

パーソナリティ特性と対人ストレスコーピングスタイルが 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—

Effects of personality traits and interpersonal stress
coping style on stress response:
some differences between *nigate* and dislike.

藤平 亜耶^{*}・城 佳子^{**}

Aya FUJIHIRA, Yoshiko JOH

要旨：対人場面における「苦手」と「嫌い」の差異について、パーソナリティ、コーピングスタイル、ストレス反応の関係性から検討するため、質問紙調査を行った。大学生286名に対し、苦手な他者と嫌いな他者を分けて尋ねた結果、苦手な他者を該当者ありとした人は69.5%、嫌いな他者を該当者ありとした人は50.6%となり、嫌いの方が該当者が思い当たらないと回答した比率が高かった。回答者のパーソナリティ、苦手ないし嫌いな他者の想定されるパーソナリティ、その他者に対するコーピングと日常のストレス反応を比較したところ、個々の因子得点では差が見られなかった。苦手であろうと嫌いであろうと、該当者の有無がストレス反応に影響を及ぼしており、該当者がいると回答した人の方が、不安、怒り・攻撃性が高いことが示された。共分散構造分析を行った結果、苦手な他者より嫌いな他者の方が複雑なモデルとなったため、苦手は嫌いを包括する概念である可能性がある。

キーワード：パーソナリティ、対人苦手意識、対人嫌悪、ストレス反応、コーピング

我々は、時として対人場面でネガティブな感情を覚えることがあり、対人関係はストレス源になりうると考えられる。これについて、自分のパーソナリティと対処方略としてのコーピング、その結果にあたるストレス反応という3つを同時に研究したものがある。

Murberg (2009) は、外向性が刺激解放と負の相関を示し、情緒不安定性は刺激解放と感情のガス抜きと正の相関を、能動的対処とは負の相関を示した。刺激解放とは薬物やアルコールの使用という項目であり、感情のガス抜きには怒ったり人に怒鳴りつけるという項目が含まれ

^{*} ふじひら あや 文教大学大学院人間科学研究科

^{**} じょう よしこ 文教大学人間科学部

るため、どちらもストレス反応が生じやすいコーピング方略であると考えられ、抑うつ傾向に対して、情緒不安定性と感情のガス抜き、刺激解放は正の相関があることが示唆されている。Roesch, Aldridge, Vickers, & Helvig (2009) は、対処アプローチと回避コーピングで調査を行っており、対処アプローチは、外向性、誠実性、同調性と正の相関が見られており、これらとポジティブな影響の間で正の相関が示されている。反対に、回避コーピングを行う人は、情緒不安定性が高く、マイナスの影響を及ぼしやすいと述べている。また、Kato (2013) は距離を置く対処、見直す対処、建設的な対処の3つのコーピングにおいてパーソナリティとストレス反応の相関を算出している。距離を置く対処では、ストレス反応と正の相関を示し、外向性、同調性、誠実性、関係満足と負の相関を示している。見直す対処では、経験への開放性と関係満足に正の相関が示され、ストレス反応と負の相関を示している。建設的な対処では、外向性、同調性、誠実性と正の相関が見られているものの、ストレス反応との有意な相関は示されていない。

一方、対人場面においてストレス反応を生じる場合に、ネガティブな感情を生起させる他者として、「苦手」な他者と「嫌い」な他者が想定できる。対人場面での苦手意識は、日向野・小口 (2002) において Sense of Nigate と表記されているように、適切な英訳が存在しないと考えられる。Fiedler (1972) のコンティンジェンシー理論で LPC (Least Preferred Coworker) 得点を「最も苦手な仕事仲間」と邦訳する例がある (Chemers, 1997 白樫訳編, 1999) もの、非常に否定的な方法で記述された最も好ましくない人物を、嫌いではなく苦手と訳した理由には言及されていないため、苦手という感覚は日本特有の概念である可能性がある。Greer (2000) は、日本人の「自己」に対する「人」の影響として、「人の目を意識する」という文化的な要因を挙げている。このため、特にネガティブな感情を生起させる対人関係において、日本人独自の感覚が存在していることも考えられるだろう。対して、嫌い (dislike) とは好き (like) の対義語として研究されてきており、好ましい要素を持っていない人は嫌われやすいとされている (松井, 1992)。

