

一般的な対人嫌悪傾向を測定する試み

Development of a Psychological Scale Measuring General Tendency to Dislike Other Persons: A Preliminary Study

高瀬加容子*, 河野和明**

Kayoko TAKASE, Kazuaki KAWANO

キーワード：対人嫌悪傾向, 嫌悪感情, 対人認知, 心理尺度

Key words : tendency to dislike others, disgust, interpersonal cognition, psychological scale

要約

対人嫌悪感情の全般的な持ちやすさを測定する尺度を作成しようと試みた。他者に対して嫌悪を感じる傾向に関連して、多様な面から作成した42項目を用い、20~69歳までの年代を対象としてウェブ調査を実施した。因子分析の結果、①対人嫌悪感情の持ちやすさ、②対人嫌悪に伴う身体反応、③自分との相違によって嫌悪対象と認定する傾向、の3つの因子が見いだされた。これらのうち「対人嫌悪感情の持ちやすさ」因子を一般的な対人嫌悪傾向と解釈し、負荷量が高い8項目を対人嫌悪傾向尺度とみなした。この時、クロンバックの α 係数は.84であった。対人嫌悪傾向尺度得点は、自分が嫌っている他者の数、一般的な嫌悪感尺度、対人ストレス尺度の「対人劣等」および「対人摩擦」に対し、それぞれ正の相関を示した。尺度得点に有意な性差はみられなかった。この尺度の意味について考察された。

Abstract

This research aimed to develop a psychological scale to measure degrees of general tendency to dislike other persons. Forty-two questionnaire items were made to ask about tendencies to dislike others from various aspects. Participants, aged 20-69 years old, answered the questionnaire on a WEB based survey. Factor analysis revealed a three-factor structure. Each factor was named "tendency to dislike other persons", "physical emotional reaction for the disliked person" and "dislike by dissimilarity", respectively. The first factor was thought to be a scale to measure the general tendency to dislike others, then eight items of the first factor constructed the general interpersonal dislike scale (GIDS). Unidimensionality of the 8

items was confirmed by using factor analysis and Cronbach's alpha was .84. Scores of the GIDS had no significant sex difference, and showed significant correlation to the number of others whom the responder disliked, the Japanese version of the Disgust Scale-Revised (DS-R-J), and "interpersonal inferiority complex" and "interpersonal dislocation" of the interpersonal stress event scale. The implications of the GIDS were discussed.

1. 問題

人間関係は時に対人葛藤やネガティブな対人感情をもたらし、これに起因するストレスは職場を代表とする社会生活に広く見られる。たとえば、厚生労働省(2022)の労働安全衛生調査によれば、「仕事や職業生活に関する強い不安、悩み、ストレス」の内容別割合は、仕事でのストレスがある労働者(全体の53.3%)において、「対人関係(セクハラ・パワハラを含む(25.7%))」が「仕事の量(43.2%)」「仕事の失敗、責任の発生等(33.7%)」「仕事の質(33.6%)」に次いで多かった。さらに、コロナ禍前の同調査(厚生労働省, 2018)では、「対人関係(31.3%)」は「仕事の質・量(59.4%)」「仕事の失敗、責任の発生等(34.0%)」に次いで多かった。業務条件以外の要因では、人間関係は最も多く挙げられるストレス源と言える。

人間関係の問題は、結果的に職場不適応や離職につながることも少なくない。例えば、社会福祉施設の人材確保・育成に関する調査報告書(社会福祉法人全国社会福祉協議会, 2008)によれば、社会福祉事業関連施設等に所属する職員を対象とした調査で、職場の不満として「上司との人間関係・コミュニケーション」および「職員同士の人間関係・コミュニケーション」と回答した者は「1, 2年での転職を検討している」割合がそれぞれ16.9%, 12.4%であった。これは、この転職検討割合が最も高かった職場の不満「専門性が発揮できない」19.5%に較べて低い数値ではない。

また、筑波研究学園都市の職員を対象とした生活環境・職場ストレス調査(筑波研究学園都市交流協議会労働衛生専門委員会, 2014)では、ストレス増強要因10項目中、「職場や仕事に苦手な人がいる」の強い肯定(「そうである」)率(15.1%)は「期限に追われて仕事をすることがよくある」(18.6%)に次いで2番目に高かった。職場の対人ストレスにおいて、対人嫌悪は焦点となる感情と考えられる。

一方、嫌いな他者への対処として、金山・山本(2005)は7種類の行動(「取り入り」「穏便解決」「積極解決」「わりきり」「接触回避」「陰口」「意地悪」)を見出している。また、山崎(2013)は、苦手な人物との付き合い方および今後の付き合い方について、6種(「受容」「回避」「拒否」「妥協」「従属」「主張」)を示した。これらの研究において、回避的な対処(「接触回避」「回避」)が比較的よく取られる対処行動とされるが、妥協的な対処(「わりきり」「妥協」)も同様によく用いられることが示されている。同じ組織や職場に属している場合など、社会的場面や業務を共有してい

