属する母集団が質的に異なると表しているため、IRT に比べて結果の解釈が行いやすく実運用しやすいという利点がある<sup>55</sup>。

LRT を用いた研究に、精神的健康調査票 (General Health Questionnaire, 以下 GHQ) への適用がある<sup>116</sup>。これは、心理尺度として用いられる GHQ の潜在ランク数を推定したものである。結果として、GHQ の最も適している潜在ランクは 4 であり、ランク 1 が健常者、ランク 2 が健常者と神経症者の混在、ランク 3 がグレーゾーンで介入を検討、ランク 4 が臨床群に分類された。これにより、GHQ が神経症者へのスクリーニングツールとして 4 段階で対象者を分類でき、カットオフ値よりも対象者の状態を適切に捉えられる可能性が示唆された。したがって、CAOD がカットオフ値の運用よりも適切に作業機能障害を評価できるようにするためには、LRT で作業機能障害の潜在ランク数を明らかにし、CAOD の段階評価を可能にする知見を得る必要がある。

## 2. 目的

本研究の目的は、LRT で作業機能障害の重症度を表す潜在ランク数を推定することであった。本研究の意義は、作業機能障害の重症度を段階評価できるところにある。

## 3. 統計ソフトウェア

本研究では、記述統計量の算出は SPSS statistics ver.22、次元性の確認が Exametrika ver.5.3 と HAD ver.12.0、LRT は Exametrika ver.5.3、一般化線形モデルは R ver.3.2.2 を使用した。

## 4. 方法

### 1) 対象者

対象者は、研究1から3に協力した医療従事者、および研究4のために追加でデータ収集した579名の計2322名（医師40名、看護師（准看護師、保健師含む）917名、理学療法士437名、作業療法士357名、その他314名、未記入257名）であった。

### 2) 協力施設の選定

協力施設は有意抽出法で選定した。研究者が学会や勉強会などを通じて研究実施の案内を行い、研究に関心のある協力者を募った。協力者には施設内である倫理審査委員会や上司との相談を行ってもらい、同意が得られた施設から実施可能の返事を受けた段階で、必要な人数分の調査用紙を各施設へ郵送した。その際、研究実施期間は1週間とし、協力者には調査用紙の配布と回収を行ってもらった。研究の説明と同意は調査用紙に添付した書面で行い、調査用紙の記入と回収をもって研究に同意したとみなした。データ収集期間は、2014年1月から2015年8月の1年6ヶ月間とした。

### 3) 調査内容

#### (1) 基本情報

基本情報は、年齢、性別、職種、経験年数、気分転換の機会、余暇時間の過ごし方、職場の人間関係について聴取した。

#### (2) CAOD

CAODは、研究1で詳述した通りである。

### 4) データ分析

#### (1) 記述統計量の算出

基本情報で収集した内容から、対象者の年齢、経験年数の平均値と標準偏差を算出した。職種、性別、気分転換の機会、余暇時間の過ごし方、職場の人間関係は度数と百分率を算出した。正規性の検定はKolmogorov-Smirnov検定を用いた。

#### (2) 一次元性の確認

LRTは、作業機能障害の重症度という1つの潜在変数を測定する。そのため、本研究では事前分析としてCAODの一次元性を確認した。一次元性の確認は、項目得点多列相関とEFAで行った。項目得点多列相関は、尺度全体で測定する対象と各項目の関連性を確認でき、この値が高いとまとまりのよい尺度であると解釈できる。本研究では、項目得点多列相関係数が0.2以下で関連性の低い項目と判断し、削除することとした。その後、CAODにEFAを行い、スクリープロットと因子寄与率を確認し、第1因子の因子寄与率が20%以上、かつ第2因子の因子寄与率が20%以下で尺度の一次元性があると判断した<sup>56)</sup>。推定法と欠損値処理はMLRとFIMLを用いた<sup>45)</sup>。

#### (3) 潜在ランク数の推定

LRTでCAODの潜在ランク数を推定するために、分布指定（分布指定なし、一様分布、正規分布）

と単調増加制約（あり，なし）の全 6 パターンのモデルを作成した．またすべてのモデルは，ランク 4 から 8 まで順に分析し，情報量基準 AIC, BIC, CAIC を算出した．モデル選択の基準は，(1) 目的に照らして解釈がしやすいこと，(2) AIC, BIC, CAIC の値を比較し，それらの値が小さいこと，とした．

潜在ランク数を決定した後は，潜在ランク間の関係を理解しやすくするためにプロットを作成し，各指標に基づいてそれぞれの潜在ランクの意味を解釈した．解釈は，CAOD の因子と項目内容，テスト参照プロファイル，項目参照プロファイル，項目カテゴリ参照プロファイルから行った<sup>55,107)</sup>．テスト参照プロファイルは，各潜在ランクに所属すると推定された対象者が，CAOD の合計得点に対してどの程度の得点を示すのかを表す期待値である<sup>55)</sup>．項目参照プロファイルは，CAOD の各項目の潜在ランク別の特徴を示すものであり，各項目のカテゴリ反応率から潜在ランクごとの平均得点を計算したものである<sup>55)</sup>．項目カテゴリ参照プロファイルでは，CAOD の各項目に対して潜在ランクごとの対象者が素点の 1 点から 7 点のどの位置に回答するかの所属確率を算出するものである<sup>55)</sup>．本研究では，研究の目的と上記のプロファイルの結果をふまえて，CAOD の潜在ランクの特徴を解釈した．

#### (4) 潜在ランク間の比較

潜在ランク数が決定すると，その特性を把握するために，ML による一般化線形モデル (Generalized Linear Model, 以下 GLM) で群間比較を行った<sup>117,118)</sup>．まず，目的変数が CAOD の合計得点，説明変数が CAOD の潜在ランクというモデルを検証した．誤差構造の分布は CAOD の合計得点の分布の結果をふまえて決めた．次に目的変数が気分転換の機会，余暇時間の過ごし方，職場の人間関係ごとに，説明変数が CAOD の潜在ランクのモデルを検証した．潜在ランク間の比較で有意差があった場合，Tukey で多重比較を行った．

## 5. 結果

### 1) 記述統計量の算出

対象者は 2322 名であった (表 32)．対象者の平均年齢は 35.1 歳 ( $\pm 10.8$ ) であり，経験年数は 10.7 年 ( $\pm 9.7$ ) であった．男女別では，男性 804 名 (34.6%)，女性 1321 名 (56.9%)，未記入 197 名 (8.5%) であった．分析対象者は全項目に欠損があった 15 名を除いた 2307 名であった (99.4%)．Kolmogorov-Smirnov 検定では，有意確率が 0.001 であり，CAOD の正規性が確認されなかった (図 26)．

表 32 記述統計量の算出 (n = 2322)

		対象者数	%
職種	医師	40	1.7
	看護師	917	39.5
	理学療法士	437	18.8
	作業療法士	357	15.4
	その他	314	13.5
	未記入	257	11.1
気分転換の機会	かなりある	221	9.5
	ある程度ある	1201	51.7
	どちらともいえない	291	12.5
	あまりない	203	8.7
	ほとんどない	176	7.6
	未記入	230	9.9
余暇時間の過ごし方	十分満足している	175	7.5
	ある程度満足している	978	42.1
	どちらともいえない	394	17.0
	あまり満足できていない	418	18.0
	全然満足していない	119	5.1
	未記入	238	10.2
職場の人間関係	非常に良い	241	10.4
	おおむね良い	1073	46.2
	どちらともいえない	408	17.6
	少し悪い	82	3.5
	かなり悪い	22	.9
	未記入	496	21.4

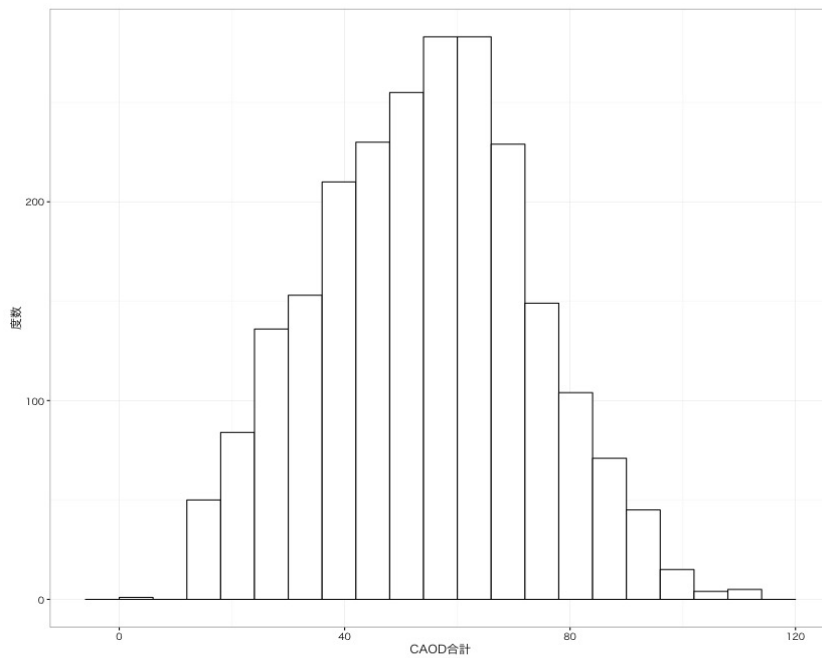


図 26 CAOD の正規性の検定

注) Kolmogorov-Smirnov 検定では, 有意確率が 0.001, 歪度が 0.078, 尖度が-0.441 であった

## 2) 次元性の確認

項目得点多列相関は全ての項目で係数が 0.2 以上であり, 基準を満たしていた (表 33). EFA の因子寄与率は第 1 因子が約 48%, 第 2 因子が約 12%であった. したがって, CAOD の次元性が確認された (表 34, 図 27).