苦手と嫌いの違いとして、日向野・堀毛・小口 (1998) は自由記述から分類した5タイプの架空の人物像に対する苦手意識と嫌悪感を尋ねている。わがままタイプ、いいかげんタイプ、不潔タイプ、理解困難タイプ、近寄りがたいタイプの中で、わがままなタイプは苦手と嫌いが混同されやすく、理解困難なタイプでは比較的区別されていたと報告している。嫌悪感情を持っている場合、拒否行動を中心に攻撃的行動や回避的行動の欲求が生じる (齊藤, 1990) とされるが、苦手な他者に対しても攻撃的行動を除いて同様の傾向が認められている (日向野他, 1998)。また、嫌悪感情のもとでは親和や援助欲求が見られず、怒りや憎悪などの強い情緒が体験される (齊藤, 1990)。一方、苦手意識では攻撃的でひどくネガティブな感情は認められず、親和・理解などが示唆されている (日向野他, 1998) など違いもある。日向野他 (1998) は、苦手意識に嫌悪感の他にも不快感や回避欲求、不安、緊張、憂鬱などの対人感情傾向や情緒反応を示し、苦手な人物に対する付き合い方や感情から苦手意識における行動や認知的側面の可能性を示しており、苦手意識を形成する有力な感情傾向および情緒の1つとして嫌悪が含まれうると結論づけている。

苦手意識が嫌悪感情を含むのであれば、嫌いな他者より苦手な他者の方が思いつきやすいことが考えられる。日向野 (2009) では苦手な他者と嫌いな他者が同一人物か別人かを尋ね、それぞれの対人情緒を探っている。有効回答者 96 人の中で、苦手な他者と嫌いな他者が別人で両方思い当たった人は 42.7%、苦手な他者のみ思い当たった人は 30.2%、嫌いな他者のみ思い当たった

人は13.5%、苦手な他者と嫌いな他者が同一人物だった人は6.3%、どちらも思いつかなかった人は7.3%であった。同一人物か別人かを脇へ置き、ただ該当するかどうかを計算すると、苦手な他者がいると回答したのは79.2%、嫌いな他者がいると回答したのは62.5%となり、苦手な他者がいる人の割合の方が高くなっている。苦手／嫌いな対象はどちらも同級生が最も多く、6～7割の人が同い年であると回答している。対人情緒では、怒り・不満・嫌悪・イライラ・軽蔑・憎悪・絶望などで差が見られ、すべて嫌いな他者の方が高い値であった。このことから、嫌いな他者の方が苦手な他者より強いネガティブ感情が想起されることが示唆される。しかし、嫌悪とイライラの感情は苦手な他者でも高い値となっており、日向野（2009）は対人感情が通常好きか嫌いかで表現されるため、苦手な他者についても嫌悪の感情が高く判断されたと考察している。

嫌いな他者へのコーピングでは、金山・山本（2005）が、嫌悪者が取る行動66項目を用いて分析を行なっている。取りうる行動として「取り入り」「接触回避」「わりきり」「積極解決」「陰口」「意地悪」「穏便解決」の7因子を抽出しており、各行動と嫌悪度・苦手度・迷惑度・好意度との相関を取った結果、嫌悪度・苦手度は正負の符号が似通っていた。「取り入り」とは負の相関であり、「接触回避」や「陰口」とは正の相関であった点は同じだが、「積極解決」は苦手度のみ負の相関が、「意地悪」は嫌悪度のみ正の相関が見られた。正負の方向は似ているものの、「接触回避」「陰口」「意地悪」は嫌悪度の方が値が高いため、相手を嫌いであるほど使用されると考えられる。また、「取り入り」「穏便解決」「積極解決」では好意度との間に正の相関も見られていることから、嫌いな相手であっても相手に対する好意があるほど行うと考察している。

これまでの研究では、そもそも苦手意識と嫌悪感情を対比させているものが少なく、パーソナリティやストレス反応に繋がる対人情緒、コーピングなどを個別に検討するにとどまっている。しかし、苦手意識が日本人特有の感覚であるならば、苦手と嫌いを対比することにより、日本人特有の対人関係をより深く理解するための一助となる可能性がある。そこで、本研究では行為者と対象者の双方におけるパーソナリティと行為者における対象者へのコーピングと日常的なストレス反応を合わせたモデルを作成し、苦手な他者と嫌いな他者の違いを見出すことを試みる。