る限り現実的にはやりとりを避けることはできない。こういった場合、しばしば妥協的な対処を取らざるを得ず、結果的に対人嫌悪は恒常的なストレス源となっているものと考えられる。なお、河野・羽成・伊藤（2015）によれば、男女とも「妥協」対処と最も高い相関を示す嫌悪対象者の特徴は「主張過剰」であった。

このように、対人嫌悪に起因するストレスの緩和は、社会生活のウェルネスの向上や離職率の抑制にとってとりわけ現実的な課題と言える。したがって、特に職場等における対人嫌悪の検討はきわめて重要な研究テーマであると考えられるが、対人魅力や好意の研究が一定の研究蓄積を有する（例えば概説は、奥田，1997）のに対し、全般的に対人嫌悪の検討は十分ではない。

しかしながら、嫌われる側の特徴については、これまでいくつかの研究がある。大学生を対象に嫌われる特徴を自由記述によって収集（豊田，1998）し、さらに形容語の評定を実施（豊田，1999）して嫌われる特徴を検討した研究では、男女両性から嫌われる同性の特徴として「性格に裏表がある」「不潔」「信頼できない」「自分勝手」「自慢しい」「高飛車」「思いやりがない」「しつこい」「協調性がない」を挙げている。

同様に、対人嫌悪の測定に関しては、嫌悪感を抱く特定の他者の特徴を多数収集し、これらに対する評定を因子分析することによって対人嫌悪尺度（斎藤，2003）が構成されている。この尺度では、嫌いな他者の特徴が8種（「自分との相違による嫌悪」「相手への妬みによる嫌悪」「相手の傲慢さによる嫌悪」「相手の自己中心性による嫌悪」「相手の主張過剰による嫌悪」「自分との類似による嫌悪」「相手の外見による嫌悪」「相手の話し方による嫌悪」）にまとめられている。さらに、類似した方法によって看護学科学生を対象とした嫌悪感尺度（岡部・城賀本・赤松・吉村，2014）も開発されている。この尺度では、嫌いな他者の特徴を「身勝手さに対する嫌悪」「傲慢さや理不尽さに対する嫌悪」「異質さに対する嫌悪」「計算高さに対する嫌悪」の4種の下位因子にまとめている。

関連して、対人嫌悪に類似した概念として、日向野ら（日向野・堀毛・小口，1998；日向野，2008）は対人苦手意識をとりあげ、大学生を対象にその特徴を調査している。そこでは、苦手な人の態度特徴として、「自己中心性」「うとうしさ」「感情的な態度」「えらそうな態度」「いいかげんさ」「思いやりのなさ」「魅力・有能さ」「性格・会話の不一致」「内向性」「身体・個人的特徴」「つかみどころのなさ」「態度のうらおもて」「依存性」「陰険さ」「無視・無反応」が指摘されている。

これらの試みは、嫌悪対象者の特徴について嫌う側の認知を整理して「嫌われる人」の特徴を分類したものである。その一方、嫌う側がどの程度一般的に他者を嫌いになりやすいかという点にも個人差があると考えられる。すなわち、他者を嫌いになりやすい一般的な個人特性を想定することができ、他者を「嫌いやすい人」が存在すると考えられる。なお、不潔なもの、性的なもの、道徳的逸脱などに対する感情である一般的な嫌悪（disgust）については、嫌悪感受性を測定

する尺度がいくつか作成されており（例, Haidt, McCauley, & Rozin, 1994; Tyber, Lieberman, & Griskevicius, 2009; 岩佐・田中・山田, 2018), 包括的な嫌悪の理論 (Rozin, Haidt, & McCauley, 2008; Tybur, Lieberman, Kurzban, & DeScioli, 2013) も提唱されている (嫌悪研究の概説は, Olatunji & McKay, 2008; 河野, 2021)。ところが, 対人嫌悪に関する個人特性の検討は不十分であり, 対人に特化した「嫌いな感情の持ちやすさ」を測定する試みはほとんどない。

そこで本研究では, 対人嫌悪感情の持ちやすさを測定する心理尺度の開発を試みる。まず, 対人嫌悪に関係すると思われる記述を多数作成し, 因子分析によって, 全般的な対人嫌悪傾向を示すと考えられる項目を析出する。その際, 一般的な嫌悪感受性 (岩佐他, 2018), 対人ストレスイベント尺度 (橋本, 1997, 2000), 嫌いな人の数, 好きな人の数, 自分を嫌いな人の数, 自分を好きな人の数を問う質問も同時に投入し, これらとの関係を見ることによって, 作成される尺度の特性および構成概念妥当性の一部を検討する。調査対象者としては, 職場における対人嫌悪傾向の測定に適用することを念頭に, 幅広い年代の成人男女とし, 性差および年代差の有無についても検討する。

