原 著

敵意と健康状態の因果関係における 状況的コーピングの媒介機能

兵庫教育大学大学院
連合学校教育学研究科
佐々木 恵

鳴門教育大学人間形成講座
山崎 勝之

Role of situational coping in the relationship between hostility and health

Megumi Sasaki^{*1} and Katsuyuki Yamasaki^{*2}

(^{*1} Joint Graduate School in the Science of School Education, Hyogo University of Teacher Education,
Yashirocho, Katogun, Hyogo 673-1494

^{*2} Department of Human Development, Naruto University of Education, Naruto, Tokushima 772-8502)

The primary goal of the present study was to investigate the mediational function of situational coping in the causal relationship between hostility and health status. In addition, the factorial validity and reliability of the situational version of the General Coping Questionnaire (GCQ) were tested. The dispositional version of GCQ has been standardized by Sasaki and Yamasaki (2002). The Buss-Perry Aggression Questionnaire, the General Health Questionnaire, and the GCQ were administered to 454 university students. The results indicated the factorial validity, internal consistency, as well as the normal distribution of scores in the situational version of the GCQ. Furthermore, a positive causal relationship between hostility and situational emotion expression, as well as a negative relationship between hostility and situational cognitive reinterpretation and problem solving were demonstrated. Moreover, the detrimental influence of hostility on health was confirmed. The results also suggest that there are certain positive causal relationships between situational coping and ill health, although situational coping did not improve ill health. Differences between the findings of previous and current study are discussed.

Key words: Hostility: Health Status: Situational Coping: Mediational Function.

心身の健康問題に至る病前特徴を特定しようとする
式みにおいて、近年、最も注目されているもののひとつが敵意 (hostility) である。

Barefoot, Dahlstrom, & Williams (1983) や Smith
と Frohm (1985) は、敵意の高さと、冠状動脈性心
臓疾患による死亡リスクの上昇、あるいは抑うつとの
間に相関関係を見出している。したがって、敵意は心
臓疾患のみならず、精神的な不健康状態へのリスクも

高めることが示唆される。

敵意の概念定義についてはそれほど同意が得られて
いないが、本稿では Buss & Perry (1992) の Ag-
gression Questionnaire (AQ) ならびに安藤・曾我・山
崎・島井・嶋田・宇津木・大芦・坂井 (1999) の日本
版 Buss-Perry 攻撃性質問紙 (BAQ) の分類から、“他
者に対するネガティブな信念、恨み、猜疑心”といっ
た、攻撃性の認知的側面として定義する。BAQ を用

^{*1} 現所属：名古屋市立大学医学部精神医学講座

いた研究では、攻撃性の感情面である怒り（短気）、認知面である敵意、行動面である身体的攻撃、言語的攻撃のうち、敵意のみが健康に悪影響をもつことが示されている（佐々木・山崎，2002a）。

そして最近では、敵意と不健康状態を媒介する過程の解明に研究の焦点が移行しており（山崎，2002）、Friedman（1992）は、この媒介過程としてストレス・コーピングの概念を導入することの意義を唆している。これらの指摘をふまえ、佐々木・山崎（2002c）は、高敵意者は“認知的再解釈”や“問題解決”によるコーピングを行うことが少ないために、健康を害しやすいことを明らかにしている。このように、敵意と健康状態の因果関係におけるコーピングの媒介機能について明らかにすることは、高敵意者に対して促進すべき適応的なコーピングや抑制すべき不適応的なコーピングを示すという点で意義がある。しかし現在のところ、このような研究は数少ないため、確たる結論づけを行うためには研究の蓄積が必要である。

一方で、Lazarus & Folkman（1984）の研究を中心として、コーピング研究はこれまで盛んになされてきたが、この研究領域には数多くの問題が残され、コーピングの機能については、明確な結論はいまだに得られていない。その原因のひとつに、特定の時点や状況におけるコーピングやその変動について重視する状況的アプローチと、個人の比較的安定したコーピングの傾向を重視する特性的アプローチとで、研究者の立場が混在しているという問題がある。しかし、これら2側面が適応に及ぼす影響力の相違点や、コーピングの特性的側面が状況的側面をどの程度予測できるかを実証した研究は少ない。