目 的

本人のパーソナリティ、苦手ないし嫌いな他者の想定されるパーソナリティ、苦手／嫌いな他者に対するコーピングがストレス反応にどのような影響を及ぼすか検討することを目的とする。

方 法

調査参加者

調査対象者は、男性82名（平均年齢＝19.26、 $SD = .68$ ）、女性204名（平均年齢＝19.26、 $SD = 1.05$ ）、全体286名（平均年齢＝19.26、 $SD = .96$ ）であった。

調査期間

2012年11月9日から2012年11月27日に行われた。

質問紙

質問紙は、回答者のパーソナリティ・ストレス反応・苦手／嫌いな他者へのコーピング・苦手／嫌いな他者の想定されるパーソナリティを尋ねる4つの尺度計111項目とフェイスシートから構成された。なお、回答者によっては苦手／嫌いな他者が思い浮かばないことが考えられるため、該当者がいる場合は該当者の性別を、いない場合は該当者なしを選択するよう求めた。該当者なしを選択した場合、対処行動と他者のパーソナリティは回答しなくてよい旨を伝えた。

回答者のパーソナリティ 並川・谷・脇田・熊谷・中根・野口（2012）の短縮版 Big Five 尺度を用いた。29項目を「あてはまらない」から「とてもあてはまる」までの5件法で尋ねた。

ストレス反応 鈴木・嶋田・三浦・片柳・右馬埜・坂野（1997）のストレス反応尺度（SRS-18）における18項目を「まったく違う」から「その通りだ」までの4件法で尋ねた。

コーピング（対処行動） 金山・山本（2005）における嫌悪者がとる行動尺度の7尺度を因子負荷量が高いものから5項目ずつ用いて構成された。35項目を「あてはまらない」から「とてもあてはまる」までの5件法で尋ねた。

苦手／嫌いな他者のパーソナリティ 並川他（2012）の短縮版 Big Five 尺度を用いた。29項目を「あてはまらない」から「とてもあてはまる」までの5件法で尋ねた。

手続き

授業時間に一斉に配布し、授業終了後に回収した。各回答者には嫌いな他者を尋ねる質問紙か苦手な他者を尋ねる質問紙のいずれかを配布し、1人の回答者が2種類の質問紙に回答することはないようにした。なお、調査は匿名で行われることから、通常の同意文章の作成は不可能であり、回答することで調査への同意表明とみなされるものとした。

結 果

苦手／嫌いな他者の該当率

回答者の性別ごとの苦手該当者／嫌い該当者の内訳を表1に示す。苦手該当者は128人中89人、嫌い該当者は158人中80人であった。

選択比率を表2に示す。苦手該当者ありは69.5%、嫌い該当者ありは50.6%であり、嫌いの方が該当者が思い当たらないと回答した比率が高かった。本調査では性別による比較を検討していないため、以降の分析は該当者の性別不明も含めて行うこととした。

表 1. 人数内訳

		苦手		嫌い		全体	
		単独	計	単独	計	単独	計
男性 回答者	男性該当	18	29	24	29	42	58
	女性該当	11		5		16	
	性別不明	1	30	1	30	2	60
	該当者なし	6	—	16	—	22	—
	計		36		46		82
女性 回答者	男性該当	18	58	11	47	29	105
	女性該当	40		36		76	
	性別不明	1	59	3	50	4	109
	該当者なし	33	—	62	—	95	—
	計		92		112		204
計	男性該当	36	87	35	76	71	163
	女性該当	51		41		92	
	性別不明	2	89	4	80	6	169
	該当者なし	39	—	78	—	117	—
	計		128		158		286

表 2. 選択比率

	苦手		嫌い		全体	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
該当者なし率	30.5		49.4		40.9	
男女内訳	16.7	35.9	34.8	55.4	26.8	46.6
該当者あり率	68.0		48.1		57.0	
男女内訳	80.6	63.0	63.0	42.0	70.7	51.5
あり率（不明含む）	69.5		50.6		59.1	
男女内訳	83.3	64.1	65.2	50.6	73.2	53.4

各尺度の構成

回答者のパーソナリティ 回答者のパーソナリティにおける因子構造を確認するため、短縮版 Big Five 尺度 29 項目について因子分析（最尤法、プロマックス回転）を行ったところ、スクリープロットの減衰状況と因子の解釈可能性により、5 因子が抽出された。第 1 因子を「情緒不安定性」（ $\alpha = .85$ ）、第 2 因子を「開放性」（ $\alpha = .76$ ）、第 3 因子を「外向性」（ $\alpha = .84$ ）、第 4 因子を「不調和性」（ $\alpha = .76$ ）、第 5 因子を「不誠実性」（ $\alpha = .77$ ）と命名した。