表 33 CAOD の項目得点多列相関

因子	項目得点多列相関	因子	項目得点多列相関
CAOD1	.581	CAOD9	.799
CAOD2	.728	CAOD10	.734
CAOD3	.754	CAOD11	.744
CAOD4	.779	CAOD12	.718
CAOD5	.811	CAOD13	.711
CAOD6	.768	CAOD14	.682
CAOD7	.552	CAOD15	.658
CAOD8	.680	CAOD16	.649



表 34 CAOD の因子寄与率

因子	因子寄与率 (%)	因子	因子寄与率 (%)
第 1 因子	47.952	第 9 因子	2.086
第 2 因子	12.495	第 10 因子	1.977
第 3 因子	7.079	第 11 因子	1.909
第 4 因子	4.708	第 12 因子	1.811
第 5 因子	4.597	第 13 因子	1.725
第 6 因子	3.474	第 14 因子	1.646
第 7 因子	2.815	第 15 因子	1.620
第 8 因子	2.607	第 16 因子	1.499

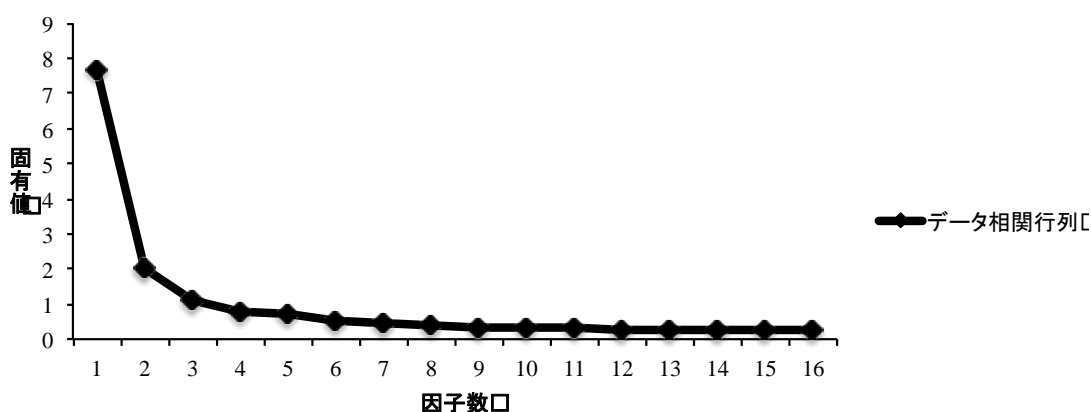


図 27 スクリープロット

注) 因子寄与率は、第 1 因子が 47.952%、第 2 因子が 12.495%、第 3 因子が 7.079%であった。第 4 因子以降は表 34 を参照する

### 3) 潜在ランク数の推定

CAOD のランク数は、目的と情報量基準に照らして 5 (単調増加制約なし、分布指定なし) が最も適切であると判断された (AIC = 9590.246, BIC = -1437.664, CAIC = -3357.664) (表 35)。各ランクに所属する対象者は、ランク 1 が 491 名、ランク 2 が 316 名、ランク 3 が 472 名、ランク 4 が 383 名、ランク 5 が 645 名となり、ランク 5 に所属する対象者が多い結果になった (図 28)。

テスト参照プロファイルは、ランク 1 が 34.2 点、ランク 2 が 42.0 点、ランク 3 が 53.1 点、ランク 4 が 63.2 点、ランク 5 が 70.5 点であり、約 10 点刻みでの得点の上昇が見られた (図 29)。この傾向は、項目参照プロファイルの結果にも反映されており、潜在ランクが上がるにしたがって各項目の平均得点が向上していった (表 36)。項目カテゴリ参照プロファイルは、全体としてランクの向上

にともなって CAOD の各項目の得点に対する反応確率が向上していった (表 37)。したがって本研究では CAOD の 5 つの潜在ランクに対して、ランク 1 は問題なし、ランク 2 は日常生活の困難感出現、ランク 3 は軽度の作業機能障害、ランク 4 は中等度の作業機能障害、ランク 5 は重度の作業機能障害、であると解釈した。CAOD のカットオフ値は 52 点であったことから、LRT で CAOD を分析すると作業機能障害の重症度が 3 層構造に分類されることが示された。

表 35 LRT のランク数一覧

分析指定	単調増加制約なし			分析指定	単調増加制約あり				
	ランク数	AIC	BIC		CAIC	ランク数	AIC	BIC	CAIC
分布指定なし	ランク 4	10817.12	□ 762.187	□ 2778.187	分布指定なし	ランク 4	10817.12	□ 762.187	□ 2778.187
	<b>ランク 5</b>	9590.246	□ 1437.664	<b>□ 3357.664</b>		<b>ランク 5</b>	9590.246	□ 1437.664	<b>□ 3357.664</b>
	ランク 6	9018.461	□ 1458.054	□ 3282.054		ランク 6	9018.461	□ 1458.054	□ 3282.054
	ランク 7	8425.441	<b>□ 1499.709</b>	□ 3227.709		ランク 7	8425.471	<b>□ 1499.648</b>	□ 3227.648
	ランク 8	<b>8084.267</b>	□ 1289.457	□ 2921.457		ランク 8	<b>8086.948</b>	□ 1286.775	□ 2918.775
一様分布	ランク 4	10571.71	□ 1007.598	□ 3023.598	一様分布	ランク 4	10571.71	□ 1007.598	□ 3023.598
	ランク 5	9502.091	□ 1525.819	□ 3445.819		ランク 5	9501.682	□ 5526.228	□ 3446.228
	<b>ランク 6</b>	8831.889	<b>□ 1644.626</b>	<b>□ 3468.626</b>		<b>ランク 6</b>	8834.771	<b>□ 8641.744</b>	<b>□ 3465.744</b>
	ランク 7	8467.428	□ 8457.691	□ 3185.691		ランク 7	8468.773	□ 4656.346	□ 6184.346
	ランク 8	<b>8212.291</b>	□ 1161.433	□ 2793.433		ランク 8	<b>8215.03</b>	□ 2158.693	□ 3790.693
正規分布	ランク 4	16087.69	4508.384	2492.384	正規分布	ランク 4	15962.69	4383.382	2367.382
	ランク 5	14314.08	3286.169	1366.169		ランク 5	14227.38	3199.466	1279.466
	ランク 6	13680.27	3203.75	1379.75		ランク 6	14270.39	3793.874	1969.874
	ランク 7	12269.14	<b>2344.025</b>	<b>616.025</b>		<b>ランク 7</b>	12277.27	<b>2352.15</b>	<b>624.15</b>
	ランク 8	<b>12024.2</b>	2650.473	1018.473		ランク 8	<b>12025.84</b>	2652.116	1020.116

注) AICはAkaike's Information Criterion, BICはBayesian Information Criterion, CAICはConsistent AICである

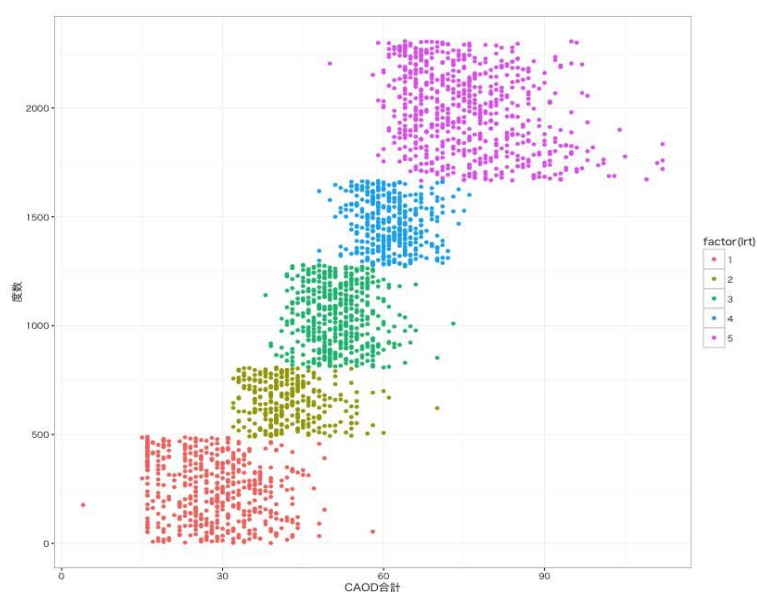


図 28 CAOD の潜在ランク別対象者得点分布

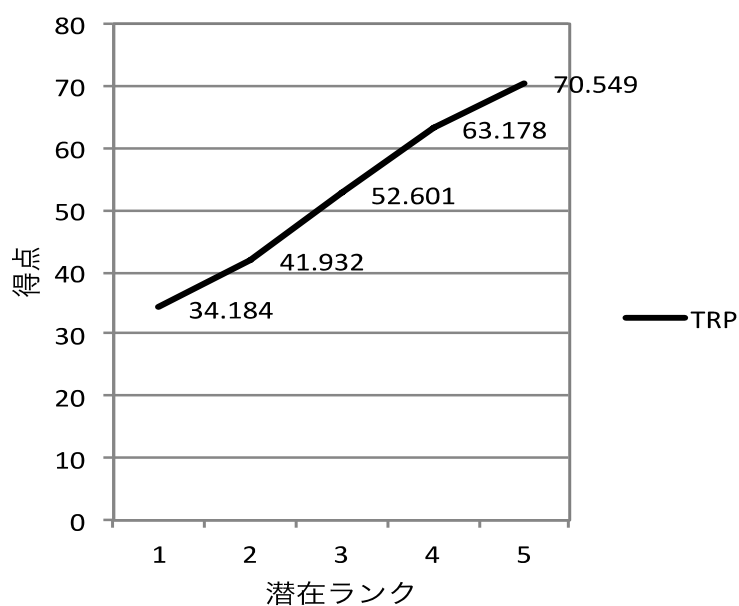


図 29 テスト参照プロファイル

注) TRP はテスト参照プロファイル(Test reference profile)を示す

表 36 CAOD の項目参照プロファイル

項目参照プロファイル	ランク 1	ランク 2	ランク 3	ランク 4	ランク 5
CAOD7	3.738	4.253	4.837	5.176	5.289
CAOD1	3.268	3.773	4.389	4.781	4.957
CAOD12	2.458	3.036	3.767	4.377	4.742
CAOD3	2.383	2.963	3.715	4.376	4.813
CAOD8	2.309	2.813	3.471	4.103	4.518
CAOD15	2.330	2.785	3.433	4.058	4.441
CAOD2	2.086	2.655	3.408	4.139	4.625
CAOD9	1.994	2.569	3.349	4.156	4.706
CAOD13	2.079	2.611	3.342	4.079	4.615
CAOD5	1.787	2.353	3.172	4.000	4.544
CAOD6	1.970	2.437	3.097	3.793	4.314
CAOD4	1.831	2.324	3.023	3.716	4.211
CAOD10	1.662	2.108	2.788	3.569	4.176
CAOD11	1.585	2.012	2.649	3.408	4.033
CAOD14	1.370	1.669	2.150	2.814	3.408
CAOD16	1.333	1.570	2.011	2.633	3.156