コーピングの特性的側面（以下、特性的コーピング（dispositional coping）とする）と状況的側面（以下、状況的コーピング（situational coping）とする）の機能の相違点や両者の関係を検討した研究が不足しているひとつの原因として、これら両者の比較対照を前提にして開発された尺度が少ないということが考えられる。これらのうちいずれか一方を測定するものは多数存在する（De Ridder, 1997, レビュー参照）が、これらをそれぞれ異なる尺度を用いて測定すると、尺度の下位尺度構成や項目内容が異なるため、両者の比

較が困難になってしまう。そこで両者を共通の尺度構成、共通の項目で測定する必要性が生じる。当初から特性的コーピングと状況的コーピングの双方を測定することを想定して開発された既存の尺度には、Carver, Scheier, & Weintraub（1989）のCOPE, Ayers, Sandler, West, & Roosa（1996）のChildren's Coping Strategies Checklist（CCSC）ならびにHow I Coped under Pressure Scale（HICUPS）, Stanton, Kirk, Cameron, & Danoff-Burg（2000）の感情アプローチコーピング尺度（emotional approach coping scale）などがある。また、我が国では、General Coping Questionnaire（GCQ: 佐々木・山崎，2002b）が開発されている。

そして、このような形式の尺度を用いた先行研究においては、特性的コーピングならびに状況的コーピングと適応との関連性や因果関係について、以下のような知見が得られている。Catanzaro, Wasch, Kirsh, & Mearns（2000）はCOPE（Carver et al., 1989）を用いて、特性的回避的コーピングは不安や抑うつの高さを予測しないが、状況的回避的コーピングはそれらを予測することを示している。また、Carver et al.（1989）は、14のコーピング・ストラテジーのうちの半数以上で、特性的コーピングと不安との間に弱い相関を見出しているが、Carver & Scheier（1994）は、ある時点の状況的コーピングに比して、特性的コーピングは情動の予測因子としては有効性がないことを示している。また、Stanton et al.（2000）は感情処理、感情表出の2つのコーピング・ストラテジーにおいて、特性的コーピング、状況的コーピングのいずれも、適応に関する測度と相関をもつことを示している。このように、検討対象のコーピング・ストラテジーや、関連性の程度の違いこそあるが、コーピングの2側面のどちらも、適応状態をある程度予測することが示されている。しかし、その結果は必ずしも一貫していない。

このように、敵意研究においては、敵意と健康状態をつなぐ媒介過程の解明が課題であり、一方、ストレス・コーピング研究においては、特性的コーピングと状況的コーピングの適応に対する予測力の違いの解明が課題となっている。そこで本研究ではこれらをふま

え、高敵意者は特定のストレスフルな状況でどのようなコーピングし、それによってどのような健康状態に至っているかを明らかにする。そして、特性的コーピングの媒介機能を検討した先行研究（佐々木・山崎, 2002c）との比較から、両者の媒介機能の違いを検討することとした。また、これらの検討に先立ち、GCQ（佐々木・山崎, 2002b）の状況的尺度の因子の妥当性ならびに内的整合性の検討を行うこととした。

方 法

調査対象者 調査対象者は4年制大学学部生510名で、これらのうち記入もれ等があった52名と、GCQ状況版で“現在嫌な出来事、困っている出来事は何もない”と回答し、GCQの回答が得られなかった4名は分析の対象から除外した。以上により、有効回答は男生173名（平均年齢19.37歳, SD=1.17）、女性281名（平均年齢19.21歳, SD=1.05）であった。

調査材料

敵意 敵意の測定には、短気、敵意、言語的攻撃、身体的攻撃の4下位尺度からなる日本版BAQ（安藤也, 1999）を用い、このうちの敵意尺度6項目を得点化して用いた。回答は“まったくあてはまらない”“あまりあてはまらない”“どちらともいえない”“だいたいはあてはまる”“非常によくあてはまる”の5件法（1点～5点）であった。

状況的コーピング 状況的コーピングの測定には、GCQ特性版（佐々木・山崎, 2002b）の教示と反応尺度の語尾を変更したものを用いた。この質問紙では、調査時点で調査対象者が直面している最もストレスフルな出来事を自由記述し、その出来事について、項目に挙げられているコーピングをどの程度行っているか、“まったく行っていない”“あまり行っていない”“ときどき行っている”“よく行っている”“いつも行っている”の5件法（1点～5点）で回答するよう求めた。