ストレス反応 ストレス反応尺度 18 項目においても同様に、因子分析（最尤法、プロマックス回転）を行ったところ、スクリープロットの減衰状況と因子の解釈可能性により、3 因子が抽出された。第 1 因子を「不安」（ $\alpha = .90$ ）、第 2 因子を「怒り・攻撃性」（ $\alpha = .90$ ）、第 3 因子を「抑うつ」（ $\alpha = .86$ ）と命名した。

コーピング 嫌悪者がとる行動尺度 35 項目においても同様に、因子分析（最尤法、プロマックス回転）を行ったところ、スクリープロットの減衰状況と因子の解釈可能性により、4 因子が

抽出された。第1因子を「積極解決」($\alpha = .83$)、第2因子を「取り入り」($\alpha = .83$)、第3因子を「接触回避」($\alpha = .82$)、第4因子を「陰口」($\alpha = .81$)と命名した。

他者のパーソナリティ 回答者のパーソナリティにおける因子構造を確認するため、短縮版 Big Five 尺度 29 項目について因子分析（最尤法、プロマックス回転）を行ったところ、スクリープロットの減衰状況と因子の解釈可能性により、5 因子が抽出された。第1因子を「不誠実性」($\alpha = .83$)、第2因子を「情緒不安定性」($\alpha = .86$)、第3因子を「外向性」($\alpha = .79$)、第4因子を「開放性」($\alpha = .68$)、第5因子を「不調和性」($\alpha = .68$)と命名した。回答者自身のパーソナリティを因子分析したものと、構成要素は類似していたものの、項目によっては負荷量の値が充分でなかったため、削除されたものもあった。回答者自身のパーソナリティに含まれ、他者のパーソナリティに含まれなかったのは、開放性における「進歩的な」「頭の回転の速い」「親切的な」と、不調和性における「寛大な」であり、他者のパーソナリティに含まれ、回答者のパーソナリティに含まれなかったのは、不誠実性における「計画性のある」「几帳面な」と情緒不安定性における「憂鬱な」であった。回答者のパーソナリティと他者のパーソナリティで、同じ項目が異なる因子に含まれることはなかった。

因子得点での分析

該当者ありと該当者なしを分け、該当者ありはすべての尺度について、該当者なしは回答者のパーソナリティとストレス反応について、それぞれ苦手と嫌いを独立変数とし、因子得点の t 検定を行った。該当者あり条件において、回答者のパーソナリティにおける不誠実性 ($t(167) = -1.68, p < .10$)、ストレス反応における怒り・攻撃性 ($t(167) = -1.80, p < .10$)、コーピングにおける積極解決 ($t(142.78) = -1.72, p < .10$) で有意傾向が見られ、すべて嫌いの方が高い得点であったものの、有意差は見られなかった。該当者なし条件では、回答者のパーソナリティとストレス反応のどちらも有意差は認められなかった。

苦手と嫌いによる差より、該当者の有無が影響している可能性があるため、回答者のパーソナリティとストレス反応について、2（位置づけ：苦手／嫌い） \times 2（該当者：あり／なし）の分散分析を行った（表 3）。その結果、回答者のパーソナリティにおける情緒不安定性 ($F(1, 282) = 9.05, p < .01$)、開放性 ($F(1, 282) = 3.95, p < .05$) と、ストレス反応における不安 ($F(1, 282) = 6.54, p < .05$)、怒り・攻撃性 ($F(1, 282) = 5.80, p < .05$) で該当者の主効果が認められた。また、抑うつで有意傾向が見られた ($F(1, 282) = 3.15, p < .10$)。いずれも該当者がいる方が高い値であった。