表 37 CAOD の項目カテゴリ参照プロフィール

項目	カテゴリ	ランク1	ランク2	ランク3	ランク4	ランク5	項目	カテゴリ	ランク1	ランク2	ランク3	ランク4	ランク5
CAOD1	1	<b>.231</b>	.133	.044	.016	.011	CAOD9	1	<b>.444</b>	.266	.099	.030	.008
	2	.212	.171	.102	.050	.028		2	.325	<b>.308</b>	.212	.086	.025
	3	.106	.138	.153	.126	.103		3	.109	.189	<b>.264</b>	.217	.122
	4	.125	.145	.160	.168	.177		4	.059	.116	.201	<b>.270</b>	<b>.300</b>
	5	.212	<b>.247</b>	<b>.305</b>	<b>.343</b>	<b>.343</b>		5	.048	.089	.148	.226	.286
	6	.062	.094	.139	.179	.207		6	.005	.015	.044	.107	.165
	7	.051	.072	.098	.118	.131		7	.009	.017	.032	.065	.095
CAOD2	1	<b>.506</b>	<b>.337</b>	.159	.059	.020	CAOD10	1	<b>.613</b>	<b>.425</b>	.218	.100	.044
	2	.223	.234	<b>.192</b>	.107	.050		2	.239	.283	<b>.258</b>	.146	.067
	3	.089	.136	.191	.194	.151		3	.074	.149	.245	<b>.262</b>	.202
	4	.092	.128	.180	<b>.216</b>	.243		4	.041	.075	.143	.237	<b>.311</b>
	5	.056	.095	.148	.207	<b>.245</b>		5	.020	.048	.091	.139	.183
	6	.018	.038	.074	.134	.183		6	.007	.011	.024	.068	.117
	7	.016	.033	.055	.084	.109		7	.006	.009	.021	.049	.076
CAOD3	1	<b>.334</b>	.181	.047	.007	.001	CAOD11	1	<b>.641</b>	<b>.446</b>	.240	.126	.059
	2	.297	<b>.259</b>	.158	.068	.026		2	.247	.321	<b>.317</b>	.192	.096
	3	.152	.207	.246	.183	.109		3	.041	.096	.176	.207	.180
	4	.130	.191	<b>.262</b>	<b>.289</b>	.280		4	.039	.079	.150	<b>.248</b>	<b>.330</b>
	5	.059	.111	.188	.252	<b>.282</b>		5	.022	.038	.070	.114	.150
	6	.014	.032	.069	.139	.208		6	.004	.011	.029	.074	.122
	7	.014	.018	.030	.061	.093		7	.005	.009	.018	.039	.063
CAOD4	1	<b>.450</b>	.265	.095	.031	.012	CAOD12	1	<b>.390</b>	.233	.089	.032	.011
	2	.370	<b>.373</b>	.273	.136	.060		2	.260	<b>.245</b>	.166	.069	.025
	3	.099	.192	<b>.301</b>	.271	.185		3	.091	.135	.182	.172	.126
	4	.067	.127	.220	<b>.323</b>	<b>.384</b>		4	.098	.145	.210	.252	.278
	5	.010	.032	.078	.147	.209		5	.110	.159	<b>.216</b>	<b>.260</b>	<b>.280</b>
	6	.002	.007	.025	.067	.108		6	.026	.043	.075	.122	.170
	7	.002	.004	.009	.024	.042		7	.026	.039	.061	.093	.110
CAOD5	1	<b>.542</b>	<b>.340</b>	.142	.045	.012	CAOD13	1	<b>.482</b>	<b>.306</b>	.131	.054	.022
	2	.295	.324	<b>.256</b>	.123	.046		2	.267	.282	<b>.228</b>	.110	.040
	3	.067	.142	.229	.215	.146		3	.086	.138	.196	.191	.140
	4	.049	.083	.153	<b>.249</b>	<b>.310</b>		4	.066	.116	.192	<b>.247</b>	<b>.270</b>
	5	.032	.072	.132	.198	.237		5	.068	.110	.158	.210	.257
	6	.008	.026	.060	.113	.165		6	.016	.027	.059	.119	.172
	7	.007	.013	.029	.057	.083		7	.015	.022	.037	.068	.099
CAOD6	1	<b>.449</b>	.275	.108	.043	.020	CAOD14	1	<b>.744</b>	<b>.590</b>	<b>.411</b>	<b>.272</b>	.178
	2	.333	<b>.347</b>	<b>.269</b>	.130	.051		2	.198	.281	.312	.226	.142
	3	.082	.157	.254	.245	.171		3	.023	.055	.123	.194	.212
	4	.091	.147	.230	<b>.311</b>	<b>.357</b>		4	.021	.039	.078	.156	<b>.230</b>
	5	.031	.049	.084	.150	.207		5	.008	.022	.041	.069	.102
	6	.005	.012	.033	.084	.140		6	.004	.007	.016	.043	.073
	7	.008	.013	.021	.037	.053		7	.002	.007	.019	.041	.063
CAOD7	1	.143	.076	.026	.012	.009	CAOD15	1	<b>.464</b>	<b>.321</b>	.167	.078	.036
	2	.170	.121	.057	.030	.028		2	.219	.229	.187	.103	.057
	3	.137	.134	.115	.093	.086		3	.083	.121	.165	.181	.167
	4	.156	.159	.150	.131	.127		4	.084	.125	<b>.189</b>	<b>.238</b>	<b>.263</b>
	5	<b>.223</b>	<b>.273</b>	<b>.318</b>	<b>.305</b>	<b>.271</b>		5	.092	.121	.162	.200	.225
	6	.090	.127	.177	.223	.247		6	.029	.045	.076	.119	.151
	7	.080	.110	.157	.206	.231		7	.030	.038	.053	.081	.101
CAOD8	1	<b>.391</b>	.240	.097	.036	.018	CAOD16	1	<b>.784</b>	<b>.665</b>	<b>.497</b>	<b>.336</b>	<b>.230</b>
	2	.274	<b>.261</b>	.190	.095	.041		2	.161	.222	.259	.220	.167
	3	.126	.180	<b>.231</b>	.194	.134		3	.021	.046	.100	.171	.202
	4	.103	.154	.225	<b>.285</b>	<b>.306</b>		4	.016	.032	.068	.135	.199
	5	.075	.120	.177	.246	.296		5	.011	.023	.042	.059	.075
	6	.013	.021	.041	.084	.124		6	.003	.007	.019	.045	.072
	7	.019	.024	.038	.060	.081		7	.004	.006	.014	.034	.055

#### 4) 潜在ランク間の比較

目的変数に CAOD の合計得点を投入したモデルの誤差構造は、正規性の検定で棄却されたものの、データ分布の構造と尖度、歪度を総合的に判断して正規分布とみなせるとした。その結果、全ての潜在ランク間で CAOD の合計得点に有意差が認められた（表 38, 表 39, 図 29）。次に、目的変数に職場の人間関係を投入したモデルでは、ランク 2 とランク 3 の有意確率が 0.0546 であったものの、それ以外は潜在ランクごとに有意差が認められた（表 40, 表 41）。気分転換の機会は潜在ランクごとに得点間の差があるという結果だった（表 42, 表 43）。余暇時間の過ごし方は、職場の人間関係と同様にランク 2 とランク 3 以外の組み合わせで得点間の差が有意に認められた（表 44, 表 45）。

表 38 目的変数が CAOD 合計得点の GLM

	非標準化推定値	標準誤差	t 値	p 値
切片	28.5297	.3434	83.07	***
ランク 2	13.6496	.5471	24.95	***
ランク 3	22.8284	.4900	46.59	***
ランク 4	32.7061	.5171	63.25	***
ランク 5	47.1635	.4558	103.47	***

注 1) t 値は標準誤差, p 値は有意確率である

注 2) \*\*\* p < 0.001

表 39 目的変数が CAOD 合計得点の多重比較

		非標準化推定値	標準誤差	z 値	p 値
ランク 1	ランク 2	13.6496	.5471	24.95	***
	ランク 3	22.8284	.4900	46.59	***
	ランク 4	32.7061	.5171	63.25	***
	ランク 5	47.1635	.4558	103.47	***
ランク 2	ランク 3	9.1788	.5510	16.66	***
	ランク 4	19.0565	.5751	33.13	***
	ランク 5	33.5139	.5208	64.36	***
ランク 3	ランク 4	9.8777	.5212	18.95	***
	ランク 5	24.3351	.4605	52.85	***
ランク 4	ランク 5	14.4574	.4891	29.56	***

注 1) z 値は標準化得点, p 値は有意確率である

注 2) \*\*\* p < 0.001

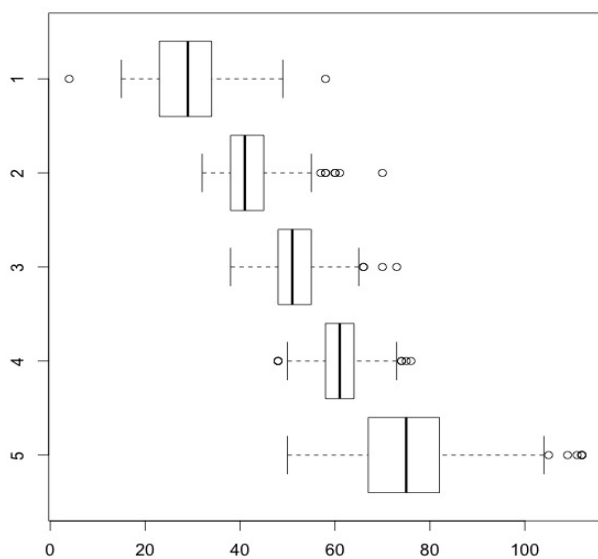


図 29 目的変数が CAOD 合計得点の GLM

表 40 目的変数が職場の人間関係の GLM

	非標準化推定値	標準誤差	t 値	p 値
ランク 2	.4826	.1577	3.060	**
ランク 3	.9185	.1442	6.367	***
ランク 4	1.6011	.1558	10.276	***
ランク 5	2.3677	.1494	15.852	***

注 1) t 値は標準誤差, p 値は有意確率である

注 2) \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$

表 41 目的変数が職場の人間関係の多重比較

		非標準化推定値	標準誤差	z 値	p 値
ランク 1	ランク 2	.4826	.1577	3.060	*
	ランク 3	.9185	.1442	6.367	***
	ランク 4	1.6011	.1558	10.276	***
	ランク 5	2.3677	.1494	15.852	***
ランク 2	ランク 3	.4359	.1618	2.693	.
	ランク 4	1.1185	.1705	6.561	***
	ランク 5	1.8852	.1637	11.518	***
ランク 3	ランク 4	.6826	.1529	4.464	***
	ランク 5	1.4493	.1442	10.050	***
ランク 4	ランク 5	.7667	.1480	5.179	***

注 1) z 値は標準化得点, p 値は有意確率である

注 2) \*\*\*  $p < 0.001$ , \*  $p < 0.05$ , .  $p < 0.1$

表 42 目的変数が気分転換の機会の GLM

	非標準化推定値	標準誤差	t 値	p 値
ランク 2	.8799	.1579	5.573	***
ランク 3	1.3123	.1433	9.159	***
ランク 4	2.0100	.1508	13.331	***
ランク 5	2.6266	.1432	18.337	***

注 1) t 値は標準誤差, p 値は有意確率である

注 2) \*\*\*  $p < 0.001$

表 43 目的変数が気分転換の機会の多重比較

		非標準化推定値	標準誤差	z 値	p 値
ランク 1	ランク 2	.8799	.1579	5.573	***
	ランク 3	1.3123	.1433	9.159	***
	ランク 4	2.0100	.1508	13.331	***
	ランク 5	2.6266	.1432	18.337	***
ランク 2	ランク 3	.4324	.1555	2.780	*
	ランク 4	1.1301	.1595	7.084	***
	ランク 5	1.7466	.1512	11.549	***
ランク 3	ランク 4	.6977	.1386	5.034	***
	ランク 5	1.3143	.1283	10.246	***
ランク 4	ランク 5	.6166	.1284	4.803	***

注 1) z 値は標準化得点, p 値は有意確率である

注 2) \*\*\*  $p < 0.001$ , \*  $p < 0.05$

表 44 目的変数が余暇時間の過ごし方の GLM

	非標準化推定値	標準誤差	t 値	p 値
ランク 2	1.056	.1497	7.058	***
ランク 3	1.407	.1378	10.208	***
ランク 4	2.072	.1460	14.189	***
ランク 5	2.816	.1402	20.087	***

注 1) t 値は標準誤差, p 値は有意確率である

注 2) \*\*\*  $p < 0.001$



表 45 目的変数が余暇時間の過ごし方の多重比較

		非標準化係数	標準誤差	z 値	p 値
ランク 1	ランク 2	1.0565	.1497	7.058	***
	ランク 3	1.4072	.1378	10.208	***
	ランク 4	2.0719	.1460	14.189	***
	ランク 5	2.8165	.1402	20.087	***
ランク 2	ランク 3	.3507	.1411	2.485	.
	ランク 4	1.0155	.1469	6.914	***
	ランク 5	1.7600	.1399	12.580	***
ランク 3	ランク 4	.6647	.1318	5.034	***
	ランク 5	1.4093	.1235	11.412	***
ランク 4	ランク 5	.7445	.1269	5.867	***

注 1) z 値は標準化得点, p 値は有意確率である

注 2) \*\*\*  $p < 0.001$ , .  $p < 0.1$

## 6. 考察

研究 4 では, CAOD の潜在ランク数は, 単調増加制約なし, 分布指定なしの 5 が妥当であると判断された. これは, 情報量基準の CAIC は最小値だったものの, 他はそうではなかった. しかし, 結果の解釈のしやすさを考慮すると, CAOD の潜在ランク数はこのモデルが妥当であったと考えられる. 以下にその論拠を述べる.