2. 方法

2.1 調査参加者

2022年7月にクラウドソーシング会社(クラウドワークス社)の被雇用登録者に対し, アンケート調査の回答者を募集した。すべての手続きはWEB上で行われた。回答者の募集に当たっては, 男女ごとに年齢を20-60代の5条件(20-29歳, 30-39歳, 40-49歳, 50-59歳, 60-69歳)設定し, それぞれ70名分の回答が集まった時点で募集を終了した。その結果, 計670名(男性331名, 女性339名; 平均年齢43.93歳, $SD = 13.37$)の有効回答が収集された。各条件の度数をTable 1に示す。

Table 1
性×年代で示した各条件の有効回答者の度数

	20-29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60-69歳	合計
男性	61	70	70	70	60	331
女性	70	70	70	68	61	339
合計	131	140	140	138	121	670

2.2 調査内容

調査では, 以下の質問項目を投入した。

(1) 対人嫌悪を測定する項目: 対人嫌悪感情の持ちやすさを測定する尺度を作成するために, 他

者のネガティブ面への注意の向けやすさ、対人嫌悪を感じたときの様々なネガティブ感情の頻度・強度、対人嫌悪を感じる相手の属性の幅広さ、対人嫌悪を感じた人数・多様性、否定的な出来事などからの“嫌い”認定のしやすさ、好き嫌いの激しさ、といった側面から評定項目文を多数作成した。具体的には「他者のネガティブ面への注意の向けやすさ」については「人の嫌なところが気になります」、「対人嫌悪を感じたときの様々なネガティブ感情の頻度・強度」については「好きになれない人に対して嫌悪を感じるがよくあります」「嫌いになると顔も見たくなくなります」などである。

続いて、これらの項目から重複する内容等を整理して42項目を選定し、調査に投入した。回答は、「それぞれの文章が自分にどの程度当てはまるか」について選択肢の数字を選ぶよう要請し、5件法（5件法；1 = まったくあてはまらない～5 = 非常にあてはまる）にて取得した。

(2) 嫌悪人数・被嫌悪人数・好意人数・被好意人数：実際に、身の回りの他者を現在どの程度嫌っているか測定するために、具体的な嫌悪対象者の人数（以下、嫌悪人数と呼ぶ）を尋ねた（質問文：「現在あなたの周りに嫌いな人、苦手な人は何人ぐらいいますか」）。逆に他者からどの程度嫌われていると感じているかを測定するために、自身を嫌っている人の具体的な人数（以下「被嫌悪人数」と呼ぶ）を尋ねた（質問文：「今現在あなたの周りには、あなたを嫌いだと感じている人が何人ぐらいいると思いますか」）。さらに、身の回りに好意を感じる他者がどの程度いるかを、好きな人の人数（以下、好意人数と呼ぶ）によって尋ねた（質問文：「あなたの周りには好きな人、好意を感じる人が何人ぐらいいますか」）。また、逆にどの程度好かれていると感じているかを同様に測定した（質問文：「今現在あなたの周りには、あなたを好きだと感じている人が何人ぐらいいると思いますか」；以下「被好意人数」と呼ぶ）。これらの回答の一部には明らかな外れ値が見られたため20名以下の回答のみを分析の対象とした。なお、嫌悪人数、被嫌悪人数、被好意人数については、より詳細な分析を行っている先行研究（河野・羽成・伊藤，2017）を参照されたい。

(3) 嫌悪感尺度：一般的な嫌悪感受性を測定するため、岩佐他（2018）の日本語版嫌悪感尺度（DS-R-J）を用いた。この尺度は3つの下位因子（中核的嫌悪、動物的嫌悪、身体的・精神的汚染嫌悪）から構成されており、全25項目に対して5件法（5件法；0 = まったくあてはまらない～4 = とてもあてはまる）にて回答を求めた。

(4) 対人ストレスイベント尺度：回答者がどの程度対人的なストレス状況にあるかを測定するため、橋本（1997，2000）の対人ストレスイベント尺度を用いた。尺度は対人ストレス状況を示す全30項目から成り、「対人葛藤」、「対人劣等」、「対人摩擦」の3因子に分類される。調査では、各項目について最近3カ月間に起きた頻度を5件法（5件法；0 = まったくなかった～4 = しばしばあった）によって尋ねた。なお、先行研究では4件法が用いられているが、本研究ではWEB調査画面上の回答しやすさ等を考慮した結果、5件法を採用して他の項目と統一した。

2.3 倫理的配慮

本研究計画は東海学園大学研究倫理委員会の承認を得て実施された（受付番号2022-2）。調査協力者は研究参加および結果の公表について同意の上で自発的に調査に参加していた。また、本研究に関連して開示すべき利益相反関係にある企業等はない。

3. 結果と考察

3.1 項目の因子分析および尺度構成

対人嫌悪感情を測定するために作成した42項目に対して、因子分析（最尤法，Promax回転）を行った。固有値1以上の基準を採用すると6因子解が示された（固有値：13.05, 3.76, 2.44, 1.44, 1.41, 1.19）が、固有値の減衰状況から3因子解が妥当と判断し、再度因子分析を実施した。十分な因子負荷量（おおむね.35を基準とした）を示さなかった項目、複数の因子に負荷する項目や、意味的に重複する項目等を除外し、最終的に19項目を採用した。Promax回転後の因子パターンをTable 2に示す。