表 3. 苦手・嫌い該当者の有無における各得点と分散分析結果（上段：平均値、下段：標準偏差）

質問紙の種類	苦手群		嫌い群		主効果		交互作用
	いる	いない	いる	いない	苦手／嫌い	いる／いない	
回答者の パーソナリ ティ	該当者有無						
	情緒不安定性	.15 (1.06)	-.15 (1.09)	.20 (.99)	-.30 (1.10)	.14 9.05**	.58
	開放性	.01 (1.04)	-.19 (1.09)	.21 (1.15)	-.13 (1.12)	.95 3.95*	.25
	外向性	-.08 (1.13)	.10 (1.14)	.13 (1.02)	-.10 (.97)	.00 .05	2.31
	調和性	-.02 (1.14)	.01 (1.06)	.12 (1.09)	-.11 (.94)	.00 .53	.90
スト レス 反 応	誠実性	-.18 (1.18)	.00 (1.24)	.11 (1.11)	.10 (.98)	2.03 .35	.49
	不安	-.02 (1.14)	.01 (1.06)	.12 (1.09)	-.11 (.94)	.03 6.54*	.21
	怒り・攻撃性	-.02 (1.04)	-.17 (.91)	.28 (1.08)	-.18 (.99)	1.20 5.80*	1.46
	抑うつ	.10 (1.11)	-.15 (.98)	.09 (1.14)	-.13 (.97)	.00 3.15†	.01

† $p<.10$, * $p<.50$, ** $p<.01$, *** $p<.001$

項目ごとの分析

コーピングと他者のパーソナリティについて、項目ごとに苦手と嫌いの t 検定を行った。その結果、コーピングの「私が嫌だと思うことを A さんがした時は即座にマネをして見せる」($t(125.54)=-2.13, p<.05$) と「A さんに直接文句を言うようにしている」($t(134.97)=-2.76, p<.01$) で有意な差が見られ、どちらも苦手な他者より嫌いな他者の方が高い値であった。他者のパーソナリティでは、いずれの項目においても苦手な他者と嫌いな他者による差は見られなかった。

回答者のパーソナリティとストレス反応において、2（位置づけ：苦手／嫌い）×2（該当者：あり／なし）の分散分析を行った。回答者のパーソナリティでは、「ルーズな」において位置づけの主効果が見られ、嫌いだと判断している方が回答者はルーズであると示された ($F(1, 282)=5.13, p<.05$)。また、「不安になりやすい」($F(1, 282)=6.75, p<.01$)、「心配性」($F(1, 282)=7.41, p<.01$)、「親切的な」($F(1, 282)=5.38, p<.05$)、「弱気になる」($F(1, 282)=5.36, p<.05$) において該当者の主効果が見られ、いずれも該当者ありの方が高い値となった。

ストレス反応における位置づけの主効果は見られなかった。該当者の主効果は、「ひとりでいたい気分だ」($F(1, 282)=4.19, p<.05$)、「いろいろなことに自信がない」($F(1, 282)=8.12, p<.01$)、「何となく心配だ」($F(1, 282)=5.69, p<.05$)、「怒りっぽくなる」($F(1, 282)=4.53, p<.05$)、「怒りを感じる」($F(1, 282)=5.29, p<.05$)、「感情を抑えられない」($F(1, 282)=4.60, p<.05$)、「悲しい気分だ」($F(1, 282)=4.05, p<.05$)、「話や行動がまとまらない」($F(1, 282)=6.19, p<.05$)、「よくないことを考える」($F(1, 282)=6.37, p<.05$)、「不愉快だ」($F(1, 282)=7.42, p<.01$) において見られ、いずれも該当者ありの方が高い値であった。