### 1) 一次元性の確認

CAOD の一次元性は, 項目得点多列相関と EFA によって確認できたと考えられる (表 33, 表 34, 図 27). 項目得点多列相関は, 全項目が基準の 0.2 以上を満たしていたことから, CAOD は既存の全項目で作業機能障害の概念を捉える尺度であると考えられる. EFA では, 第 1 因子で約 48%であり, 第 2 因子で約 12%であったことから, CAOD の一次元性が確認できたと考えられる.

### 2) 潜在ランク数の推定

本研究では, CAOD の潜在ランクは 5 段階が妥当であると判断された (表 35, 図 29). その理由は, CAIC が他の情報量基準に比べて小さい値だったこと, 他のモデルに比べて結果の解釈がしやすかったこと, が挙げられる. LRT による潜在ランク数の推定は, 学力テストのような間隔尺度であっても 5 段階から 20 段階程度が妥当であり, CAOD のような評価尺度になると少ない潜在ランク数のほうが実用的であると指摘されている<sup>55)</sup>. 本研究では, 5 段階で CAOD の潜在ランクを示すと, テスト参照プロファイルなどの推定値がほぼ均等に上昇し, 結果の解釈がしやすい傾向にあり, 各ランクに所属する対象者の作業機能障害の重症度を把握しやすいと考えられる.

CAOD の潜在ランクは以下のように解釈できると考えられる。項目カテゴリ参照プロフィールを確認すると、ランク 1 に所属する対象者は、作業不均衡に関する項目に反応する傾向にあった（表 37）。しかし、ランク 1 の対象者は、項目参照プロフィールで全項目中半分は 1 点以上をつける傾向があった（表 36）。したがって、CAOD のランク 1 は、作業不均衡を感じつつも、実質的に作業機能障害という問題はないと解釈できると考えられる。

ランク 2 は項目参照プロフィールを見ると、ランク 1 とは異なって 1 点以上をつける項目が 2 項目であると確認された（表 36）。また、ランク 2 に入ると平均で 4 点以上をつける項目が出現した。項目カテゴリ参照プロフィールでは、ランク 2 に所属する対象者は特に作業疎外、作業周縁化に関する項目で得点の上昇が見られた（表 37）。つまり、このランクの対象者は、CAOD の項目に対して当てはまらないと感じている項目が少なくなる傾向があったと考えられる。したがってランク 2 は、作業機能障害が生じはじめ、日常生活の困難感が出現すると解釈できると考えられる。

ランク 3 は項目参照プロフィールを見ると、平均で 3 点以上から 4 点以上をつける項目が 12 項目となった（表 36）。項目カテゴリ参照プロフィールでは、ランク 3 に所属する対象者では特に作業剥奪に反応して得点の上昇が見られた（表 37）。またランク 3 は、所属する対象者の平均得点が約 53 点であり、研究 1 で明らかになったカットオフ値の 52 点を越える値であった。つまり、このランクに所属する対象者から、作業機能障害に陥ると判断できる可能性があると考えられる。したがって、ランク 3 は軽度の作業機能障害であると解釈でき、予防的作業療法の必要性が生じる段階であると考えられる。

この傾向は、ランク 4 以上でさらに顕著になった。ランク 4 の項目参照プロフィールを確認するとわかるように、平均で 5 点以上をつける項目が出現し、CAOD の質問項目に対して、どちらかといえば当てはまると回答する対象者が多くなった（表 36）。また項目カテゴリ参照プロフィールを見ると、ランク 4 は作業機能障害の 4 種類全てに反応していた（表 37）。したがって、ランク 4 は中等度の作業機能障害であると解釈できると考えられる。

項目参照プロフィールの結果を見ると、ランク 5 は平均で 2 点以上をつける項目が出現しなくなり、13 項目が平均で 4 点以上に回答している（表 36）。また項目カテゴリ参照プロフィールが示すように、ランク 5 では作業周縁化がさらに反応して得点の上昇が見られた（表 37）。ランク 3, 4, 5 の対象者になると、おおむね全ての作業機能障害に反応するが、特に作業機能障害が重症になると作業剥奪、作業周縁化が生じている可能性が考えられる。したがって、ランク 5 ではほとんどの項目で作業機能障害を示しており、重度の作業機能障害を体験していると考えられる。

### 3) 潜在ランク間の比較

GLM の結果から、対象者の所属する潜在ランクが異なると、CAOD の合計得点が明らかに異なることがわかった。これは、図 28 で示したように、潜在ランクが異なると CAOD の合計得点の分布の仕方が明確に違うことから理解できる。また、潜在ランクが 1 から 5 へと向上するにしたがっ

て、CAOD の合計得点が平均で 10 点以上の間隔で向上していくこともわかった。研究 1 や研究 2 で示したように、CAOD は合計得点が向上するほど、作業機能障害が重度になり、心理的問題が悪化する。つまりこの結果は、CAOD の潜在ランクの違いには統計的に有意な差があると表しており、それが作業機能障害の重症度の差を表現していると理解することができると考えられる。

また、職場の人間関係、気分転換の機会、余暇時間の過ごし方は、CAOD の潜在ランクが 1 から 5 へと向上するにしたがって統計的に有意に悪化することがわかった（表 40、表 42、表 44）。しかし多重比較の結果を見ると、職場の人間関係と余暇時間の過ごし方はランク 2 とランク 3 で推定値が小さく、統計的にも有意確率が 0.05 を超えるものであった（表 41、表 45）。これはつまり、ランク 2 に所属する対象者とランク 3 に所属する対象者間で人間関係や楽しめる時間の使い方に大きな差がない可能性を示している。しかし、潜在ランク間の結果を見れば、目的変数に対する説明変数の予測力に差があることから、所属するランクが異なれば人間関係や時間の使い方に何らかの問題がある可能性を考慮する必要があると考えられる。

#### 4) 重症度判定の手順

表 37 で示した項目カテゴリ参照プロファイルを活用すると、臨床現場で働く医療従事者の作業機能障害の重症度の推定に応用することができる。作業機能障害の重症度を推定したい人はまず、任意のパソコンに Exametrika をダウンロードする。対象者は CAOD に回答し、その結果をサイト (URL: <https://goo.gl/hCvq11>) からエクセルファイルをダウンロードする。エクセルファイルには、CAOD のダミーデータが記載されているため、最終のダミーデータの次のセルから自身の CAOD の結果を入力し保存する。ダミーデータは Exametrika のデータに読み込み、項目カテゴリ参照プロファイルは同一ソフトの IRP 固定シートに読み込む。そして Exametrika の設定は段階反応モデル、潜在ランク数が 5、出力オプションの全てにチェックを入れ、分析を実行する（図 31）。それによって、それぞれの臨床現場で医療従事者は作業機能障害の潜在ランク数を推定でき、作業機能障害の重症度を判断できると考えられる。対処が必要な潜在ランクは 3 以上であるため、推定した結果が潜在ランク 3 を超える場合は、研究 3 で論じたように、意味を感じる作業に取り組んだり、発想の転換を行うなどして作業機能障害の軽減に努める必要があると考えられる。なお、手続きの詳細は資料 2 に示した。

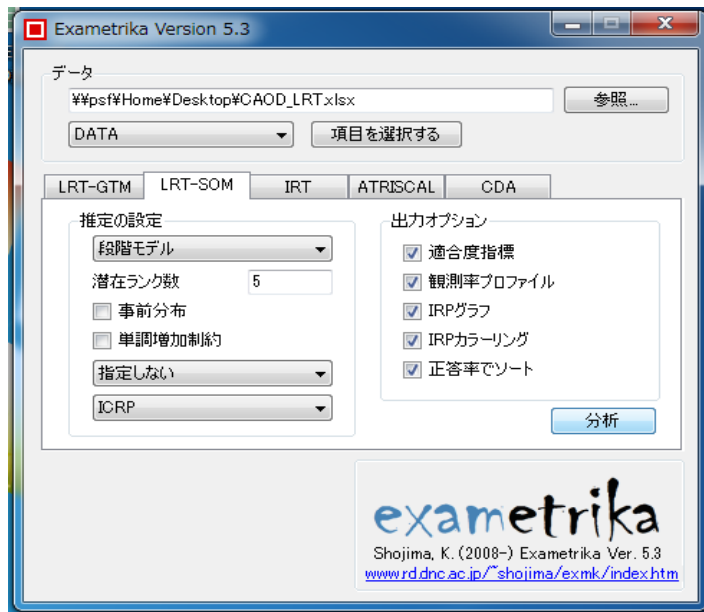


図 31 研究 4 : Exametrika で行う CAOD の LRT 設定画面

## 5) 研究の限界

本研究の主な限界は 3 つある。1 つめは対象者数の問題がある。LRT は対象者数が 3000 名以上で推定精度が高いが、本研究は 2307 名しかいないという問題がある。2 つめは、臨床応用可能性である。項目カテゴリ参照プロファイルを活用すると、各臨床現場で作業機能障害の潜在ランクを推定できるが、その推定精度は未検討である。3 つめは、潜在ランク理論の測定自体が潜在変数の順序性を仮定しているため、古典的テスト理論のように得点差による対象者の分類が行えない。しかしながら、研究 4 の結果をふまえると、潜在ランク数の推定は十分行えていると考えられ、当初の目的は果たすことができたと考えられる。

## 7. 結論

本研究の目的は、2307 名の医療従事者を対象に、CAOD の潜在ランク数を推定することだった。その結果、CAOD の潜在ランク数は 5 が最も当てはまりが良いと判断された。ランク 1 は問題なし、ランク 2 は日常生活の困難感出現、ランク 3 は軽度の作業機能障害、ランク 4 は中等度の作業機能障害、ランク 5 は重度の作業機能障害と命名された。また、GLM の結果から、CAOD の合計得点は潜在ランク間で明確な差があり、潜在ランクが 1 から 5 へと向上するにしたがって作業機能障害が重症化することが分かった。そして潜在ランク数が増えるにしたがって、職場の人間関係の悪化、気分転換の機会の欠如、余暇時間の過ごし方の問題が生じることもわかった。

