

看護師における 対人嫌悪傾向とストレス反応との関連

Correlations between interpersonal dislike tendency and stress reactions in
Japanese nurses

高瀬加容子*, 河野和明**

Kayoko TAKASE, Kazuaki KAWANO

キーワード：対人嫌悪傾向尺度, 嫌悪感情, ストレス反応

Keywords : interpersonal dislike tendency, disgust, stress reactions

要約

看護師の対人嫌悪傾向がストレス反応にどのように関連するかを明らかにするため、20～59歳までの看護師合計800名を対象としてWeb調査を実施した。看護師の対人嫌悪傾向尺度得点における性と年代の効果を見るために2要因分散分析を実施したところ、有意な交互作用および性・年代の主効果は認められなかった。婚姻状況、子どもの有無による有意差も見られなかった。対人嫌悪傾向は心理的ストレス反応得点および身体的ストレス反応得点と有意な正の相関を示した。心理的ストレス反応および身体的ストレス反応それぞれを従属変数とし、説明変数として対人嫌悪傾向尺度得点および業務ストレス条件関連項目8変数（量的負担、質的負担、身体的負担、コントロール、対人関係によるストレス、職場の環境によるストレス、仕事の適正度、働きがい）を用いて重回帰分析を行った。その結果、他の変数を統制した後も、対人嫌悪傾向尺度得点は心理的ストレス反応および身体的ストレス反応を有意に予測することが示された。

Abstract

A web-based survey was conducted on a total of 800 nurses aged 20-59 to investigate how nurses' interpersonal dislike tendencies are related to their stress reactions. A two-factor analysis of variance was conducted to examine the effects of gender and age on nurses' interpersonal dislike tendency scale scores, and no significant interactions or main effects of gender or age were found. There were no significant differences by marital status or presence of children. Interpersonal dislike tendency showed a significant positive correlation

with psychological and physical stress reaction scores. Multiple regression analysis was conducted using psychological stress reaction and physical stress reaction as dependent variables, and interpersonal dislike tendency scale scores and eight variables related to work stress conditions (quantitative burden, qualitative burden, physical workload, degree of work control, interpersonal relationships, work environment, job adequacy, and job satisfaction) as explanatory variables. The results indicated that interpersonal dislike tendency scale scores significantly predicted psychological and physical stress reactions, even after controlling for other variables.

1. 問題

看護職者は職場に様々なストレス要因を抱えており、看護職は、メンタルヘルスに問題が生じやすい職種のひとつと言える。たとえば、看護職員の労働実態調査（日本医療労働組合連合会、2023）において、「メンタル障がいや休んだり治療を受けている職員がいますか」の問いに対して、40.6%の人が「いる」と回答している。令和4年労働安全衛生調査（厚生労働省、2023）においても、メンタルヘルス不調により連続1か月以上休業した労働者又は退職した労働者がいた事業所の割合は平均13.3%であったが、医療・福祉業界は17.9%と多かった。看護職においてメンタルヘルスの維持向上は重要な課題である。さらに同調査によると、労働者全体の「仕事での強い不満、悩み、ストレス要因」は、「仕事の量の問題（48.7%）」、「仕事の質の問題（31.8%）」に次いで「職場の人間関係（22.2%）」が多く、一般的に、業務条件を除けば人間関係が最も大きなストレス要因になっていると考えられる。

総じて重い責任の下で緊密な業務連携を求められる上、感情労働（武井、2002）でもある医療・介護の職場においては、他の職員、患者や介護対象者との人間関係において対人葛藤が起きやすいと考えられる。対人葛藤には、怒り、抑うつなど、様々なネガティブ感情が伴うが、中でも対人嫌悪はストレスと密接に関連する感情である。すなわち、嫌悪感情をもつと、回避、拒否、攻撃の欲求が強まる一方、親和、依存、援助の欲求が抑えられ（齊藤、1990）、また嫌悪対象者がいると回答した者のストレス反応は高い（藤平・城、2014）。結果的に、対人嫌悪感情はしばしば対象者を排斥することにつながり（たとえば、Vartanian et al., 2016）、ひいては、深刻な対人葛藤の背景になりやすいと考えられる。

対人嫌悪については、一般大学生を対象とした、想起した嫌いな他者の特徴評定に基づく研究（斎藤、2003）、看護学科大学生を対象とした、嫌と感じる特徴の評定に基づく研究（岡部他、2014）等があり、これまで嫌悪感を抱く他者の特徴については検討がなされている。一方、対人嫌悪が生じる際には、嫌われやすい特徴をもつ他者の存在に加えて、他者に対して嫌悪感情をもちやすい個人特性が関与していると考えられる。そこで、高瀬・河野（2023）は他者を嫌いになりやす