第一因子は、「好きになれない人がいます」「人の好き嫌いがはっきりしています」「好きな人と嫌いな人に対する気持ちの差が大きいです」「一度嫌いになった人はずっと嫌いなままになります」「好きになれない人に対して嫌悪を感じるがよくあります」「嫌いになると顔も見たくなくなります」「なんてイヤな人なんだろうと思うことがよくあります」「この人とはなんとなく合わないと思うことがよくあります」の8項目に高い負荷を示した。項目内容から、第一因子を「対人嫌悪傾向」と命名した。第二因子には、嫌悪に伴う身体反応に関する6項目（「嫌いな人と接するときには胸がドキドキします」「嫌いな人と接するときには足がすくむ感じがします」「嫌いな人と接するときにはそわそわした感じになります」など）が高い負荷量を示した。そこで、第二因子を「対人嫌悪による身体反応」と命名した。第三因子には、「好きなものが自分とまったく違うとその人のことが苦手になります」「相手の趣味や特技が自分とまったく違うと、その人のことが苦手になります」「相手の容姿が自分の好みでないとその人のことが嫌いになります」などの5項目が高い負荷量を示した。そこで、第三因子は暫定的に「自分との好みの違いによる嫌悪」と命名した。

本研究の目的である対人嫌悪の全般的な持ちやすさを測定する項目は、内容から第一因子が該当すると考えられた。そこで、第一因子に高い負荷を示した8項目を尺度とみなしてクロンバックの α 係数を算出したところ、十分な一貫性が認められた（男女込み .843, 男性 .848, 女性 .839）。すべての項目で、当該項目を除いた α 係数が8項目全体の α 係数より増大することはなかった。また、当該項目を除いた合計得点に対する各項目の相関係数は.53～.64であった。G-P分析を行ったところ、すべての項目に高い弁別力が認められた。これらの結果から選択した8項目が「対人嫌悪傾向尺度」として妥当であると判断し、その合計得点を算出し対人嫌悪傾向尺度得点とし

Table 2
対人嫌悪関連項目と因子負荷量（最尤法；Promax 回転）

項目	第一因子	第二因子	第三因子
好きになれない人がいます	.821	-.096	-.168
人の好き嫌いがはっきりしています	.636	-.100	.139
好きな人と嫌いな人に対する気持ちの差が大きいです	.617	.079	-.132
一度嫌いになった人はずっと嫌いなままになります	.600	-.074	.097
好きになれない人に対して嫌悪を感じるがよくあります	.589	.137	.008
嫌いになると顔も見たくなくなります	.586	.159	-.046
なんてイヤな人なんだろうと思うことがよくあります	.581	.021	.148
この人とはなんとなく合わないと思うことがよくあります	.565	.014	.070
嫌いな人と接するときには胸がドキドキします	-.053	.770	-.028
嫌いな人と接するときには足がすくむ感じがします	-.118	.770	.055
嫌いな人と接するときにはそわそわした感じになります	.058	.716	-.064
嫌いな人と接するときには喉がしめつけられるように感じます	-.011	.693	.046
好きになれない人に対して苦しさを感じるがよくあります	.108	.613	.077
嫌いな人と接するときには頭が重く感じます	.122	.575	-.041
好きなものが自分とまったく違うとその人のことが苦手になります	-.032	.001	.801
相手の趣味や特技が自分とまったく違うと、その人のことが苦手になります	-.045	.039	.800
相手の容姿が自分の好みでないとその人のことが嫌いになります	-.036	.033	.663
相手の声が自分の好みでないとその人のことが嫌いになります	.013	.039	.634
相手の考え方が自分とまったく違うと、その人のことが苦手になります	.172	-.099	.592
説明済分散	6.059	2.592	1.828
寄与率 (%)	31.89	13.64	9.62

因子間相関	
第一因子	
第二因子	.482
第三因子	.260

た。

さらに付加的に、第二因子に高い負荷を示した6項目について、同様に α 係数を算出したところ、十分な一貫性が認められた（男女込み .852, 男性 .840, 女性 .860）。すべての項目で、当該項目を除いた α 係数が6項目全体の α 係数より増大することはなかった。当該項目を除いた合計得点に対する各項目の相関係数は .56～.67であった。G-P 分析を行ったところ、すべての項目に高い弁別力が認められた。そこで、参考までにこれらの項目も「対人嫌悪身体反応尺度」として以降の分析の対象とした。

その一方、第三因子については、斎藤（2003）で示された「自分との相違による嫌悪」「相手の外見による嫌悪」「相手の話し方による嫌悪」の因子が混在した内容と考えられた。これについて

も尺度と見なしたときに一定の一貫性が確認されたが ($\alpha = .830$)、項目内容から嫌う側の一般的な嫌悪傾向とは異なると考えられたので、以降の分析から除外した。