## 第5章 総合考察

### 1. 4つの研究で得られた新しい知見

本研究では、予防的作業療法が医療従事者の労働衛生に貢献できるように、研究1から研究4を通してCAODの尺度特性と潜在ランク数を検証し、作業機能障害とそれに関わる要因との構造的関連性を明らかにした。以下にその詳細を述べる。

研究1では、医療従事者を対象にCAODの尺度特性を検証した。その結果、CAODは4因子16項目で高い妥当性と信頼性を備えることが明らかになった。CAODは、医療従事者の作業機能障害を適切に評価できると考えられる。したがって、CAODは医療従事者の労働衛生を改善するために、予防的作業療法で使うことができ、介入計画の立案と成果測定で有益な情報を提供すると考えられる。

研究2では、3つの研究を通して、医療従事者を対象に作業機能障害が心理的問題(ストレス反応、バーンアウト症候群、抑うつ状態)に影響を与えるという構造的関連性を検証した(図4)。3つの研究は共通して、心理的問題が作業機能障害によって促進されるという結果を導いた。しかもこれらの研究は、異なる対象者で異なるデータを用いたにも関わらず同型の結果を示した。したがって、作業機能障害が心理的問題に影響を与えるという仮説モデルの再現性は高く、作業機能障害が労働衛生上で重視される問題を悪化させる因子であると解釈できると考えられる。

次に研究3では、医療従事者を対象にセルフヘルプで作業機能障害を軽減できる要因を検討した。そのために、作業参加とコーピングが作業機能障害を軽減させるという仮説モデルを立案した(図20)。結果として、作業機能障害は生産活動、セルフケア、レジャーを満足に行うこと、情動焦点型コーピングを用いて価値観の転換を行うことによって軽減される可能性が示された。また、共変量で気分転換の機会と余暇時間の過ごし方が作業機能障害に影響を与えていた。したがって、作業機能障害を減少させるためには、意味を感じる作業への参加ができること、視点の変容を促すこと、気持ちのリフレッシュと有意義に時間を使うことなどが必要であると考えられる。

最後の研究4では、CAODの潜在ランク数が推定された。これは、作業機能障害の重症度を示すものである。LRTなどの結果から、ランク1は問題なし、ランク2は日常生活の困難感出現、ランク3は軽度の作業機能障害、ランク4は中等度の作業機能障害、ランク5は重度の作業機能障害であると考えられる。研究4の結果と研究1で明らかになったカットオフ値をふまえると、ランク3以上に所属する対象者から予防的作業療法が必要になってくると考えられる。

医療従事者が作業機能障害に陥っても、病院等で作業療法士から支援を受けられる可能性は低い。それゆえ、ランク3以上に所属する対象者は、研究2と3の知見を参考に、①意味を感じる作業(生産活動、セルフケア、レジャー)へ参加すること、②状況に対する解釈を変えること、③職場の人間関係を改善すること、④余暇時間の過ごし方を工夫すること、⑤気分転換の機会を意識的に作ること、などに取り組むとよいと考えられる。ただし、作業機能障害はストレス反応、バーンアウト症候群、抑うつ状態を悪化させるため、ランク4以上に所属する対象者は医学的に問題になる心理的問題を

併発している可能性がある。心理的問題は、通常精神病院やメンタルヘルスクリニックで対応できることから、作業機能障害がランク 4 以上で心理的問題が生じていると感じるときは、そうした病院などに受診すると良いと考えられる。

## 2. 労働衛生における予防的作業療法の可能性

以上の 4 つの研究を総合すると、本研究は労働衛生における予防的作業療法を次のように展開できると考えられる。

### 1) 目的

労働衛生における予防的作業療法の目的は、医療従事者の作業機能障害を評価し、その結果に基づいて予防、軽減を図ることである。作業機能障害の予防、軽減が必要な理由は、作業機能障害が労働衛生で問題視される心理的問題の促進要因であることが考えられる。

研究 2 で明らかにしたように、作業機能障害はストレス反応、バーンアウト症候群、抑うつ状態と構造的関連性があり、作業機能障害が心理的問題を引き起こす可能性が考えられる。医療従事者は、心理的問題を抱えたまま労働に従事しており、仕事以外に時間を割けず、病院への受診機会が少ないことが問題となっている<sup>95,96)</sup>。そのため、離職や休職に至るまで労働に従事する可能性が高い。

しかし、研究 3 で示したように、セルフヘルプでできる意味のある作業への従事や価値観の転換は、作業機能障害の予防、軽減に役立つ可能性がある。つまり離職や休職に至る前に、自らが生活の仕方を工夫し、ストレスに対処することによって、作業機能障害の予防、軽減ができ、心理的問題の発生を予防できる可能性があると考えられる。

### 2) 評価

したがって、本研究は労働衛生における予防的作業療法の目的の達成を支援するために使うことができる。まず評価では、カットオフ値と潜在ランク数の推定の活用が考えられる。カットオフ値の活用では、医療従事者に CAOD に回答してもらい、全項目の合計得点を算出する。CAOD の合計得点がカットオフ値の 52 点以上であれば、作業機能障害を有している可能性が高いと考えられる。また、作業機能障害の潜在ランク数の推定は、研究 4 で論じた手順にしたがって行う事ができる(資料 2)。推定された潜在ランクが 3 以上であれば作業機能障害に陥っていると判断できると考えられる。

### 3) 対処

そうした場合、研究 3 をふまえると作業機能障害の対処は、作業参加の促進、情動焦点型コーピングの促進を図ることが有効であると考えられる。具体的に言うと、作業参加の促進は興味があったり、大事に感じている作業(生産活動、セルフケア、レジャー)に取り組むことが必要である。これは、自分自身の生活をよく振り返って考えて、意味や価値を感じる作業を見つけ出すことがポイントである。次に、情動焦点型コーピングは、現在ストレスを感じている体験を、将来の糧と考え直したり、自身の成長の機会と捉え直すことが必要である。そうした視点の変換は、物事を肯定的に捉える

と強く意識することが重要なきっかけになると考えられる。

#### 4) 再評価

対処を行った後、自身の作業機能障害が改善したかを知りたい場合は、再び CAOD に回答し、カットオフ値が 52 点未満、あるいは潜在ランク数が 3 未満になったかどうかを確認する。それによって、自身が行った対処の有効性を吟味できると考えられる。仮に、再評価でもカットオフ値が 52 点以上、潜在ランク数が 3 以上だった場合、もう一度対処の仕方を検討し、作業参加の仕方を工夫したり、物事をより適切に捉え直したりするとよいと考えられる。

## 終章

結論を述べると、本研究は、労働衛生で予防的作業療法が貢献できるように、特に問題視されることが多い医療従事者を対象に作業機能障害研究を行った。この目的を達成するために、研究 1 で CAOD の尺度特性の検証を行った。研究 2 で作業機能障害と心理的問題の構造的関連性の検討を行った。研究 3 で医療従事者の作業機能障害とその軽減要因の構造的関連性の検討を行った。研究 4 で作業機能障害の重症度ランク数の推定を行った。

その結果、研究 1 では CAOD は信頼性と妥当性が高いことが証明され、大学生を対象に作成した CAOD が医療従事者を対象としても使用できることが明らかになった。研究 2 では、作業機能障害とストレス反応、バーンアウト症候群、抑うつ状態の構造的関連性が明らかになった。心理的問題が発生する要因として、作業機能障害が関与していると考えられる。研究 3 では、作業参加と情動焦点型コーピングの促進が作業機能障害の軽減に働くことが明らかになった。作業参加はセルフケア、生産活動、レジャーなどの視点から満足感を高め、情動焦点型コーピングは価値観の転換を行うと作業機能障害を改善させると考えられる。研究 4 では、CAOD を使用し作業機能障害の重症度が 5 段階で判定できることが明らかになった。各ランクには有意差があり、ランク 3 以上から作業療法介入を検討する必要があるとされた。

以上の 4 つの研究を通して、本研究の目的である医療従事者の作業機能障害に対する予防的作業療法の基盤が構築できたと考えられる。したがって本研究は、労働衛生における予防的作業療法という新領域を切り開き、医療従事者の健康と安寧の改善に貢献するものであると考えられる。今後、多くの作業療法士諸氏が本研究で明らかになった知見を参考に、労働衛生における予防的作業療法の発展に貢献することを期待したい。



## 謝辞

本論文は、吉備国際大学大学院保健科学研究科博士課程において、京極真研究室で行った研究をまとめたものです。本研究を行うにあたり、協力してくださった全ての方々に感謝申し上げます。特に、各施設の研究協力者と対象者には感謝致します。研究協力者と対象者のおかげでデータ収集が滞り無く行われ、このような研究成果を得ることができました。お忙しいなか、データ収集にご快諾いただきましたことを感謝致します。

本論文に関してご精読いただき、有用なご指導、ご鞭撻を頂きました主査の籾脇健司教授、副査の齋藤圭介教授、太湯好子教授に深謝いたします。諸先生に頂けたコメントをもとに研究内容を振り返ることで、博士論文の整理が進み、このような博士論文を提出することができました。

研究に関して終始厳しく熱心なご指導を頂きました指導教員の京極真准教授に感謝申し上げます。先生には、学部生時代から現在まで大変お世話になり、研究の基本や研究に取り組む姿勢などを徹底的に教えていただきました。ここまで研究を進めてこられたのも先生の指導があつてこそだと感じております。

最後に、大学院進学を後押しして応援し続けてくれた家族に感謝しています。

## 文献

- 1) International Labour Office (1986) Psychosocial factors at work: recognition and control. Occupational Safety and Health Series 56: 1-14
- 2) Leka S, Griffiths A, Cox T (2005) Work organization and stress: systematic problem approaches for employers, managers and trade union representatives. Protecting Workers' Health Series 3: 1-14.
- 3) 厚生労働省 (2015) 労働者の心の健康の保持増進のための指針. <http://www.mhlw.go.jp/new-info/kobetu/roudou/gyousei/anzen/dl/101004-3.pdf> [Accessed January 12, 2016]
- 4) 厚生労働省労働基準局監督課労働衛生課・監修 (2002) 過重労働による健康障害を防止するために-過重労働になっていませんか?. 労働調査会, 東京: pp29-73
- 5) 大野正 (2003) 過労死・過労自殺の心理と職場. 青弓社, 東京
- 6) 石川俊男, 庄子雅保, 松田弘, 穴見早友里, 藤井康子, 染川美香 (2007) 心療内科における職場メンタルヘルス不全者への心身医学的アプローチの実践. 産業ストレス研究 14: 183-187
- 7) 宗像恒次, 稲岡文昭, 高橋徹, 川野雅資, 土居健郎 (1988) 燃えつき症候群 : 医師・看護婦・教師のメンタル・ヘルス. 金剛出版, 東京
- 8) 原谷隆史, 川上憲人, 荒記俊一 (1996) 職業性ストレスの職種差 -日本語版 NIOSH 職業性ストレス調査表を用いた 3 調査の解析. 産業衛生学雑誌 38: 267
- 9) 豊増功次 (2008) 医療従事者に対する職場のストレス対策 : ストレス調査と短時間面接の有用性について. 心身医学 48: 349-358
- 10) 日本看護協会広報部 (2013) 看護師の離職率. [http://www.nurse.or.jp/up\\_pdf/20130307163239\\_f.pdf](http://www.nurse.or.jp/up_pdf/20130307163239_f.pdf) [Accessed January 12, 2016]
- 11) 古屋肇子, 谷冬彦 (2008) 看護師のバーンアウト生起から離職願望に至るプロセスモデルの検討. 日本看護科学会誌 28: 55-61
- 12) 高橋美和 (2013) 新人看護師の離職意思と関連要因の経時的変化 : 3 ヶ月おきの縦断調査から. 日本看護学会論文集, 看護管理 43: 463-466
- 13) 鈴木久義, 朝倉隆司 (2001) 作業療法士の精神健康 : Burnout 度及び抑うつ度の検討. 作業療法 20: 152
- 14) 金子さゆり (2013) 急性期病棟で働く看護師の抑うつ傾向と医療安全および離職意図との関連. 名古屋市立大学看護学部紀要 13: 19-25
- 15) Mungai A (1985) The occupational therapist's role in employee health promotion programs. Occupational Therapy in Health Care 2: 67-78
- 16) Jarus T, Ratzon NZ (2005) The implementation of motor learning principles in designing prevention programs at work. Work 24: 171-182