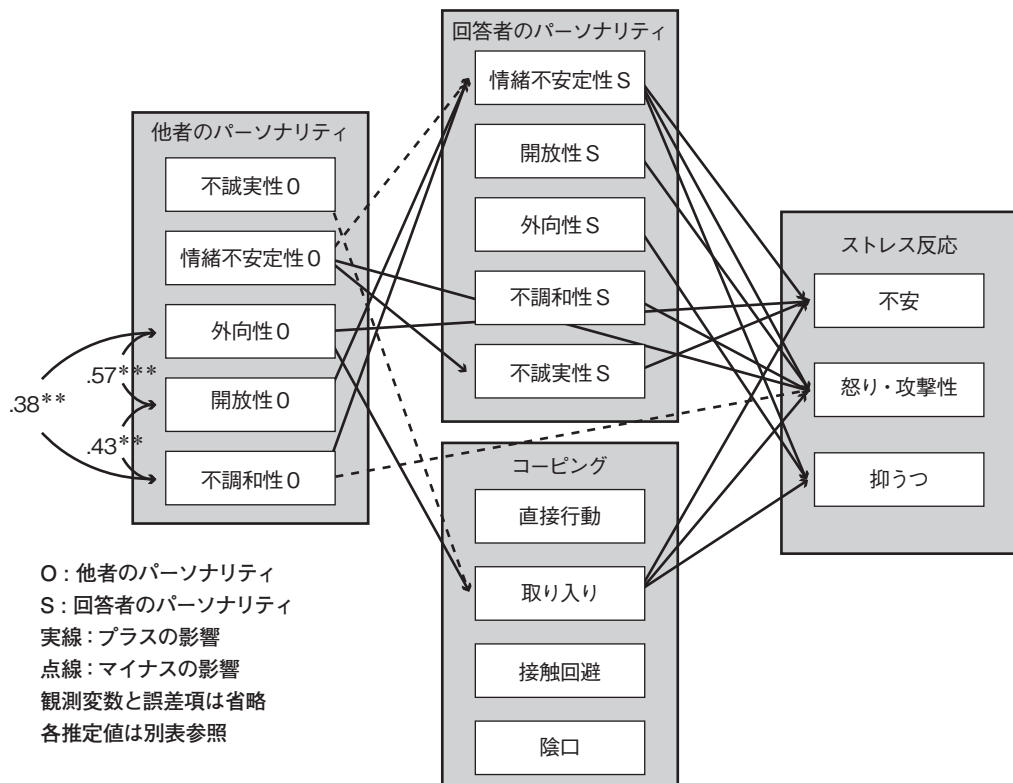


図 2. 嫌いな他者における全体モデルのパス図

表 4. 苦手な他者における推定値

パスの方向性			推定値
外向性 O	から	情緒不安定性 S	-.31 **
開放性 O	から	情緒不安定性 S	.21 *
情緒不安定性 S	から	不安	.50 ***
情緒不安定性 S	から	怒り・攻撃性	.19 *
情緒不安定性 S	から	抑うつ	.42 ***
開放性 S	から	怒り・攻撃性	.20 *
不調和性 S	から	怒り・攻撃性	.44 ***
不誠実性 S	から	不安	.14 *
不誠実性 O	から	積極解決	.25 **
外向性 O	から	取り入り	.28 ***
外向性 O	から	回避	-.21 *

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

表 5. 嫌いな他者における推定値

パスの方向性		推定値
情緒不安定性 O	から 情緒不安定性 S	-.21 *
情緒不安定性 O	から 不誠実性 S	.27 *
開放性 O	から 情緒不安定性 S	.21 *
不調和性 O	から 情緒不安定性 S	.31 **
外向性 O	から 取り入り	.35 **
不誠実性 O	から 取り入り	-.27 *
情緒不安定性 S	から 不安	.33 ***
情緒不安定性 S	から 怒り・攻撃性	.35 ***
情緒不安定性 S	から 抑うつ	.31 **
開放性 S	から 怒り・攻撃性	.25 ***
外向性 S	から 抑うつ	.21 *
不調和性 S	から 怒り・攻撃性	.27 ***
不誠実性 S	から 不安	.20 ***
取り入り	から 不安	.17 *
取り入り	から 怒り・攻撃性	.20 **
取り入り	から 抑うつ	.29 **
情緒不安定性 O	から 怒り・攻撃性	.31 ***
外向性 O	から 不安	.12 *
不調和性 O	から 怒り・攻撃性	-.26 ***

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

考 察

苦手／嫌いな他者の該当率

本調査では、3人に1人が苦手な人を思いつかず、2人に1人が嫌いな人を思いつかないという結果となった。日向野（2009）では、96名に「苦手な同性」と「嫌いな同性」を1人ずつ思い浮かべるよう指示している。同時に尋ねることによって、苦手な他者と嫌いな他者のどちらかしかない場合も、両方いる場合も、嫌いな他者と苦手な他者が同一人物の場合も回答できる方法となっていた。クロス集計表から苦手と嫌いを別で尋ねた場合を想定すると、79.2%の人が苦手な他者がいると回答し、62.5%の人が嫌いな他者がいると回答していることになる。対し、本調査では苦手該当率が69.5%、嫌い該当率が50.6%であった。方法が異なるため単純比較はできないが、日向野（2009）の方が本調査よりも該当率が高い結果となった。本調査では回答者への負担を考え、苦手な他者と嫌いな他者とを同じ回答者に尋ねなかった。日向野（2009）では、苦手のみ該当する人が30.2%、嫌いのみ該当する人が13.5%おり、その人達に渡る質問紙の種類によっては該当なしとされることが考えられる。したがって、嫌いな他者がいないと回答した人に苦手な他者がいるか尋ねる、あるいはその逆をすることによって、該当率が上昇した可能性がある。