健康状態 健康状態の測定には、日本版精神健康調査票（GHQ: 中川・大坊, 1985）の28項目短縮版を用いた。この質問紙は身体的症状、不安・不眠、社会的活動障害、うつ状態の4下位尺度で構成され、4件法

（0点～3点）で回答を求めるものである。

手続き 調査は大学の講義時間内に記名式で集団実施された。質問紙の実施順序は、外的影響の受けやすさを考慮し、状況的側面を測定するGCQとGHQは1番目と2番目のいずれかに、攻撃性的特性的側面を測定するBAQは最後に位置づけ、GCQ→GHQ→BAQ、GHQ→GCQ→BAQの2パターンについて、調査実施集団間でカウンターバランスした。

分析 分析には統計パッケージSAS（Ver. 6.12, SAS Institute 社）ならびにAMOS（Ver. 3.62, Small Water 社）を用いた。

結 果

GCQ状況版の因子の妥当性

GCQ状況版の因子の妥当性を検討するに先立ち、項目ごとに得点分布を吟味した。各項目について、“まったく行わない”“あまり行わない”の回答頻度の合計、“よく行う”“いつも行う”の回答頻度の合計のいずれかが、男女ともに全体の65%（男性113名、女性183名）以上を占めているものを、反応偏向項目の基準としたが、これを満たす項目はなかったため、全32項目を以後の分析の対象とした。

つぎに454名の回答について、主因子法（プロマックス回転）による因子構造の検討を行った。その結果、第4因子までが1以上の固有値を有し、第5因子以降の固有値の減少の程度が大きかったため、4因子を抽出した。回転前の固有値は第1因子から順に、男性で7.73、5.93、3.35、2.31、女性で7.71、6.24、3.44、2.06で、第4因子までの累積寄与率は、男性で60.2%、女性で60.5%であった。回転後の因子パターンは第1因子からそれぞれ、男性で認知的再解釈、感情表出、問題解決、情緒的サポート希求に、女性で感情表出、認知的再解釈、情緒的サポート希求、問題解決に解釈されるものとなり、想定していた因子と異なる因子に最も高く負荷した項目はなかった。

つぎに、GCQ状況版の因子の妥当性についてさらに検討するため、GCQ状況版の因子構造及びモデル適合度を確証の因子分析により検討した。各因子は互いに独立したものとする直交モデルと、すべての因子

Table 1

General Coping Questionnaire 状況版の各項目文ならびに各因子からの影響指数（斜交モデルにおける標準化推定値）

	項目番号	項目文	影響指数		
			全体	男性	女性
感情表出	2	不快を感じていることを態度であらわす	.728	.773	.695
	5*	思っていることを顔に出さないようにする	.536	.442	.610
	9	やりきれなさを態度に出す	.768	.790	.749
	14	嫌だと感じていることを表情に出す	.879	.883	.876
	20	嫌なのだという態度をとる	.801	.781	.814
	23	自分の気持ちを表情にあらわす	.858	.838	.871
	28	思っていることを態度に出す	.867	.860	.875
情緒的 サポート希求	31	困っているという顔をする	.773	.758	.783
	3	だれかになぐさめてもらう	.813	.773	.810
	8	友人に自分の立場を分かてもらう	.688	.617	.723
	12	身近な人に励ましてもらう	.897	.860	.909
	15	だれかにあたたかい言葉をかけてもらおうとする	.776	.724	.782
	18	自分の気持ちを親しい人に受け止めてもらう	.893	.894	.882
	21	だれかと一緒にいて安心感を得ようとする	.602	.632	.542
認知的 再解釈	25*	人を頼らないようにする	.459	.376	.504
	30	親しい人に気持ちの支えになってもらう	.889	.908	.856
	4	問題の中で明るい要素を探そうとする	.688	.709	.666
	7	起こった出来事を肯定的に捉えようとする	.723	.695	.752
	10	嫌な経験の中でも望ましい点に目を向ける	.793	.838	.751
	13	事態について肯定的に受け止める	.716	.680	.746
	17	経験していることの中で良い点を見ようとする	.788	.798	.776
問題解決	24	問題について良い方向へ解釈しようとする	.812	.828	.800
	27	状況の明るい面を見ようとする	.886	.888	.885
	32	悪い事態の中でも希望がもてそうなところに着目する	.800	.834	.772
	1	困難を乗り越えるために努力する	.720	.749	.700
	6	事態が悪化しないように積極的ににはたらきかける	.701	.747	.669
	11	状況が変わるように手をつくす	.802	.834	.780
	16*	直面している状況に対してはたらきかけないようにする	.344	.192	.450
	19	問題解決に専念する	.813	.834	.795
	22	悪い状況を打開しようといういろいろ試してみる	.836	.835	.838
	26	起こった出来事が解決に向かうように懸命に取り組む	.897	.911	.891
	29	困難な状況を変えるために最善の方法をとうとうとする	.815	.778	.842