3.2 検証的因子分析

対人嫌悪傾向尺度の内容は、対象者の存在認知(「好きになれない人がいます」)、嫌悪の継続(「一度嫌いになった人はずっと嫌いなままになります」)、嫌悪感の頻度や誘発機会の多さ(「好きになれない人に対して嫌悪を感じるがよくあります」「この人とはなんとなく合わないと思うことがよくあります」)、好悪感情の起伏の大きさ(「人の好き嫌いがはっきりしています」「好きな人と嫌いな人に対する気持ちの差が大きいです」)、嫌悪感の強度(「嫌いになると顔も見たくなくなります」「なんて嫌な人なんだろうと思うことがよくあります」といった多様な側面からなる記述と言える。そこで、尺度を構成する8項目の一因子性を確認するために、1因子モデルによる検証的因子分析を試みた。モデルでは、8項目に共通する単一因子を置き、項目間には直接的な相関関係を置かなかった。この時、モデルの適合度は、 $GFI = .959$, $AGFI = .926$, $RMSEA = .086$, $CFI = .940$ であった。 $RMSEA$ が必ずしも十分ではないものの、全体に適合度は良好であると判断された。したがって、この尺度は多様な側面からなる記述で構成されているが、1因子性は確保されていると考えられた。

さらに、嫌悪傾向尺度と対人嫌悪身体反応尺度から成る2因子モデルを検討した。第二因子に高い負荷をもつ項目から構成された対人嫌悪身体反応尺度の6項目に共通する単一因子を置き、この因子と、前述の8項目の対人嫌悪傾向尺度の因子との間に相関を仮定した2因子モデルを作成したところ、モデルの適合度は、 $GFI = .944$, $AGFI = .922$, $RMSEA = .062$, $CFI = .940$ であった。このモデルにおいても、 $RMSEA$ が.05を超えているものの、全体に適合度は良好であると判断される。なお、この検証的因子分析モデルにおいては、第一因子「対人嫌悪傾向」と第二因子「対人嫌悪による身体反応」との因子間相関は.53であった。

3.3 平均点および性差と年代差

対人嫌悪傾向尺度得点の平均値は、28.76 ($SD = 5.67$)、男性28.72 ($SD = 5.61$)、女性28.80 ($SD = 5.72$)であった。一方、対人嫌悪身体反応尺度得点の平均値は、17.18 ($SD = 5.28$)、男性16.67 ($SD = 5.06$)、女性17.68 ($SD = 5.45$)であった。これら2尺度について、性と年代の効果をみるため、それぞれに性(男性・女性)×年代(20代・30代・40代・50代・60代)の2要因分散分析を実施した。各尺度の平均値をTable 3に示す。

対人嫌悪傾向尺度においては、有意な交互作用および性の主効果は認められず、年代の主効果($F(4,660) = 3.95$, $p < .01$; $\eta_p^2 = .023$)のみが有意であった。下位検定(TukeyのHSD検定による;以下同様)の結果、20代と60代の間の差に有意傾向($p = .065$)が、30代と60代の間(p

Table 3

性および年代別に示した対人嫌悪傾向尺度得点および対人嫌悪身体反応尺度得点の平均値：() は SD

	対人嫌悪傾向尺度					合計
	20-29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60-69歳	
男性	28.13 (6.22)	29.77 (5.26)	28.61 (5.87)	29.30 (5.15)	27.53 (5.44)	28.72 (5.61)
女性	29.93 (5.58)	29.66 (5.74)	27.91 (6.31)	29.34 (5.65)	26.92 (4.71)	28.80 (5.72)
合計	29.09 (5.93)	29.71 (5.49)	28.26 (6.08)	29.32 (5.38)	27.22 (5.08)	28.76 (5.67)
	対人嫌悪身体反応尺度					合計
	20-29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60-69歳	
男性	17.11 (5.45)	17.01 (5.30)	16.56 (4.78)	16.53 (5.52)	16.10 (4.15)	16.67 (5.06)
女性	18.84 (6.03)	18.73 (5.57)	16.93 (5.81)	17.57 (4.84)	16.15 (4.37)	17.68 (5.45)
合計	18.04 (5.81)	17.87 (5.48)	16.74 (5.31)	17.04 (5.20)	16.12 (4.25)	17.18 (5.28)

= .003), 50代と60代の間 ($p = .024$) に有意差が, それぞれ認められた。おおむね年齢が高くなるにつれて平均値が下降したと考えられるが, 特に, 60代は他の年代と比べて大きく下降する傾向が読み取れる。

対人嫌悪身体反応尺度においては, 交互作用は認められず, 性の主効果 ($F(1,660) = 5.85$, $p < .05$; $\eta_p^2 = .009$) および年代の主効果 ($F(4,660) = 2.86$, $p < .05$; $\eta_p^2 = .017$) がそれぞれ有意であった。女性が男性よりも有意に高かったと言える。下位検定の結果, 20代と60代の間 ($p = .032$) に有意差が, 30代と60代の間の差に有意傾向 ($p = .057$) が, それぞれ認められた。ここでも, おおむね年齢が高くなるにつれて平均値が下降したと考えられる。