- 17) Fast C (1995) Repetitive strain injury: an overview of the condition and its implications for occupational therapy practice. *Canadian Journal of Occupational Therapy* 62: 119-126
- 18) Choe F (1999) Violence in the workplace and ergonomic prevention. *Work* 14: 159-164
- 19) Rai S (2001) Preventing workplace aggression and violence: a role for occupational therapy. *Work* 18: 15-22
- 20) Scaffa ME, Reitz SM (Eds) (2014) *Occupational therapy in community-based practice settings* (2nd edn). F.A. Davis Co, Philadelphia
- 21) Kielhofner G (Eds) (1995) *A model of human occupation : theory and application* (2nd edn). Williams & Wilkins, Philadelphia
- 22) 京極真 (2010) 作業療法士のための非構成的評価トレーニングブック : 4 条件メソッド. 誠信書房, 東京
- 23) 石井良和, 京極真, 長雄眞一郎・編 (2010) 精神障害領域の作業療法 : クリニカル作業療法シリーズ. 中央法規出版, 東京
- 24) 秋山絵里, 京極真 (2010) 勤労者の作業機能障害の実態調査 : 「作業に関する自己評価」改訂版 (OSA II)を用いて. *総合リハビリテーション* 38: 373-379
- 25) 三宅優紀, 寺岡睦, 荻野景規, 京極真 (2014) 病院勤務のリハビリテーションスタッフにおける作業機能障害の種類の実態と職業性ストレスとの関連. *日本予防医学会雑誌* 9: 93-100
- 26) 古桧山健吾, 京極真, 篠原香, 寺岡睦, 三宅優紀 (2013) 勤労者の作業機能障害と職業性ストレスとの関連性の検討. 第 13 回東海北陸作業療法学会誌 : 71
- 27) Anaby D, Jarus T, Backman CL, Zumbo BD (2010) The role of occupational characteristics and occupational imbalance in explaining well-being. *Applied Research in Quality of Life* 5: 81-104
- 28) Whiteford G (2000) Occupational deprivation: global challenge in the new millennium. *British Journal of Occupational Therapy* 63, 200-204
- 29) Townsend E, Wilcock AA (2004) Occupational justice and client-centred practice: a dialogue in progress. *Canadian Journal of Occupational Therapy* 71: 75-87
- 30) Whiteford G (1997) Occupational deprivation and incarceration. *Journal of Occupational Science* 4: 126-130
- 31) Cronin-Davis J, Lang A, Molineux M (2004) Occupational science: the forensic challenge. In Molineux M (Eds) "Occupation for occupational therapists". Blackwell, Philadelphia pp 169-179
- 32) Teraoka M, Kyougoku M (2015) Development of the final version of the Classification and Assessment of Occupational Dysfunction Scale. *PloS one* 10, e0134695

- 33) 寺岡睦, 京極真 (2014) 作業に根ざした実践と信念対立解明アプローチを統合した「作業に根ざした実践 2.0」の提案. 作業療法 33: 249-258
- 34) 京極真 (2011) 医療関係者のための信念対立解明アプローチ : コミュニケーション・スキル入門. 誠信書房, 東京
- 35) World Federation of Occupational Therapists (2004) Definition of Occupational Therapy. <http://www.wfot.org/AboutUs/AboutOccupationalTherapy/DefinitionofOccupationalTherapy.aspx>. [Accessed January 12, 2016]
- 36) Whiteford G (2000) Occupational deprivation: global challenge in the new millennium. British Journal of Occupational Therapy 63: 200-204
- 37) Wendy B, Christine C, A ME (2004) Living in a glasshouse: exploring occupational alienation. Canadian Journal of Occupational Therapy 71: 282-289
- 38) Henrica V, Caroline BT, Lidwine BM, Dirk LK (2011) Measurement in medicine: a practical guide. Cambridge University Press, United Kingdom
- 39) 島悟 (2008) NIMH 原版準拠 CES-D Scale, うつ病(抑うつ状態)自己評価尺度, 第 5 版. 千葉テストセンター, 東京
- 40) 志渡晃一, 蒲原龍, 竹内夕紀子, 西基, 三宅浩次 (2007) 北海道の女性労働者における抑うつの因子構造に関する研究. 北海道医療大学看護福祉学部紀要 14: 83-87
- 41) 久保真人 (2007) バーンアウト(燃え尽き症候群) : ヒューマンサービス職のストレス. 日本労働研究雑誌 49: 54-64
- 42) 伊藤美奈子 (2000) 教師のバーンアウト傾向を規定する諸要因に関する探索的研究 : 経験年数・教育観タイプに注目して. 教育心理学研究 48: 12-20
- 43) 田中輝美 (2007) 日本の教師のバーンアウト測度に関する研究 : Maslach のバーンアウト尺度の因子構造と妥当性について. 筑波大学学校教育論集: 45-50
- 44) Muthén B, Asparouhov T (2002) Latent variable analysis with categorical outcomes: Multiple-group and growth modeling in Mplus. Mplus web notes 4: 1-22
- 45) 小杉考司, 清水裕士・編 (2014) M-plus と R による構造方程式モデリング入門. 北大路書房, 京都
- 46) 福中公輔 (2012) SEM を利用した新しい探索的データ解析法の開発. <https://dspace.wul.waseda.ac.jp/dspace/bitstream/2065/37670/3/Honbun-5970.pdf>. [Accessed January 12, 2016]
- 47) 狩野裕, 三浦麻子 (2007) AMOS, EQS, CALIS によるグラフィカル多変量解析 : 目で見る共分散構造分析, 増補版 3 刷. 現代数学社, 京都 pp73-110
- 48) Kline RB (2005) Principles and practice of structural equation modeling (2nd edn). Guilford Press, United Kingdom

- 49) Muthén LM, Muthén BO (2015) Mplus user's guide (7th Edn). Los Angeles, California
- 50) 米川和雄, 山崎貞政 (2010) 超初心者向け SPSS 統計解析マニュアル：統計の基礎から多変量解析まで. 北大路書房, 京都
- 51) IBM ソリューション (2012) 欠損値, 空白値を含むデータの分析. [http://asmarterplanet.com/jp-software/blog/2012/01/spss\\_kwospecial11-3.html](http://asmarterplanet.com/jp-software/blog/2012/01/spss_kwospecial11-3.html) [Accessed January 12, 2016]
- 52) 松尾収二 (1994) 検査診断学における ROC 曲線の利用の実際. 臨床病理 42: 585-590
- 53) 池上直己, 福原俊一, 下妻晃二郎, 池田俊也・編 (2001) 臨床のための QOL 評価ハンドブック. 医学書院, 東京 pp19-29
- 54) 豊田秀樹・編 (2012) 項目反応理論：第 2 版. 朝倉書店, 東京 pp155-200
- 55) 植野真臣, 荘島宏二郎 (2010) 学習評価の新潮流. 朝倉書店, 東京 pp56-111
- 56) 豊田秀樹・編 (2002) 項目反応理論：新しい心理テストの構成法. 朝倉書店, 東京 pp20-39
- 57) 須藤紀子, 上畑鉄之丞 (1998) 労働時間と職務ストレスからみた喫煙と飲酒習慣の動向に関する研究. 産業衛生学雑誌 40: 608
- 58) 豊田秀樹 (2007) 共分散構造分析：Amos 編. 東京図書, 東京
- 59) 柴田由己 (2008) 青年用刺激希求尺度の信頼性・妥当性の検討. パーソナリティ研究 16: 198-208
- 60) 小林裕 (2014) 参加型 HRM システムが企業業績に及ぼす影響 (2): マルチレベルモデルによるデータの再分析. 経営行動科学学会年次大会発表論文集: 149-154
- 61) 豊田秀樹 (1998) 共分散構造分析：構造方程式モデリング. 朝倉書店, 東京
- 62) 三宅一徳 (2005) 早期診断と臨床検査 I. 総論 2. 基準値 (基準範囲) とカットオフ値の考え方. 日本内科学会雑誌 94: 2467-2472
- 63) 寺岡睦, 京極真 (2015) 医療従事者に対する作業機能障害の種類と評価 (Classification and Assessment of Occupational Dysfunction: CAOD) の尺度特性の検証. 作業療法 34: 403-413
- 64) Honda A, Date Y, Abe Y, Aoyagi K, Honda S (2014) Work-related stress, caregiver role, and depressive symptoms among Japanese workers. Safety and health at work 5: 7-12
- 65) 高田裕志, 筒井末春 (2002) 職場におけるメンタルヘルスと心身医療. 新興医学出版社, 東京
- 66) 宮岡等 (2014) うつ病医療の危機. 日本評論社, 東京
- 67) Mann S (2002) Organizational stress: a review and critique of theory, research and applications. Leadership & Organization Development Journal 23: 295-296
- 68) Wright J (2007) Stress in the workplace: a coaching approach. Work 28: 279-284
- 69) NIOSH working group (Eds) (1999) Stress at work. NIOSH Publication <http://www.cdc.gov/niosh/docs/99-101/pdfs/99-101.pdf> [Accessed January 12, 2016]
- 70) Moghaddasi J, Mehralian H, Aslani Y, Masoodi R, Amiri M (2013) Burnout among nurses