い一般的な特性（対人嫌悪傾向）を測定する尺度の開発を試みた。この尺度は、自己報告による嫌いな人の数および一般的な嫌悪感尺度（DS-R-J；岩佐他，2018）と正の相関をもつことが示されている。嫌悪感情とストレスは密接に関連する感情であるが、嫌悪感情の持ちやすさを示す対人嫌悪傾向とストレスとの関係は明らかにされていない。

そこで本研究では、看護師の職場ストレスに関して対人葛藤の面から基礎的な知見を得るために、対人嫌悪傾向が心理的ストレス反応および身体的ストレス反応とどのように関連するかを検討する。その際には、他の一般的な職業性ストレス要因も測定し、対人嫌悪傾向との関係を明らかにするとともに、それらのストレス要因を調整した後にも対人嫌悪傾向が各ストレス反応を予測するか否かに焦点をあてる。

2. 方法

2.1 調査参加者

調査は2023年4月にインターネット調査会社（株式会社クロスマーケティング）に委託し、Web上で実施された。事前のスクリーニングによって看護師であることが確認された対象者から20-50代の各年代にそれぞれ200名ずつが割り当てられ、計800名（男性109名、女性691名；平均年齢39.89歳， $SD = 10.63$ ）の有効回答が収集された。

2.2 調査内容

調査では、以下の質問項目を投入した。

(1) 回答者の基本属性：回答者の年齢、性別、婚姻状況（未婚、既婚）、子どもの有無、職階[看護管理者（看護部長、副看護部長、看護師長）、主任、一般スタッフ、その他]、職場の種類（病院急性期、病院回復期、病院慢性期、診療所、その他）について尋ねた。

(2) 対人嫌悪傾向尺度：対人嫌悪傾向尺度（高瀬・河野，2023）を用いた。本尺度は対人嫌悪感情のもちやすさを測定するものであり、8項目で構成されている（5件法：1 = まったくあてはまらない～5 = 非常にあてはまる）。高得点ほど対人嫌悪感情をもちやすいことを示している。

(3) 職業性ストレス要因：新職業性ストレス簡易調査票（短縮版）（川上他，2012）のストレス要因の尺度項目を用いた。この尺度は、仕事のストレス要因として9カテゴリー（量的負担、質的負担、身体的負担、コントロール、技能の活用度、対人関係によるストレス、職場環境によるストレス、仕事の適正度、働きがい）、計17項目から構成されている。4件法（1 = そうだ～4 = ちがう；一部逆転項目）にて取得した。得点が高いほどそれぞれのストレス要因が高いと判断される。

(4) ストレス反応：同じく、新職業性ストレス簡易調査票（短縮版）（川上他，2012）のストレス反応の尺度項目を用いた。この尺度は、心理的ストレス反応18項目および身体的ストレス反応

11項目から成り、回答は4件法(1=ほとんどなかった~4=ほとんどいつもあった;一部逆転項目)にて取得した。心理的ストレス反応の下位尺度には、活気、イライラ感、疲労感、不安感、抑うつがあった。一方、身体的ストレス反応は、身体愁訴を問う項目(めまいがする、体の節々が痛む、など)から構成されている。高得点ほどそれぞれのストレス反応が高いと判断する。同尺度の「その他の項目(職場の支援、家族の支援、満足度など)」や看護師経験年数等も測定したが、本報告では分析に含めない。

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

3.1 対象者の基本属性

回答者の基本属性をTable 1に示す。厚生労働省(2022)の衛生行政報告では就業看護師数1,280,911人の内、男性104,365人(8.1%)、女性1,176,546人(91.9%)と報告されており、本調査参加者の男性は13.6%とやや多いものの、現状に近い性比であった。