因子ごと・項目ごとの分析

該当者ありの因子得点での分散分析では、直接行動で苦手と嫌いの間に有意傾向が見られたものの、有意差は認められなかった。回答者のパーソナリティやストレス反応で有意傾向が見られていても、該当者の有無と合わせた分析では有意傾向が見られなくなったことから、それぞれの因子単独では苦手な他者と嫌いな他者では大きな差がない可能性がある。ネガティブな感情を想起させる他者が苦手なのか嫌いなのかという以上に、ネガティブな感情を想起させる他者がいるのかいないのかに違いが表れていた。金山・山本（2005）では、嫌悪者の行動と嫌悪度・苦手度・迷惑度・好意度の相関を見ている。そこでは、嫌悪・苦手・迷惑の3項目との相関係数の方向性が似ているため、苦手と嫌いは類似した概念だと考えられる。また、金山・山本（2005）では、「直接行動」に「積極解決」と「意地悪」の項目が含まれており、積極解決は苦手度と有意な負の相関、意地悪は嫌悪度と有意な正の相関を示していた。したがって、本調査でも「直接行動」は苦手な他者より嫌いな他者に行いやすいことが想定される。本調査の結果は嫌いな他者の方が高い値であったものの、その差は有意傾向にとどまった。各項目における分析で有意差の見られた「私が嫌だと思うことをAさんがした時は即座にマネをして見せる」や「Aさんに直接文句を言うようにしている」は「直接行動」に含まれる項目であるため、本調査の結果は金山・山本（2005）の結果と相違しているわけではない。しかし、嫌悪と苦手の両方で有意な相関を示している「取り入り」「接触回避」「陰口」では因子でも項目でも差が見られていないことから、苦手な他者と嫌いな他者のコーピングにおける差異は比較的小さいと推測することができる。

一方、ストレス反応では、苦手／嫌いの差異よりも、該当者あり／なしの差異の方が大きいという結果となった。該当者がいる方がストレス反応が高くなるため妥当な結果であるとも言えるが、苦手と嫌いで差が見られなかったのは、ストレス反応が苦手／嫌いな他者を想定した上での解答ではない可能性がある。日向野（2009）では、「その人のことを考えたり、関わったりすると、どのような気持ちになりますか」という教示で、23項目中8項目の違いを見出している。一方、本調査は該当者が思いつかない人が多い結果となる可能性も考慮し、ストレス反応を尋ねる項目で「ここ2、3日の感情や行動の状態にどのくらいあてはまりますか」と教示した。そのため、苦手／嫌いな他者をストレス源とするストレス反応だけでなく、日常生活全般のストレス反応の回答となり、苦手な他者と嫌いな他者での違いが見られにくくなったと考えられる。

ストレス反応への影響で見る苦手と嫌いの差異

本研究では、苦手な他者より嫌いな他者の方が複雑なモデルとなった。これは、苦手な他者の方が嫌いな他者より思いつきやすい（日向野，2009）ことと関連している可能性がある。日向野他（1998）は苦手意識が嫌悪感を包括する概念だとしている。本研究においても、苦手な他者の方が単純なモデルとなったため、自分のパーソナリティからストレス反応を引き起こす他者をひとまず苦手であると認識し、自分のパーソナリティだけでなく相手のパーソナリティやコーピングもストレス反応に影響するような、複雑なモデルが当てはまる他者に対してのみ嫌いであると判断していると考えられる。苦手と嫌いの違いは、パーソナリティやコーピング、ストレス反応それぞれの程度の差ではなく、それら要素の関係性で区別していることが推察される。

関係性についてより詳しく見てみると、苦手な他者では本人のパーソナリティのみ、直接的な影響を及ぼしているが、嫌いな他者では本人のパーソナリティだけでなく、相手のパーソナ