- working in medical and educational centers in Shahrekord, Iran. *Iranian Journal of Nursing and Midwifery Research* 18: 294-297
- 71) Maslach C, Schaufeli WB (1993) Historical and conceptual development of burnout. In Schaufeli WB, Maslach C, Marek T (Eds). *Professional burnout: Recent developments in theory and research*. Taylor & Francis, Philadelphia pp1-16
  - 72) Drury V, Craigie M, Francis K, Aoun S, Hegney DG (2014) Compassion satisfaction, compassion fatigue, anxiety, depression and stress in registered nurses in Australia: Phase 2 results. *Journal of Nursing Management* 22: 519-531
  - 73) Tamakoshi A, Ohno Y, Yamada T, Aoki K, Hamajima N, Wada M (2000) Depressive mood and suicide among middle-aged workers: findings from a prospective cohort study in Nagoya, Japan. *Journal of Epidemiology* 10: 173-178
  - 74) Schaefer JA, Moos RH (1993) Relationship, task and system stressors in the health care workplace. *Journal of Community & Applied Social Psychology* 3: 285-298
  - 75) Denton M, Zeytinoglu IU, Davies S, Lian J (2002) Job stress and job dissatisfaction of home care workers in the context of health care restructuring. *International Journal of Health Services* 32: 327-357
  - 76) Seki Y, Yamazaki Y (2006) Effects of working conditions on intravenous medication errors in a Japanese hospital. *Journal of Nursing Management* 14: 128-139
  - 77) Kato R, Haruyama Y, Endo M, Tsutsumi A, Muto T (2014) Heavy overtime work and depressive disorder among male workers. *Occupational Medicine* 64: 622-628
  - 78) Matsudaira K, Shimazu A, Fujii T, Kubota K, Sawada T (2013) Workaholism as a risk factor for depressive mood, disabling back pain, and sickness absence. *PloSone* 8, e75140.
  - 79) 池上和範, 江口将史, 大崎陽平, 中尾智, 中元健吾, 日野亜弥子, 廣尚典 (2014) 若年労働者のメンタルヘルス不調の特徴と対策: 自由回答式質問票を用いた横断調査. *産業衛生学雑誌* 56: 74-82
  - 80) Jackson J, Carlson M, Mandel D, Zemke R, Clark F (1998) Occupation in lifestyle redesign: the well elderly study occupational therapy program. *American Journal of Occupational Therapy* 52: 326-336
  - 81) Horowitz BP, Chang P-FJ (2004) Promoting well-being and engagement in life through occupational therapy lifestyle redesign: a pilot study within adult day programs. *Topics in Geriatric Rehabilitation* 20: 46-58
  - 82) Lomax RG (2010) Structural equation modeling. In Hancock GR, Mueller RO (Eds) *The reviewer's guide to quantitative methods in the social sciences*. Routledge, London

pp371-384

- 83) 鈴木伸一, 嶋田洋徳, 坂野雄二, 福井至, 長谷川誠 (2007) SRS-18 : 心理的ストレス反応測定尺度. こころネット株式会社, 東京
- 84) Jarque CM, Bera AK (1987) A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review/Revue Internationale de Statistique*: 163-172
- 85) 中川重和 (2009) Jarque-Bera 型統計量のモーメント導出と数式処理. *数式処理* 16: 55-64
- 86) 豊田秀樹・編 (1998) 共分散構造分析 : 応用編. 朝倉書店, 東京 pp22-46
- 87) 豊田秀樹・編 (2003) 共分散構造分析 : 疑問編. 朝倉書店, 東京
- 88) Teraoka M, Kyougoku M (2015) Analysis of structural relationship among the occupational dysfunction on the psychological problem in healthcare workers: a study using structural equation modeling. *PeerJ* 3, e1389.
- 89) Maynard M (1986) Health promotion through employee assistance programs: A role for occupational therapists. *American Journal of Occupational Therapy* 40: 771-776
- 90) Clark F, Azen SP, Zemke R, Jackson J, Carlson M, Mandel D, Hay J, Josephson K, Cherry B, Hessel C, Palmer J, Lipson L (1997) Occupational therapy for independent-living older adults: a randomized controlled trial. *JAMA* 278: 1321-1326
- 91) Clark F, Azen SP, Carlson M, Mandel D, LaBree L, Hay J, Zemke R, Jackson J, Lipson L. (2001) Embedding health-promoting changes into the daily lives of independent-living older adults long-term follow-up of occupational therapy intervention. *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences* 56: 60-63
- 92) Hay J, LaBree L, Luo R, Clark F, Carlson M, Mandel D, Zemke R, Jackson J, Azen SP (2002) Cost-effectiveness of preventive occupational therapy for independent: living older adults. *Journal of the American Geriatrics Society* 50: 1381-1388
- 93) Nagayama H, Tomori K, Ohno K, Takahashi K, Yamauchi K (2015) Cost-effectiveness of occupational therapy in older people: systematic review of randomized controlled trials. *Occupational Therapy International* DOI: 10.1002/oti.1408
- 94) Simó-Algado S, Mehta N, Kronenberg F, Cockburn L, Kirsh B (2002) Occupational therapy intervention with children survivors of war. *Canadian Journal of Occupational Therapy* 69: 205-217
- 95) Rose GA (曾田研二・監訳) (1998) 予防医学のストラテジー : 生活習慣病対策と健康増進. 医学書院, 東京
- 96) 黒澤美枝, 西信雄, 中山秀紀, 智田文徳, 大塚耕太郎, 酒井明夫, 岡山明 (2004) 医療従事者自身の精神科受診に関する意識について : 自殺多発地域における地域介入研究より. *産業衛生学*

雑誌 46: 188

- 97) 中島朱美, 原谷隆史 (2005) 医療・福祉従事者の職場ストレスとコーピング : 対人援助を業とする職域間・職種間比較. 介護福祉学 12: 63-73
- 98) 奈良雅弘 (2007) 誰でもできるストレス・コーピング入門, ストレス対処術の体系的理解のために. 労政時報: 88-99
- 99) 今井忠則 (2013) 作業参加が生きがいに及ぼす影響 : 健康中高年者を対象とした 6 ヶ月間の追跡調査. 作業療法 32: 142-150
- 100) 鈴木文子, 森和代, 石川利江 (2014) 生活習慣の改善に関する研究 : 感情の評価とストレスコーピングの影響についての検討. 心理学研究 : 健康心理学専攻・臨床心理学専攻 4: 55-63
- 101) Townsend EA, Polatajko H (Eds) (吉川ひろみ, 吉野英子・監訳) (2011) 続・作業療法の視点 : 作業を通しての健康と公正. 大学教育出版, 岡山
- 102) 今井忠則, 齋藤さわ子 (2010) 個人にとって価値のある活動の参加状況の測定 : 自記式作業遂行指標 (SOPI : Self-completed Occupational Performance Index) の開発. 作業療法 29: 317-325
- 103) 松井豊・編, 堀洋道・監修 (2001) 心の健康をはかる「適応・臨床」. サイエンス社, 東京 pp23-26
- 104) 尾関友佳子 (1993) 大学生用ストレス自己評価尺度の改訂 : トランスアクション的な分析に向けて. 久留米大学大学院比較文化研究科年報 1: 95-114
- 105) 中井義勝 (2003) Eating Attitudes Test (EAT) の妥当性について. 精神医学 45: 161-165
- 106) 福士勝 (2010) ガラクトース血症スクリーニングのカットオフ値の再検証と標準的なカットオフ値に関する考察. 日本マス・スクリーニング学会誌 20: 199-210
- 107) 荘島宏二郎 (2009) ニューラルテスト理論 : 資格試験のためのテスト標準化理論. 電子情報通信学会誌 92: 1013-1016
- 108) Shojima K (2008) The batch-type neural test model: a latent rank model with the mechanism of generative topographic mapping. DNC Research Note: 08-06
- 109) Shojima K (2008) Neural test theory: a latent rank theory for analyzing test data. DNC Research Note: 8-01.
- 110) Shojima K (2007) Latent rank theory: estimation of item reference profile by marginal maximum likelihood method with EM algorithm. DNC Research Note: 7-12
- 111) Shojima K, Okubo T, Ishizuka T (2008) The nominal neural test model: a neural test model for nominal polytomous data. DNC Research Note: 7-21
- 112) Shojima K (2007) The graded neural test model: a neural test model for ordered polytomous data. DNC Research Note, 07-03
- 113) Shojima K (2007) Bayesian estimation of latent rank in neural test theory. DNC Research



Note: 07-15

- 114) Shojima K (2007) Maximum Likelihood Estimation of Latent Rank under Neural Test Model. DNC Research Note, 07-04
- 115) Shojima K (2007) Estimation for Neural Test Models with Missing Data. DNC Research Note, 07-09
- 116) 清水裕士, 大坊郁夫 (2014) 潜在ランク理論による精神的健康調査票 (GHQ) の順序的評価. 心理学研究 85: 464-473
- 117) 粕谷英一 (2012) 一般化線形モデル. 共立出版, 東京
- 118) 久保拓弥 (2012) データ解析のための統計モデリング入門: 一般化線形モデル・階層ベイズモデル・MCMC. 岩波書店, 東京

資料


資料 1 吉備国際大学大学院倫理審査申請書

別紙様式第2

倫理審査結果通知書

平成26年1月8日  
吉備国際大学倫理審査委員会

寺岡 睦 殿

委員長 下山 進 

受理番号 13-30

課題名 予防的作業療法における作業機能障害学研究  
～尺度開発, 作業機能障害の実態と対処の解明～

研究者名 寺岡 睦

さきに申請のあった上記課題を、平成26年1月8日の委員会で審査し、下記のとおり判定した。

判定	非該当 <input type="radio"/> 承認 <input checked="" type="radio"/> 条件付承認 <input type="radio"/> 実施計画変更の勧告 <input type="radio"/> 不承認 <input type="radio"/>
理由又は勧告	

## Exametrika を用いた CAOD の潜在ランクの推定

本マニュアルは、研究4で推定した潜在ランクと Exametrika を使い、対象者が自らの作業機能障害の重症度を推定する方法を解説します。

### 手順1：分析に必要なソフトとデータファイルをダウンロードする

- ソフト

分析に必要なソフトは Exametrika です。以下の URL からダウンロードして下さい。

<http://antlers.rd.dnc.ac.jp/~shojima/exmk/jindex.htm>

- データファイル

データファイルは、研究4で推定した CAOD の項目カテゴリ参照プロファイル(ICRP)が保存されたファイルです。以下の URL からダウンロードして下さい。

<https://goo.gl/hCvq11>

### 手順2：データファイルに回答が得られたデータを追加する

データファイル.xlsx を開き、DATA シートを選択します。DATA シートには、ダミーデータが入っています。そのダミーデータの下に、新たなデータを追加していきます。

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P	Q	R
1	ID	Item1	Item2	Item3	Item4	Item5	Item6	Item7	Item8	Item9	Item10	Item11	Item12	Item13	Item14	Item15	Item16	
2	Dummy1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	
3	Dummy2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	
4	Dummy3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	
5	Dummy4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	
6	Dummy5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	
7	Dummy6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	6	
8	Dummy7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	
9																		
10																		
11																		
12																		

ここから ID とデータを入力していく

ダミーデータは分析に必要なため、消さずにその下にデータを追加していくようにしましょう。データの入力は、CAOD のマニュアルに書かれた採点方法に沿って、7点（当てはまる）から1点（当てはまらない）を入力してください。対象者が回答していない場合は「半角ドット（.）」を入力してください。

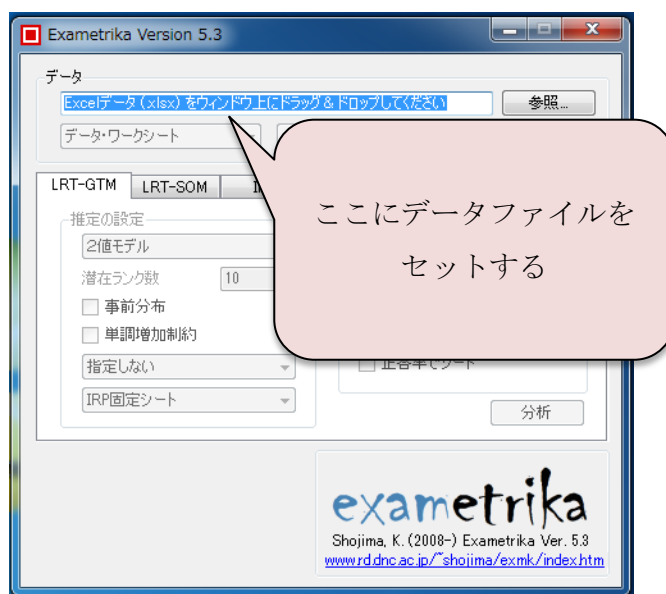
### 手順 3 : Exametrika を起動して分析する

データの準備ができたなら, Exametrika を起動します.