Table 1 回答者の属性

	カテゴリー	人数	%
年代	20-29歳	200	25.0
	30-39歳	200	25.0
	40-49歳	200	25.0
	50-59歳	200	25.0
性別	男性	109	13.6
	女性	691	86.4
婚姻状況	未婚	273	34.1
	既婚	523	65.4
	回答したくない	4	0.5
子ども	有	401	50.1
	無	392	49.0
	回答したくない	7	0.9
職階	看護管理者(看護部長・副看護部長・師長クラス)	41	5.1
	主任クラス	101	12.6
	一般スタッフ	653	81.6
	その他	5	0.6
所属施設	病院急性期	336	42.0
	病院回復期(回復期リハ・地域包括ケアなど)	60	7.5
	病院慢性期(療養病棟など)	130	16.3
	診療所(クリニック)	112	14.0
	その他	162	20.3

n=800

3.2 対人嫌悪傾向の平均点および性差と年代差

性別および年代別に示した対人嫌悪傾向尺度得点の平均値を Table 2 に示した。性別と年代の効果を見るため、性別（男性・女性）×年代（20代・30代・40代・50代）の2要因分散分析を実施した。その結果、対人嫌悪傾向尺度得点において、性別・年代の交互作用は認められなかった ($F(3,792) = 1.150, ns; \eta_p^2 = .004$)。また、性別・年代ともに有意な主効果は認められなかった（性別： $F(1,792) = 0.44, ns; \eta_p^2 = .001$ ），年代： $F(3,792) = 1.147, ns; \eta_p^2 = .004$ ）。

Table 2 性別および年代別に示した対人嫌悪傾向尺度得点の平均値：（ ）内はSD

	20-29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	合計
男性	29.71 (8.71)	27.43 (6.59)	28.84 (7.49)	26.90 (7.06)	28.06 (7.23)
女性	29.13 (6.92)	30.06 (6.25)	28.15 (6.54)	27.73 (6.68)	28.81 (6.66)
合計	29.15 (6.96)	29.76 (6.33)	28.32 (6.77)	27.61 (6.72)	28.71 (6.74)

なお、一般の人を対象とした調査（高瀬・河野，2023）での対人嫌悪傾向尺度得点の平均値は28.76 ($SD = 5.67$)であったのに対し、看護師を対象とした本調査では28.71 ($SD = 6.74$)であり、有意な差は見いだせなかった ($t(1467.98) = 0.161, ns, d = 0.008$)。

3.3 対人嫌悪傾向尺度得点の婚姻状況、子どもの有無および職階による差

対人嫌悪傾向尺度得点の平均値は、未婚者28.89 ($SD = 6.88$)、既婚者28.66 ($SD = 6.56$)であり、 t 検定を行った結果、有意差は見られなかった。同様に、子ども有の回答者28.74 ($SD = 6.65$)、子ども無の回答者28.73 ($SD = 6.77$)であり、有意差は見られなかった (Table 3)。職階について4水準[管理者（看護部長・副看護部長・看護師長）、主任、一般スタッフ、その他]で一要因の分散分析を行ったところ、職階の主効果が有意であった ($F(3,796) = 6.02, p < .01; \eta_p^2 = .043$)。多重比較の結果、管理者と一般スタッフ間、主任と一般スタッフ間に5%水準で有意差が見られ、管理者、主任よりも一般スタッフの方が対人嫌悪傾向が高かった (Table 4)。

Table 3 婚姻状況および子どもの有無の条件ごとの対人嫌悪傾向尺度得点の平均値

		度数	平均値	SD
婚姻状況	未婚	273	28.89	(6.88)
	既婚	523	28.66	(6.56)
子どもの有無	子ども有	401	28.74	(6.65)
	子ども無	392	28.73	(6.77)

Table 4 職階ごとの対人嫌悪傾向尺度得点の平均値

	度数	平均値	SD
管理者（看護部長・副看護部長・看護師長）	41	26.07	(7.11)
職階 主任	101	27.08	(6.86)
一般スタッフ	653	29.08	(6.62)
その他	5	34.40	(6.35)

3.4 主要な変数間の相関

対人嫌悪傾向尺度得点，職業性ストレス要因（量的負担，質的負担，身体的負担，コントロール，技能の活用度，対人関係によるストレス，職場環境によるストレス，仕事の適正度，働きがい）および身体的ストレス反応，心理的ストレス反応の相関を Table 5 に示す。

身体的ストレス反応は対人関係によるストレスとの間に有意な正の相関を示し，対人嫌悪傾向尺度得点，コントロール，職場環境によるストレス，仕事の適正度，働きがいとの間にも弱い有意な正の相関を示した。心理的ストレス反応は，対人嫌悪傾向尺度得点，コントロール，対人関係によるストレス，職場環境によるストレス，仕事の適正度との間に有意な正の相関を示し，量的負担，質的負担，身体的負担，働きがいとの間にも弱い有意な正の相関を示した。

対人嫌悪傾向尺度得点は，量的負担，質的負担，身体的負担，対人関係によるストレス，職場環境によるストレスとそれぞれ有意な正の相関を示し，中でも対人関係によるストレスと最も高