リティ、コーピングも直接的に影響を及ぼしていた。苦手な他者は相手のパーソナリティに応じてコーピングを変える傾向にあるが、ストレス反応を増減させるほどの影響ではない。一方、嫌いな他者へ取り入り行動をすると、ストレス反応へと結びついていた。これは、金山・山本(2005)における取り入り行動と嫌悪度と苦手度の関係の結果と一致すると考えられる。金山他は、嫌悪度も苦手度も取り入り行動と有意な相関を示したが、嫌悪度との関連の方が高くなったことを報告した。このことから、取り入り行動は苦手な他者以上に嫌いな他者に行いたくないと考えられる。しかし、苦手な他者が外向的であったり、嫌いな他者が外向的か誠実な場合はコーピングとして取り入り行動を取らざるを得ず、より行いたくない嫌いな他者の場合にストレス反応となると示唆される。

本研究の問題点

苦手／嫌いを同じ回答者に尋ねなかったことや、ストレス反応を日常全般について尋ねたことは前述したため、それ以外について述べる。本研究ではモデル図を複数作成したが、適合度をあげるために多くのモデルで誤差相関を想定している。それぞれ尺度内でのことで、尺度をまたいだ誤差相関は想定していないものの、解釈に苦しみ誤差相関も含まれている可能性がある。したがって、現段階でのモデルは不安定であり、今後さらに改良が必要だと考えられる。

結 論

本研究では、本人のパーソナリティ、苦手ないし嫌いな他者の想定されるパーソナリティ、苦手ないし嫌いな他者に対するコーピングがストレス反応にどのような影響を及ぼすかを調査した。その結果、個々の因子得点では嫌いと苦手による差は見られず、苦手な他者にしろ嫌いな他者にしろ該当者がいるとストレス反応が高いことが示唆された。また、パス図によって苦手と嫌いの違いを検討した結果、苦手な他者では本人のパーソナリティのみが直接ストレス反応に影響していたのに対し、嫌いな相手では本人のパーソナリティだけでなく、苦手／嫌いな他者のパーソナリティやコーピングも直接影響を及ぼしていた。このことから、嫌いな他者の方が苦手な他者より複雑なモデルによって判断されていることが示唆された。

引用文献

- Chemers, M. M. (1997). *An integrative theory of leadership*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
(チェマーズ M. M. 白樫三四郎 (訳編) (1999). リーダーシップの統合理論 北大路書房)
- Fiedler, F. E. (1972). Personality, motivational systems, and behavior of high and low LPC persons. *Human Relations*, 25(5), 391-412.
- Greer, D. L. (2000). "The Eyes of Hito": A Japanese Cultural-Monitor of Behavior in the Communicative Language Classroom. *JALT Journal*, 22(1), 183-195.
- 金山富貴子・山本眞理子 (2005) . 所属集団内の対人嫌悪自体における嫌悪者の行動 筑波心理学研究, 30, 13-24.
- Kato, T. (2013) . Assessing Coping With Interpersonal Stress: Development and Validation of the *Interpersonal Stress Coping Scale in Japan*. *International Perspectives in Psychology: Research, Practice,*

Consultation, 2(2), 100-115.

日向野智子 (2009) . 対人情緒から見た苦手な他者と嫌いな他者—苦手と嫌いは同じか否か— 日本パーソナリティ心理学会第 18 会大会発表論文集, 208-209.

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 昭和女子大学生活心理研究所紀要, 1, 43-62.

日向野智子・小口孝司 (2002) . 対人苦手意識の実態と生起過程 心理学研究, 73(2), 157-165.

松井 豊 (1992) . 好かれる人・嫌われる人 *MIND TODAY*, 8, 34-35.

Murberg, T. A. (2009) . Associations Between Personality and Coping Styles Among Norwegian Adolescents: A Prospective Study. *Journal of Individual Differences*, 30(2), 59-64.

並川 努・谷 伊織・脇田貴文・熊谷龍一・中根 愛・野口裕之 (2012) . Big Five 尺度短縮版の信頼性と妥当性の検討 心理学研究, 83(2), 91-99.

Roesch, S. C., Aldridge, A. A., Vickers, R. R. Jr., & Helvig, L. K. (2009) . Testing personality-coping diatheses for negative and positive affect: a longitudinal evaluation. *Anxiety, Stress & Coping*, 22(3), 263-281.

齊藤 勇 (1990) . 対人感情の心理学 誠信書房

鈴木伸一・嶋田洋徳・三浦正江・片柳弘司・右馬埜力也・坂野雄二 (1997) . 新しい心理的ストレス反応尺度 (SRS-18) の開発と信頼性・妥当性の検討 行動医学研究, 4(1), 22-29.