なお, 日本語版嫌悪感尺度 (DS-R-J) の性差を検討したところ, 中核的嫌悪 ($t(654.47) = -5.05$, $p < .01$, Cohen's $d = -0.391$), 動物性嫌悪 ($t(668) = -2.83$, $p < .01$, Cohen's $d = -0.219$), 身体的・精神的汚染嫌悪 ($t(668) = -4.44$, $p < .01$, Cohen's $d = -0.343$) の各尺度に有意な性差がみられた。一般的な嫌悪感受性には, 男性と比較して女性が一貫して高いという頑健な性差があることが知られており (Al-Shawaf, Lewis, & Buss, 2018), 本研究においてもこの知見が裏付けられた。

3.4 測定項目間の相関

年齢, 嫌悪人数, 好意人数, 被好意人数, 被嫌悪人数や嫌悪感尺度 (中核的嫌悪, 動物性嫌悪, 身体的・精神的汚染嫌悪), 対人ストレスイベント尺度 (対人葛藤, 対人劣等, 対人摩耗) と, 対人嫌悪傾向尺度および対人嫌悪身体反応尺度の相関を Table 4 に示す。年齢は, 嫌悪人数, 被嫌悪人数, 対人劣等, 対人嫌悪傾向尺度, 対人嫌悪身体反応尺度との間にそれぞれ弱い有意な負

の相関を示し、動物性嫌悪、身体的・精神的汚染嫌悪との間に弱い有意な正の相関を示した。対人嫌悪傾向については前述の分散分析でも年齢の効果が示されているが、対人嫌悪を含む対人的なネガティブ状態の一部の側面が年齢とともにやや減少する傾向があると言える。その一方、一部の一般的な嫌悪感受性はやや増大することが示唆される。

Table 4
主要変数間の相関係数行列 (n = 628-670)

変数	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1.年齢												
2.嫌悪人数	-.11**											
3.好意人数	-.03	.08*										
4.被好意人数	.03	.07	.71**									
5.被嫌悪人数	-.08*	.61**	.12**	.05								
6.中核的嫌悪	.05	.04	.01	.04	.01							
7.動物性嫌悪	.14**	-.04	.06	.04	-.09*	.52**						
8.身体的・精神的汚染嫌悪	.09*	.06	-.01	.02	-.02	.59**	.52**					
9.対人葛藤	-.01	.20**	-.16**	-.12**	.17**	.04	-.10**	.12**				
10.対人劣等	-.17**	.26**	-.13**	-.17**	.23**	.06	-.02	.12**	.71**			
11.対人摩擦	-.05	.22**	.00	.01	.18**	.10*	.01	.11**	.67**	.67**		
12.対人嫌悪傾向尺度	-.10**	.24**	-.09*	-.09*	.17**	.25**	.13**	.16**	.05	.20**	.13**	
13.対人嫌悪身体反応尺度	-.13**	.19**	-.08*	-.13**	.09*	.17**	.07	.19**	.27**	.45**	.18**	.45**

* $p < .05$, ** $p < .01$

対人嫌悪傾向尺度得点には、嫌悪人数と有意な正の相関がみられた ($r = .24$)。嫌悪傾向が高ければ嫌悪人数が多いのは順当であり、したがってこれは対人嫌悪傾向尺度の構成概念妥当性を一部示すものと言える。さらに、好意人数および被好意人数とはごく弱い負の相関が示された。これは、対人嫌悪傾向が高いと好きな人が少なく、また好かれてもいないと感じていることを示し、全体に対人関係が不適応的であることを示唆するが、相関の絶対値が小さいため、どの程度頑健な傾向なのか確認が必要である。中核的嫌悪、動物性嫌悪、身体的・精神的汚染嫌悪にも有意な正の相関が示され、「気持ちの悪いもの」に対する一般的な嫌悪感と対人的な嫌悪の持ちやすさに弱い関係があることが示唆された。

一方、対人嫌悪傾向尺度は、対人ストレスイベント尺度における対人葛藤とは無相関であり、同尺度の対人劣等および対人摩擦と弱い正の相関がみられた (対人劣等 $r = .20$; 対人摩擦 $r = .13$)。対人葛藤の項目は「知人とけんかした」「知人に無理な要求をされた」といった具体的な対人トラブル事態である。その頻度評定と相関が見られなかったことは、対人嫌悪傾向が個別のネガティブな出来事に左右されにくい、比較的安定した特性であることを示唆するものと考えられる。一方、対人劣等は「会話中、何をしゃべったらいいのかわからなくなった」「知人とどのようにつきあえばいいのかわからなくなった」など、対人摩擦は「自慢話や愚痴など、聞きたくないことを聞かされた」「無理に相手に合わせた会話をした」など、いずれも内向性や不安傾向などの