* 逆転項目（逆転処理済み）

間に相関を仮定する斜交モデルの2つのモデルを比較した。その結果、AIC (Akaike information criterion) において、斜交モデル（全体1290.711、男性964.152、女性1080.895）は直交モデル（全体1453.805、男性1016.157、女性1185.191）よりも適合度が高いことが示唆された。さらに、斜交モデルにおける GFI (goodness of fit index), AGFI (adjusted goodness of fit index), RMSEA (root mean square error of approximation) はそれぞれ全体で .863、.842、.058、男性で .787、.755、.068、女性で .828、.802、.061 となり、男性において相対的に適合度の低さが見られるが、全体としてモデルの適合ないしは乖離度の小ささ

が示された。Table 1 には、GCQ 状況版の項目文と斜交モデルにおける各潜在変数（因子）から観測変数（項目）への影響指数が示されている。それぞれの因子からの影響指数はすべて有意で、全体において32項目中30項目で .50 以上であった。以上の結果のパターンは GCQ 特性版で報告されているものと同様で、その因子的妥当性が確認された。ただし、斜交モデルにおける因子間相関のうち、感情表出と問題解決の間の相関は、全体、男女いずれにおいても有意でなかった（それぞれ $r = -.044, -.068, -.026, p > .05$ ）。

各尺度における平均得点、内的整合性ならびに性差下位尺度ごとに全体及び男女別の平均得点、標準偏

Table 2 尺度ごとの平均得点、標準偏差、Cronbach α 係数、ならびに性差

	全体		男性		女性		t (452)
	Mean (SD)	α	Mean (SD)	α	Mean (SD)	α	
敵意	18.12(3.85)	.72	17.93(3.99)	.70	18.23(3.76)	.74	.82
感情表出	20.50(7.01)	.92	20.15(7.36)	.92	20.72(6.78)	.93	.84
情緒的サポート希求	23.42(7.59)	.91	20.61(7.49)	.90	25.16(7.13)	.91	6.47**
認知的再解釈	23.70(7.44)	.92	23.29(8.20)	.93	23.96(6.94)	.92	.93
問題解決	24.78(6.95)	.91	24.97(7.18)	.90	24.67(6.81)	.91	.45
身体的症状	8.78(4.21)	.79	7.88(4.23)	.78	9.34(4.11)	.79	3.63**
不安・不眠	8.09(4.19)	.81	7.25(4.02)	.79	8.60(4.22)	.81	3.39**
社会的活動障害	7.36(2.77)	.70	7.19(2.89)	.72	7.46(2.70)	.69	1.00
うつ状態	3.80(4.42)	.91	3.42(4.45)	.91	4.04(4.40)	.91	1.45

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

差、Cronbach α 係数を算出し、さらに平均得点の男女差の検定を行った。その結果が Table 2 に示されている。平均得点は情緒的サポート希求、身体的症状、不安・不眠において女性が男性よりも有意に高い値を示した。また、各尺度ともに研究利用に耐えうる内的整合性の高さを示唆した。

GCQ 状況版の得点分布の正規性

尺度得点分布の正規性を検討するため、下位尺度ごとに得点分布の歪度と尖度を算出したところ、すべて -1.0 から +1.0 までの値となり、GCQ 状況版の得点分布は、ほぼ正規分布をなしていることが示唆された。