Table 5 主要変数間の相関係数行列 (n=800)

変数	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1対人嫌悪傾向尺度得点											
2量的負担	.179**										
3質的負担	.200**	.730**									
4身体的負担	.160**	.581**	.590**								
5コントロール	.017	-.021	-.083*	-.043							
6技能の活用度	.013	.023	-.039	-.068	-.123**						
7対人関係によるストレス	.233**	.187**	.121**	.069	.217**	.182**					
8職場環境によるストレス	.140**	.194**	.153**	.100**	-.028	.194**	.365**				
9仕事の適正度	.000	-.116**	-.199**	-.171**	.417**	-.008	.253**	.038			
10働きがい	.028	-.329**	-.409**	-.281**	.345**	.058	.218**	.090*	.552**		
11身体的ストレス反応	.170**	.082*	.043	-.003	.164**	.058	.268**	.170**	.199**	.125**	
12心理的ストレス反応	.270**	.192**	.139**	.082*	.237**	.044	.331**	.213**	.258**	.188**	.745**

* $p < .05$; ** $p < .01$

い相関を示した。

3.5 対人嫌悪傾向および職業性ストレス要因によるストレス反応の予測

身体的ストレス反応および心理的ストレス反応を従属変数として重回帰分析を行った。説明変数には、いずれかのストレス反応と有意な単相関を示した変数を選択した。すなわち、対人嫌悪傾向尺度得点、量的負担、質的負担、身体的負担、コントロール、対人関係によるストレス、職場環境によるストレス、仕事の適正度、働きがいの9変数を取り上げた (Table 6)。身体的ストレス反応 ($F(9,790) = 11.81, p < .01, R^2 = .119$)、心理的ストレス反応 ($F(9,790) = 26.41, p < .01, R^2 = .231$) の各モデルは有意であった。両モデルにおいて VIF が 10 を超える説明変数はなく、多重共線性の問題は確認されなかった。身体的ストレス反応を有意に予測したのは、対人嫌悪傾向尺度得点、コントロール、対人関係によるストレス、職場環境によるストレス、仕事の適正度であった。心理的ストレス反応は、対人嫌悪傾向尺度得点、量的負担、コントロール、対人関係によるストレス、職場環境によるストレス、仕事の適正度によって有意に予測された。対人嫌悪傾向尺度得点は特に心理的ストレス反応において、用いた説明変数中で最も高い標準化偏回帰係数を示した ($\beta = 0.188, p < .01$)。

Table 6 身体的ストレス反応および心理的ストレス反応を従属変数とし、対人嫌悪傾向尺度得点および職業性ストレス要因を説明変数とした重回帰分析の結果 (強制投入法)

	身体的ストレス反応			心理的ストレス反応		
	β	t	p	β	t	p
対人嫌悪傾向尺度得点	0.119	3.384	0.001	0.188	5.739	0.000
量的負担	0.054	1.037	0.300	0.128	2.636	0.009
質的負担	0.006	0.119	0.905	0.065	1.313	0.190
身体的負担	-0.055	-1.271	0.204	-0.027	-0.671	0.502
コントロール	0.082	2.183	0.029	0.124	3.500	0.000
対人関係によるストレス	0.153	3.921	0.000	0.142	3.904	0.000
職場環境によるストレス	0.090	2.452	0.014	0.093	2.709	0.007
仕事の適正度	0.128	3.023	0.003	0.146	3.676	0.000
働きがい	-0.014	-0.309	0.757	0.081	1.934	0.053
R^2	0.119			0.231		

4. 考察

本研究では、対人嫌悪傾向（高瀬・河野，2023）が心理的・身体的ストレス反応にどのように影響を及ぼすかを20代から50代までの看護師を対象としたWeb調査データによって検討した。看護師の対人嫌悪傾向尺度得点には、性別・年代による差は認められず、また、婚姻状況、子どもの有無による有意な差も見られなかった。これらの結果は、対人嫌悪傾向尺度は年齢や家族構成等による変化を受けにくいことを示唆しており、他者を嫌いやすい傾向は比較的安定した個人特性であると考えられる。