諸特性との関連を示唆する内容である。今後、対人嫌悪傾向がこういった基本的な特性とどのように関連するか検討する必要があるだろう。

ここで暫定的に作成した対人嫌悪身体反応尺度は、前述の因子間相関から予想されるように、対人嫌悪傾向尺度とは正の相関 ($r = .45$) が示され、他の変数との相関もおおむね対人嫌悪傾向と同様であった。これらの点で、2つは類似した尺度と言えるが、動物性嫌悪と相関がない点と対人葛藤と相関がある点が対人嫌悪傾向尺度と異なっている。対人嫌悪傾向尺度の方がより特性的であり、対人嫌悪身体反応尺度は特性的な側面に加え、具体的な対人葛藤事態の頻度に応じた反応的ないし状態的な側面をあわせもつと考えられる。一方、身体反応の高さは神経症傾向等の特性との関連も示唆されるので、こういった他の特性との関係についてはさらに検討が必要である。

嫌悪人数は、被好意人数とは有意な相関がなく、先行研究（河野他，2017）と同様、被嫌悪人数とは有意な正の相関を示した。嫌いな他者が多いほど、より多数の他者から嫌われていると自覚していると言える。また、好意人数とは弱い有意な正の相関があったので、嫌いな人が多いほどやや好きな人も多いことが示唆されたが、被好意人数とは相関がみられなかった。嫌悪人数と被好意人数との間、被好意人数と被嫌悪人数との間の相関はそれぞれないので、嫌う相手の多さと好かれていると感じること、および、他者から好かれていると感じることと嫌われていると感じることは独立であることが示された。同様に、好意人数と被好意人数には有意な正の相関があり、おおむね好きな人からは好かれていると認知していることを示唆する。

前述のように、対人嫌悪傾向と一般的な嫌悪感尺度の下位の3尺度の間には正の相関がある一方、嫌悪人数はこれら3尺度との間に有意な相関がなかった。現在の嫌いな人の具体的人数には、ここで尺度化した対人嫌悪傾向、一般的な嫌悪を含むネガティブ感情の生じやすさといった個人特性に加え、所属集団内の利害の過酷さ、集団内の非協調的あるいは反社会的なパーソナリティ特性者の数、所属集団における社会的地位など、個人が置かれたその時点の社会的な状況要因がより強く作用するだろう（河野他，2017）。これら諸要因間の関係を明らかにすることは、現実の対人嫌悪ストレスの制御にとって有用な知見を提供するものと思われる。

4. まとめ

作成した対人嫌悪傾向尺度の一貫性は高く、ここで検討した範囲では心理尺度として大きな問題は見られない。内容的には多様な側面からなる記述であったが、検証的因子分析の結果からも1因子モデルの適合性は一定の水準を示したと言える。特に、好悪感情の起伏の大きさを示す項目（「人の好き嫌いがはっきりしています」「好きな人と嫌いな人に対する気持ちの差が大きいです」）が主に嫌悪感情のみを問うその他の項目と同一因子に負荷したことは興味深い。しかし、対人嫌悪傾向尺度得点は嫌悪人数と正の相関がある一方、好意人数とはごく弱い負の相関がみら

れるので、対人嫌悪傾向が高い者は好きな人の方を増やして均衡をはかるといった方略を実際にはとっていないと言える。

併存的妥当性および弁別的妥当性に関して、これまで検討されてきた嫌われる側の特徴記述型の対人嫌悪尺度（斎藤，2003；岡部他，2014 など）とここで作成した対人嫌悪傾向尺度の関係は、とりわけ確認が必要な点である。なお、本研究の第三因子（Table 1）の内容は、特徴記述型の尺度で得られた一部の因子（「自分との相違による嫌悪」「相手の外見による嫌悪」「相手の話し方による嫌悪」等）の内容と類似している。この時、本研究の第一因子と第三因子の因子間相関はそれほど高くない（因子間相関は .260, Table 1）ので、少なくとも部分的には異なる心的な内容を測定していることが示唆される。

一般的な嫌悪感受性については、中核的嫌悪、動物性嫌悪、身体的・精神的汚染嫌悪の各尺度に性差がみられた一方、前述のように対人嫌悪傾向尺度には有意な性差がない。したがって性差の有無は対人嫌悪と一般的な嫌悪とが異なる点と言える。さらに、嫌悪人数、好意人数、被好意人数、被嫌悪人数にはそれぞれ有意な性差が認められなかったので、一般的な嫌悪感受性と、嫌悪傾向尺度を含むいくつかの対人嫌悪関連変数との相関構造を性ごとに検討することも今後の課題となり得る。

以上のように本研究では、対人嫌悪を持ちやすい傾向を測定する目的で尺度を作成し、投入した測定変数の範囲でおおむね妥当な結果を得た。前述のように、この尺度の併存的妥当性、弁別的妥当性については、関連する変数を同時に測定することによってさらに確認されなければならない。また、信頼性についての確認も必要である。

その上で、この心理特性を強くもつ個人がどのような認知・行動特性をもち、集団にどのような影響を与えるかを明らかにすることが今後の課題となる。それによって、対人嫌悪が担う社会的機能をさらに明確化できると考えられる。より具体的には、職場ストレスが高くなりがちで対人的葛藤を抱えやすい職種において、高い対人嫌悪特性を持つ個人が集団の特徴にどのように影響するかを検討し、この問題への接近を試みたい。