変数間の相関

つぎに、変数間の相関関係について検討した。Table 3 に男女ごとの尺度得点間ピアソン相関係数が示されている。まず敵意と健康状態の間の相関は、すべての組み合わせにおいて有意な正の相関が示された。つぎに、敵意と状況的コーピングについては、男女ともに敵意と感情表出の間に有意な正の相関が見られ、

女性においてはさらに認知的再解釈と問題解決で有意な負の相関が見られた。最後に状況的コーピングと健康状態の間の相関については、男女ともに感情表出ならびに情緒的サポート希求と不安・不眠の間に有意な正の相関が、認知的再解釈と社会的活動障害の間に有意な負の相関が見られ、さらに女性においては情緒的サポート希求と社会的活動障害の間に有意な正の相関が見られた。

敵意、状況的コーピング、健康状態の三者の因果関係
高敵意者がどのような状況的コーピングの特徴を持ち、それによってどのような健康状態に至っているのかという因果関係を明らかにするため、Figure 1 に示されている仮説モデルを設定した。本研究で明らかにすべき因果モデルは、敵意ならびに状況的コーピングから健康状態への直接的なパスに加え、敵意から状況的コーピングへのパスを含めることで、敵意が状況的コーピングを介して健康状態を予測する過程を検討するものとなっている。そして、コーピング 4 因子の誤差変数間に共変関係を仮定したが、これらすべてを

Table 3 尺度得点間のピアソン相関係数

	敵意	感情表出	情緒的サポート希求	認知的再解釈	問題解決	身体的症状	不安・不眠	社会的活動障害	うつ状態
敵意		.157**	.007	-.248**	-.159**	.241**	.383**	.335**	.390**
感情表出	.217**		.256**	-.204**	-.058	.103	.237**	.177**	.115
情緒的サポート希求	.047	.226**		.175**	.092	.038	.134*	.003	.052
認知的再解釈	-.058	-.223**	.129		.491**	-.038	-.075	-.154**	-.100
問題解決	-.143	-.087	.064	.444**		.083	.059	-.043	.014
身体的症状	.216**	.116	.112	-.117	-.080		.511**	.372**	.311**
不安・不眠	.434**	.190*	.162*	-.032	-.089	.509**		.552**	.573**
社会的活動障害	.351**	.105	.015	-.193*	-.228**	.413**	.564**		.429**
うつ状態	.483**	.120	.052	-.114	-.226**	.280**	.583**	.525**	

左下半分が男性の数値、右上半分が女性の数値を示す

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

Figure 1 仮説モデル

モデル図内の楕円は潜在変数を、長方形は観測変数を、小円は誤差変数を、それぞれ意味する。健康状態には、身体的症状、不安・不眠、社会的活動障害、うつ状態、のそれぞれがあたる。潜在変数間の共変関係のパス、観測変数名、誤差変数名は省略されている。パス上の数値はモデルの識別のために与えた制約である。観測変数の誤差分散は、豊田・前田・柳井(1992)にならい、尺度の信頼性係数と標準偏差から算出した固定母数としている。

Table 4 変数間の因果係数及び総合効果

パス番号	身体的症状		不安・不眠		社会的活動障害		うつ状態	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
<敵意→健康状態>								
1	.28 *	.33 **	.57 **	.49 **	.48 **	.44 **	.60 **	.49 **
<敵意→コーピング>								
感情表出 2	.28 **	.19 **	.28 **	.19 **	.28 **	.19 **	.28 **	.19 **
情緒的サポート希求 3	.06	.01	.06	.01	.06	.01	.06	.01
認知的再解釈 4	-.08	-.30 **	-.08	-.30 **	-.08	-.30 **	-.08	-.30 **
問題解決 5	-.19 **	-.20 **	-.19 **	-.20 **	-.19 **	-.20 **	-.19 **	-.20 **
<コーピング→健康状態>								
感情表出 6	-.01	.06	.03	.16 *	-.06	.14	-.07	.02
情緒的サポート希求 7	.14	.01	.15	.09	.04	-.03	.05	.04
認知的再解釈 8	-.15	-.03	-.01	-.01	-.16	-.07	-.04	-.03
問題解決 9	.02	.18 *	-.00	.17 *	-.13	.08	-.13	.13
<総合効果>								
	.29	.31	.59	.49	.52	.47	.61	.48