相関分析においては、量的負担、質的負担、身体的負担など、業務内容に起因すると思われるストレス要因と対人嫌悪傾向との間に正の相関が見られた。前述のように、対人嫌悪傾向は比較的一貫した個人特性であることが示唆されるものの、これについては業務の過酷さが対人嫌悪傾向を高めている可能性も、逆の因果の可能性もあるため、今後、より詳細に検討する必要がある。また、ストレス要因中で対人嫌悪傾向と最も高い相関を示したのは「対人関係によるストレス」であり、具体的な質問項目は「私の部署内で意見の食い違いがある」「私の部署と他の部署とはうまく合わない」「私の職場の雰囲気は友好的である」の3項目であった。いずれも部署の対人関係に関する内容であった。これについても因果関係は不明であるものの、対人嫌悪傾向の高さがとりわけ対人関係の葛藤の認知と関連していることが示唆される。

重回帰分析の結果、身体的ストレス反応は、対人嫌悪傾向尺度得点、コントロール、対人関係によるストレス、職場環境によるストレス、仕事の適正度によって有意に予測された。同様に、心理的ストレス反応は、対人嫌悪傾向尺度得点、量的負担、コントロール、対人関係によるストレス、職場環境によるストレス、仕事の適正度によって有意に予測された。いずれのストレス反応も対人嫌悪傾向尺度得点が有意な予測因となった。特に心理的ストレス反応において、説明変数中で最も高い標準化偏回帰係数を示した。対人嫌悪傾向の高さは高い身体的ストレス反応および心理的ストレス反応と関連するが、特に心理的ストレスにより強く関連していることが示唆される。

嫌いな他者への対処行動については、対象者への取り入り行動が心理的ストレスにつながる（藤平他，2014）ことが指摘されている。看護の職場では対人嫌悪状況において取り入り行動によって対応せざるを得ないことが多いと思われ、これによってよりストレス反応がいっそう増強する可能性がある。

以上のように、対人嫌悪傾向は高い身体的・心理的ストレス反応と関連していることが示された。対人嫌悪傾向が高い個人は、たとえばネガティブな対人関係を避ける結果、ストレス反応自体は低く抑えられている可能性も考えられたが、本調査の範囲では、対人嫌悪傾向は職場ストレスに関する比較的強い増悪要因であることが示されたと言える。

なお、本調査の看護師の対人嫌悪傾向尺度得点は、一般の人との間に差が見いだせないので、

対人嫌悪傾向のストレス反応への影響は、対人援助職であり職場ストレスの高い職種である看護職のみの特徴なのか、他職種においても共通する特徴なのか、今後、さらに調査を進めていく必要がある。また、本研究は対人嫌悪傾向と職業性ストレス要因がストレス反応にどのように関連しているかを検証したが、対人嫌悪傾向には対人関係ストレスや質的負担、仕事満足度との相関も認められた。この傾向が社会的状況にかかわらずどの程度一貫した個人特性なのか、さらに検討していく必要がある。その際には、影響が予想される社会的な状況要因や他の個人特性を同時に測定することで、要因間の関係を明らかにしていくことが求められる。

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・赤松公子他, 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.
- 川上憲人・下光輝一・島津明人他, 2012. 平成 21 - 23 年度厚生労働省厚生労働科学研究費補助金労働安全衛生総合研究事業「労働者のメンタルヘルス不調の第一次予防の浸透手法に関する調査研究」報告書と成果物.
- 厚生労働省, 2022. 令和 2 年度衛生行政報告例 就業医療関係者 概要.
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/eisei/20/dl/kekka1.pdf> 2023 年 10 月 6 日検索
- 厚生労働省, 2023. 令和 4 年労働安全衛生調査 (実態調査) の概況.
https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/r04-46-50_gaikyo.pdf 2023 年 12 月 18 日検索
- 斎藤明子, 2003. 対人的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.
- 齊藤勇, 1990. 対人感情の心理学. 誠信書房.
- 高瀬加谷子・河野和明, 2023. 一般的な対人嫌悪傾向を測定する試み, *東海学園大学研究紀要*, 28 人文科学研究編, 31-44.
- 武井麻子, 2002. 感情労働と看護. *保健医療社会学論集*, 13, 7-13.
- 日本医療労働組合連合会, 2023. 2022 年看護職員の労働実態調査「報告書」
- 藤平亜耶・城佳子, 2014. パーソナリティ特性と対人ストレススタイルがストレス反応に及ぼす影響-苦手な他者と嫌いな他者の違いから-. *文教大学紀要生活科学研究*, 36, 93-105.
- Vartanian, L. R., Trewartha, T., & Vanman, E. J. 2016. Disgust predicts prejudice and discrimination toward individuals with obesity. *Journal of Applied Social Psychology*, 46 (6), 369-375.