引用文献

- 岩佐和典・田中恒彦・山田祐樹，2018. 日本語版嫌悪尺度（DS-R-J）の因子構造，信頼性，妥当性の検討. 心理学研究 89, 82-92.
- 岡部泰子・城賀本晶子・赤松公子・吉村裕之，2014. 女子大学生の対人的嫌悪感情を測定する尺度の開発. 女性心身医学 18, 430-438.
- 奥田秀宇，1997. 人をひきつける心—対人魅力の社会心理学. サイエンス社.
- 金山富貴子・山本眞理子，2005. 所属集団内の対人嫌悪事態における嫌悪者の行動. 筑波大学心理学研究 30, 13-24.

- 河野和明・羽成隆司・伊藤君男, 2015. 対人嫌悪の理由と対処の関係－被嫌悪回避傾向を考慮して－. 東海学園大学研究紀要 20, 127-13.
- 河野和明・羽成隆司・伊藤君男, 2017. 日本人大学生における対人嫌悪に関する記述統計と性差. 東海学園大学研究紀要 22, 80-90.
- 河野和明, 2021. 嫌う. In: 小田亮他編, 進化でわかる人間行動の事典. 朝倉書店. 94-99.
- 厚生労働省, 2018. 平成 30 年度労働安全衛生調査の概況.
https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/h30-46-50_gaikyo.pdf 2022 年 9 月 16 日検索
- 厚生労働省, 2022. 令和 3 年度労働安全衛生調査の概況.
https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/r03-46-50_gaikyo.pdf 2022 年 9 月 16 日検索
- 斎藤明子, 2003. 対人嫌悪感情に対する社会心理学的研究. 九州大学心理学研究 4, 187-194.
- 社会福祉法人全国社会福祉協議会, 2008. 社会福祉施設の人材確保・育成に関する調査報告書. 社会福祉法人全国社会福祉協議会 社会福祉制度・予算対策委員会施設部会.
- 筑波研究学園都市交流協議会労働衛生専門委員会, 2014. 筑波研究学園都市等職員の第 6 回生活環境・職場ストレス調査報告書. https://www.google.co.jp/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=&ved=2ahUKEwiroMDP8tz6AhXO3GEKHU0ND24QFnoECAoQAQ&url=https%3A%2F%2Fwww.tsukuba-network.jp%2Fkatsudo%2Fteigen%2Fpdf%2F6_seikatsukankyo.pdf&usg=AOvVaw26E_IHV_Cy-WBNIHV_SzErzMxz 2022 年 9 月 20 日検索
- 豊田弘司, 1998. 大学生における嫌われる男性及び女性の特徴. 奈良教育大学教育研究所紀要 34, 121-127.
- 豊田弘司, 1999. 大学生における嫌われる特徴の分析. 奈良教育大学教育研究所紀要 35, 71-75.
- 橋本剛, 1997. 大学生における対人ストレスイベント分類の試み. 社会心理学研究 13, 64-75.
- 橋本剛, 2000. 大学生における対人ストレスイベントと社会的スキル・対人方略の関連. 教育心理学研究 48, 94-102.
- 日向野智子・堀毛一也・小口孝司, 1998. 青年期の対人関係における苦手意識. 昭和女子大学生生活心理研究所紀要 1, 43-62.
- 日向野智子, 2008. 人を苦手になる. In: 加藤司・谷口弘一編, 対人関係のダークサイド. 北大路書房, 76-88.
- 山崎千尋, 2013. 対人関係で生起する苦手意識への対処の分類: 大学生を対象とした研究. 北星学園大学大学院論集 4, 137-148.
- Al-Shawaf, L., Lewis, D. M. G., & Buss, D. M., 2018. Sex differences in disgust: Why are women more easily disgusted than men?. *Emotion Review* 10(2): 149-160.
- Haidt, J., McCauley, C., & Rozin, P., 1994. Individual differences in sensitivity to disgust: A scale sampling seven domains of disgust elicitors. *Personality and Individual Differences* 16(5): 701-713.
- Olatunji, B. O., & McKay, D., 2008. *Disgust and its disorders*. Washington, D. C.: American Psychological Association. (今田純雄・岩佐和典監訳, 2014. 嫌悪とその関連障害-理論・アセスメント・臨床的示唆. 北大路書房)
- Rozin, P., Haidt, J., & McCauley, C. R., 2008. Disgust. In: Michael Lewis, Jeannette M., Haviland-Jones, & Lisa Feldman Barrett (eds.), *Handbook of Emotions, third edition*: 757-776. New York: Guilford.

- Tybur, J. M., Lieberman, D., & Griskevicius, V., 2009. Microbes, mating, and morality: Individual differences in three functional domains of disgust. *Journal of Personality and Social Psychology* 97: 103-122.
- Tybur, J. M., Lieberman, D., Kurzban, R., & DeScioli, P., 2013. Disgust: Evolved function and structure. *Psychological Review* 120(1): 65-84.