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

自由母数に解放するとモデル内の自由度が0となるため、先の確証的因子分析で有意性が確認されなかった、感情表出と問題解決の共変関係に共分散0とする制約を与え、健康状態ごとに分析を実行した。その結

果算出された仮説モデルの適合度指標は、GFI, AGFI, RMSEA それぞれで、男性は.999、.987、.000、女性は1.000、.996、.000（それぞれ4つの分析で値は共通）となり、本モデルは採択するに十分な基準を満た

することが示された。

つぎに、各変数間の因果関係の検討を行った。各変数間の因果係数及び、敵意から健康状態への直接効果に敵意からコーピングを介した間接効果を合計した総合効果が Table 4 に示されている。敵意から健康状態への直接効果はすべて有意で、特に不安・不眠、うつ状態において大きな値を示した。敵意からコーピングへの直接効果は、男女ともに感情表出と問題解決において、女性ではさらに認知的再解釈において有意で、感情表出では正の因果関係が、認知的再解釈及び問題解決では負の因果関係が示された。以上の結果は、特性的コーピングについての知見（佐々木・山崎, 2002c）とほぼ同様であった。コーピングから健康状態への有意な因果関係は、男性においては皆無で、女性においては感情表出から不安・不眠、問題解決から身体的症状、不安・不眠に有意な正の因果関係が示された。コーピングを介した総合効果は、敵意からの直接効果とほぼ同じで、その差は.05以下であった。

考 察

GCQ の信頼性・妥当性について

本研究の結果より、GCQ 状況版は特性版と同一の因子構造で、下位尺度の内的整合性も充分なものであることが明らかとなり、GCQ を用いて特性的コーピングと状況的コーピングの機能について比較対照することが可能になったと考えられる。ただし、GCQ 特性版については、仲間評定法による妥当性の検討が行われているが（佐々木・山崎, 2002b）、本研究においては妥当性の検討がなされていない。本研究で仲間評定による妥当性の検討が不可能であったのは、ある時点における状況的コーピングを第三者が特定するには、対象者が直面している最もストレスフルな状況についても同時に知ることが求められ、それは必ずしも可能なことではなかったためである。また、現在のところ、我が国において、併存的妥当性の対照尺度として適切な状況的コーピング尺度は見あたらないため、併存的妥当性の検討も状況コーピング尺度の妥当性の検討方法としては採用できない。このように、

状況的コーピング尺度の妥当性を検討する外的基準を明確に設定することは容易でない。この問題を克服できなかった点で本研究は先行研究と同様であり、今後のコーピング研究においては、日常生活におけるコーピングを反映し、かつ、状況的コーピングの妥当性を検証し得る方法論を追究することが求められている。

また、既存の状況的コーピング尺度には、“過去～日（～週間、～ヶ月、～年）以内の最もストレスフルな状況”を問題にするものが数多くある。しかし、その時間間隔が設定された根拠を明らかにしているものはほとんどない。また、どのような時間間隔であれ、過去のストレスフルな出来事が、一定の時間枠の中で、いつ始まり、いつ終わったものなのか、あるいは進行中なのかは不明確であり、一律に“状況的コーピング”として扱うことには疑問が残る。さらに、コーピングが人と環境との相互作用の中で時間的に変動する過程（Lazarus & Folkman, 1984）ならば、“現在”のコーピングを、時間軸に沿って追跡すべきである。また、過去にストレスフルだった出来事と、それに対するコーピングを回想して回答することは、回答の妥当性に影響を与える（De Ridder, 1997）だろう。本研究では進行中のコーピングを測定したが、この測定方法も、“最もストレスフルな”出来事ひとつのみを挙げて回答するという点では従来の測定方法と同じであり、同時に経験しているであろうそのほかの出来事が無視されるという問題を残している。