※ Exametrika は Windows で実行可能です. Mac をお使いの方は, Parallels Desktop などを用いて Windows を Mac 上で実行できるようにする必要があります.

Exametrika を起動すると以下の画面が立ち上がります.

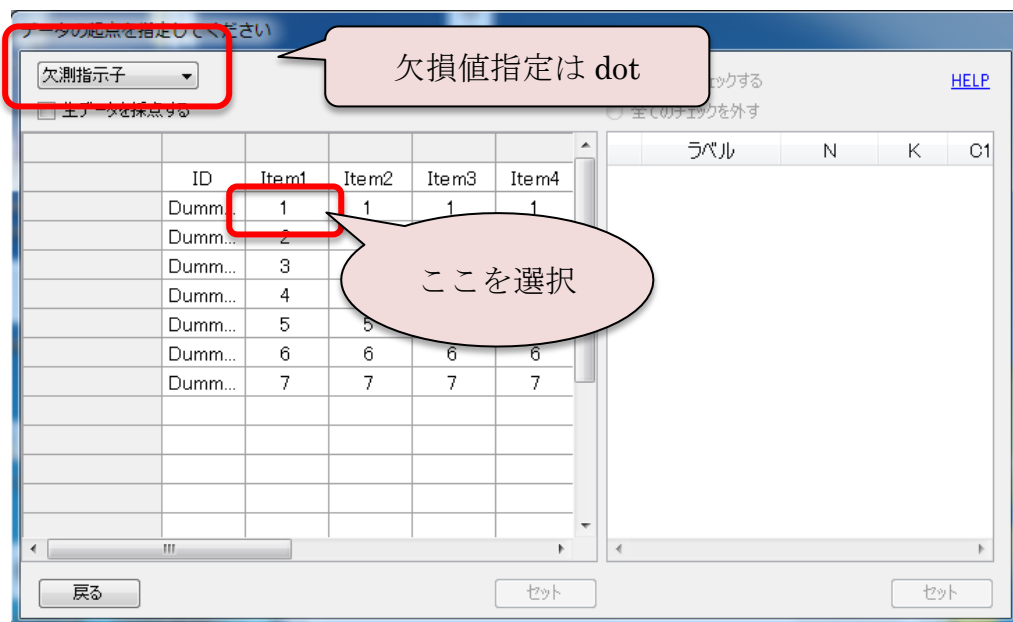
まずはデータファイルの読み込みです. 先ほど入力したデータファイル xlsx をドラッグし, データファイルをセットします. 分析は, 3000 名以下のデータであれば LRT-SOM を使います.



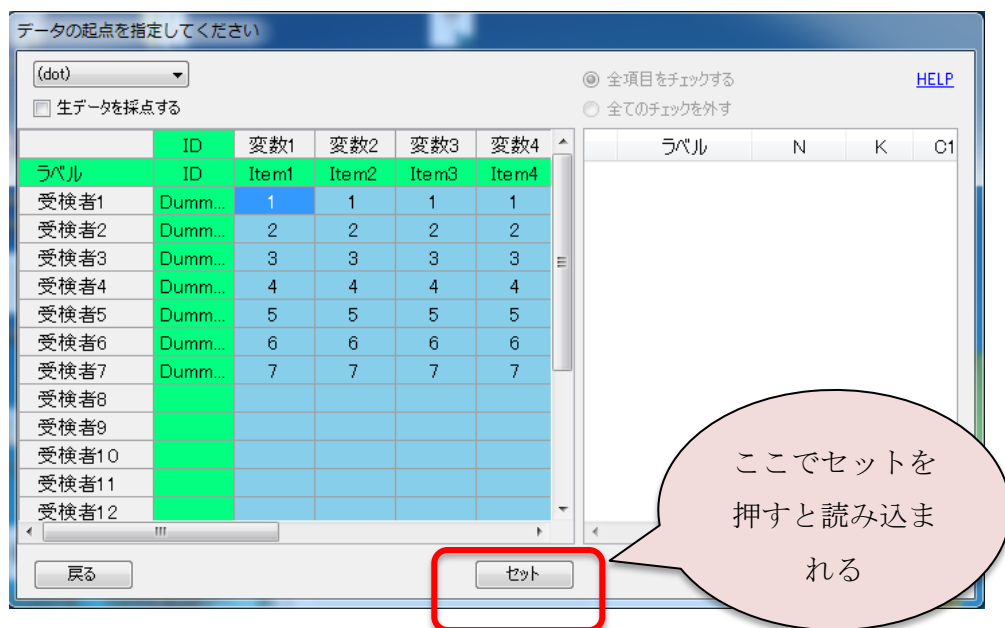
データファイルが読み込まれたら, 分析に使用する DATA シートを選択します. シートの選択は, データファイルを読み込ませた下にあるタブで選択します.



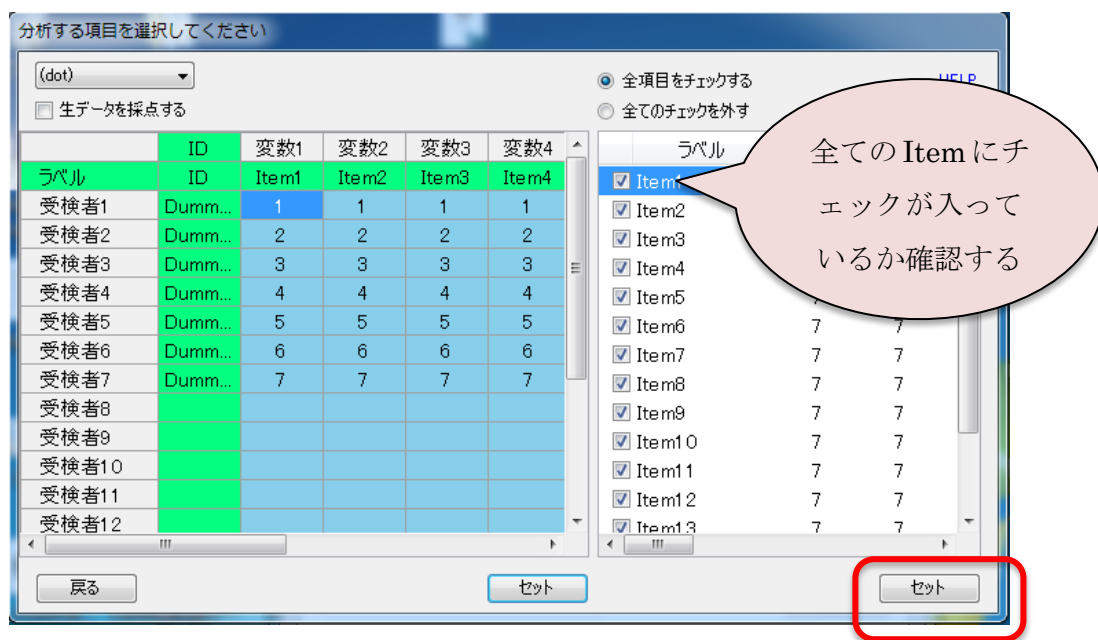
シートを選択すると画面が切り替わり、以下のような画面が出現します。Dummy1のItem1のセルを選択すると、IDと変数名を認識してくれます。また、欠損値の指定は(dot)にしてください。



IDと変数名が指定され、下のセットボタンを押すとデータの読み込みができます。



すべての Item にチェックが入っていることを確認し、右下のセットを選択します。



次に、LRT-SOM で分析の設定をします。設定は以下のように行います。

- ◆ 推定の設定は段階モデルを選択する
- ◆ 潜在ランク数を 5 に指定する
- ◆ 事前分布は「指定しない」を選ぶ
- ◆ IRT 固定シートは「ICRP」のシートを選択する
- ◆ 出力オプションは全部クリックする

ICRP を選択すると、以下の画面が表示されます。ここはそのままセットボタンを押します。この数値は、研究 4 で推定した CAOD の項目カテゴリ参照プロファイルの値です。これがあることで、研究 4 の結果を活かして、対象者が自ら作業機能障害の潜在ランクを推定できるようになります。

ランク参照表を固定します

項目	カテゴリ	Rank 1	Rank 2	Rank 3	Rank 4
Item1	1	0.2306	0.1328	0.0436	0.0000
	2	0.2124	0.1710	0.1025	0.0000
	3	0.1061	0.1376	0.1525	0.1000
	4	0.1251	0.1455	0.1596	0.1000
	5	0.2120	0.2472	0.3051	0.3000
	6	0.0625	0.0938	0.1385	0.1000
	7	0.0512	0.0722	0.0982	0.1000
Item2	1	0.5062	0.3367	0.1592	0.0000
	2	0.2231	0.2341	0.1924	0.1000
	3	0.0890	0.1359	0.1911	0.1000
	4	0.0917	0.1277	0.1799	0.2000
	5	0.0561	0.0947	0.1485	0.2000
	6	0.0178	0.0384	0.0742	0.1000
	7	0.0161	0.0326	0.0548	0.0000
Item3	1	0.3335	0.1807	0.0465	0.0000
	2	0.2973	0.2593	0.1582	0.0000
	3	0.1521	0.2067	0.2461	0.1000

セット

ここまできたら、分析準備 OK です。あとは分析ボタンを押すと分析が始まります。

Exametrika Version 5.3

データ  
 %%psf%Home%Desktop%CAOD\_LRT.xlsx 参照...

DATA 項目を選択する

LRT-GTM LRT-SOM IRT ATRISCAL CDA

推定の設定  
 段階モデル  
 潜在ランク数 5  
 事前分布  
 単調増加制約  
 指定しない  
 ICRP

出力オプション  
 適合度指標  
 観測率プロファイル  
 IRPグラフ  
 IRPカラーリング  
 正答率でソート

分析

exametrika  
 Shojima, K. (2008-) Exametrika Ver. 5.3  
[www.rd.dnc.ac.jp/~shojima/exmk/index.htm](http://www.rd.dnc.ac.jp/~shojima/exmk/index.htm)

新たに分析したランク推定は「Examine」シートに出力されています。対象者の ID をもとに、作業機能障害の潜在ランク数を確認します。