さらに、本研究においては、特定された出来事が一連のプロセスのどの位置にあるのかは確認されていない。また、調査時点での“最もストレスフルな”出来事を特定してはいるが、そのストレス度については考慮されていない。Carver & Sheier (1994) のように、ストレスを“学力試験”と定めれば、その始まりから終わりまでを時間軸に沿って調べることが可能であるが、“学力試験”が調査対象者にとって最もストレスフルなものであるという保証はない。一方、調査対象者がストレスを記述する場合には、調査対象者にとって最もストレスフルなものを特定できるが、調査時点が全体の時間軸の中のどの段階にあるかを研究者が特定するには、ストレスがいつ生じたかについても回答を求める必要がある。また、ストレスの始

まりを特定できたとしても、終わりを特定することは難しいだろう。また、本研究ではストレスを自由記述で特定し、その強度等を測定しなかったため、これを量的な分析に組み込むことはできなかったが、状況的コーピングの最も適切な測定方法が明らかでない現状では、ストレス強度をはじめ、ストレスの性質にかかわる変数として可能性のあるものを測定し、分析する必要があったと考えられる。本研究はこの点について課題を残している。

このように、状況的コーピングを測定する際には、従来の方法のように時間枠を定めるのか否か、過去と現在のどちらを問題にするのか、最もストレスフルな出来事を特定するのか否かなど、吟味すべき点が多数ある。これらのうち、何を重要視するかは研究目的によるだろうが、状況的コーピングとして測定可能なあらゆるパターンを検討し、適応との関係の結論を出すことが必要であろう。

敵意、状況的コーピング、健康状態の三者の因果関係について

まず、本研究で検討された因果モデル (Figure 1) はデータへの適合度が非常に高く、このモデルの妥当性が示され、個別の因果係数を検討することの意味が示唆されたと考えられる。また、佐々木・山崎 (2002c) の知見と同様に、敵意から不健康状態への強い因果関係が見出され、敵意が不健康状態を規定するという知見が再現された。そして、敵意から状況的コーピングへの因果関係は、特性的コーピングを媒介変数とした先行研究 (佐々木・山崎、2002c) と同様で、敵意から感情表出へは正の、認知的再解釈ならびに問題解決へは負の因果関係を示した。つまり、敵意の高さは特性的コーピングにも状況的コーピングにも、同様の影響力のパターンをもつことを示唆している。

以上が先行研究 (佐々木・山崎、2002c) と類似した知見であったのに対して、ストレス・コーピングから健康状態への因果関係については異なる知見が得られた。男性においてはコーピングから健康状態への有意な因果関係は見出されず、女性においては部分的に健康状態を予測する状況的コーピングが存在したが、それらはすべて不健康状態と正の因果関係にあった。特に注目されることは、特性的コーピングについての

先行研究 (佐々木・山崎、2002c) では、女性において問題解決によるコーピングの適応性が示唆されているが、本研究においてはその不適応性が示唆されたということである。これらの結果のうち、健康状態を予測した状況的コーピングが少なかったことについては、本研究での測定方法による状況的コーピングは、特性的コーピングよりも、同時点での健康状態に対する予測力が低いということが考えられる。先述のとおり、最もストレスフルな出来事ひとつに焦点をあててコーピングを測定すると、同時に経験している可能性のある、ほかの複数の出来事についてのコーピングが無視されるため、このようなことが生じるのかもしれない。第2に、状況的コーピングが不健康状態と正の因果関係にあった点については、状況的コーピングはその時点でのストレス反応を高めるということが考えられる。Bolger (1990) は、状況的問題焦点型対処と不安との間に正の因果関係を見出し、問題にはたらかけることが問題の認識と不安を高める可能性を指摘している。本研究でも問題解決と感情表出において同様の知見が得られ、これらは一時的にストレス反応を高めるということが考えられる。この点について明らかにするためには、ある時点での状況的コーピングから将来の健康状態への因果関係についても検討することが必要である。

以上のように、敵意から特性的コーピングならびに状況的コーピングへの因果関係はほぼ同一のパターンをもつ一方で、特性的コーピングと状況的コーピングの健康状態に対する予測パターンは異なっていることが示唆された。この点については、特性的コーピングが状況的コーピングをどの程度予測しうるかということも含めて、包括的に検討した研究はほとんどなく、今後の大きな研究課題である。また、特に予防的な観点からは、ストレス・コーピングと将来の健康状態との因果関係について縦断的に検討することが重要であろう。今後の研究では、先述のいくつかの課題を含め、さらに特性的コーピングと状況的コーピングの健康状態に対する予測力について詳細に検討し、どのようなコーピングを促進・抑制することが、不健康状態を予防する上で重要であるのかという、介入への示唆を得ることが求められる。

引用文献

- 安藤明人・曾我祥子・山崎勝之・島井哲志・嶋田洋徳・宇津木成介・大芦 治・坂井明子 1999 日本版 Buss-Perry 攻撃性質問紙 (BAQ) の作成と妥当性、信頼性の検討 心理学研究, **70**, 384-392.
- Ayers, T. S., Sandler, I. N., West, S. G., & Roosa, M. W. 1996 A dispositional and situational assessment of children's coping: Testing alternative models of coping. *Journal of Personality*, **64**, 923-958.
- Barefoot, J. C., Dahlstrom, W. G., & Williams, R. B. 1983 Hostility, CHD incidence, and total mortality: A 25-year follow-up study of 225 physicians. *Psychosomatic Medicine*, **45**, 59-63.
- Bolger, N. 1990 Coping as a personality process: A prospective study. *Journal of Personality and Social Psychology*, **59**, 525-537.
- Buss, A. H., & Perry, M. 1992 The Aggression Questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology*, **63**, 452-459.
- Carver, C. S., & Scheier, M. F. 1994 Situational coping and coping dispositions in a stressful transaction. *Journal of Personality and Social Psychology*, **66**, 184-195.
- Carver, C. S., Scheier, M. F., & Weintraub, J. K. 1989 Assessing coping strategies: A theoretically based approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, **56**, 267-283.
- Catanzaro, S. J., Wasch, H. H., Kirsch, I., & Mearns, J. 2000 Coping-related expectancies and dispositions as prospective predictors of coping responses and symptoms. *Journal of Personality*, **68**, 757-788.
- De Ridder, D. 1997 What is wrong with coping assessment? A review of conceptual and methodological issues. *Psychology and Health*, **12**, 417-431.
- Friedman, H. S. 1992 Understanding hostility, coping, and health. In H. S. Friedman(Ed.), *Hostility, coping and health*. Washington, DC: American Psychological Association. Pp. 3-9.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. 1984 *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer.
- 中川泰彬・大坊郁夫 1985 日本版 GHQ 精神健康調査票手引 日本文化科学社
- 佐々木 恵・山崎勝之 2002a 日本版 Buss-Perry 攻撃性質問紙 (BAQ) の因子構造ならびに大学生における攻撃性と精神健康の因果関係の検討 学校保健研究, **43**, 474-481.
- 佐々木 恵・山崎勝之 2002b コーピング尺度 (GCQ) 特性版の作成および信頼性・妥当性の検討 日本公衆衛生雑誌, **49**, 399-408.
- 佐々木 恵・山崎勝之 2002c 敵意と健康状態の因果関係ならびにその媒介過程としてのストレス・コーピングの検討 健康心理学研究, **15**(2), 1-11.
- Smith, T. W., & Frohm, K. D. 1985 What's so unhealthy about hostility? Construct validity and psychosocial correlates of the Cook and Medley Ho Scale. *Health Psychology*, **4**, 503-520.
- Stanton, A. L., Kirk, S. B., Cameron, C. L., & Danoff-Burg, S. 2000 Coping through emotional approach: Scale construction and validation. *Journal of Personality and Social Psychology*, **78**, 1150-1169.
- 豊田秀樹・前田忠彦・柳井晴夫 1992 原因をさぐる統計学 - 共分散構造分析入門 - 講談社
- 山崎勝之 2002 攻撃性と健康 - 因果モデルと今後の展望 - 島井哲志・山崎勝之 (編) 攻撃性の行動科学 (健康編) ナカニシヤ出版 Pp. 245-262.

謝 辞

本研究にあたり、中京大学久野能弘先生、神戸学院大学清水寛之先生をはじめ、多くの方々、学生の皆様に御協力頂きました。深く御礼申し上げます。

また、貴重な御助言を賜りました審査者の先生方に心より感謝申し上げます。

(2002.6.12 受稿, 2003.5.12 受理)