

ストレス耐性は動画による感情喚起に影響するか

漆師 光俊*・長野 祐一郎**

本研究の目的は、ハーディネスおよびソーシャルサポートが、感情喚起過程に与える影響を検討することであった。大学生 65 名を参加者とし、オンラインで動画を視聴する実験を実施した。実験は安静状態と 2 回の動画視聴（各 60 秒）で構成され、視聴前と視聴中の感情状態を POMS2 で測定した。刺激は、ネガティブ感情を喚起する動画刺激（NA 条件）とポジティブ感情を喚起する動画刺激（PA 条件）が用いられ、全ての参加者が両条件に参加した。その結果、両条件において、それぞれ対応する感情が喚起された。さらに参加者は、ハーディネスとソーシャルサポートの得点に基づき高群と低群に分けられ、安静から各条件の動画視聴における各感情の変化量が算出された。その結果、ハーディネスと主観感情の間に特筆すべき関係性は認められなかった。ハーディネスがストレス反応や感情反応に影響を及ぼすのは、本研究のような受動的な課題ではなく、暗算のような能動的な課題のみである可能性が高く、ハーディネスの高さは、ストレス反応に対しての緩衝効果はあるが、感情体験の差に繋がるわけではないと推測された。ソーシャルサポートの高さは、その低さと比較して相対的に感情を強く喚起させる可能性が示唆された。その感情喚起は、ネガティブとポジティブどちらか一方に対してというよりは、双方に対して生じるものであり、参加者の感情体験が全体として豊富となることが推測された。

Key words : ストレス, 感情, ハーディネス, ソーシャルサポート

序と目的

[はじめに]

現代社会が科学技術による発展を急速に遂げる一方で、「ストレス社会」と言われて久しい。近年ではその影響もあり、「働き方改革」や「ワークライフバランス」などの言葉も殊更に取り上げられ、SNS などでもありとあらゆる情報が入手しやすい社会になったといえる。加えて、新型コロナウイルス（COVID-19）の世界的流行により日常生活にも大きな変化を強いられたことで、我々は今まで以上にストレスに対して敏感になり

つつある。技術の発展はもちろん歓迎すべきことではあるが、それによる弊害が存在することもまた事実である。特筆すべきは、情報が溢れる現代においてストレスを引き起こす原因となるストレスラーの多種多様さであり、飽和状態に陥れば感情をコントロールすることも困難になると考えられる。また、堀越・堀越（2008）によると、現代社会には数々のストレスラーが想定されるが、同じストレスラーに対しても、個々人が示すストレス反応には大きな差がみられる。これより、心身のストレス反応について検討することも重要だが、個々人が示す特性に焦点をあて、それらがス

*大学院人間学研究科

**人間学部心理学科

トレッサーとストレス反応にどのように相互関与しているのか、予防・緩衝要因として有効であるのかを検討することも意義があると考えられる。

[ストレス反応と特性]

ストレス反応を強めうる個人の特性としては、Friedman & Rosenman(1974) が提唱した心臓血管系疾患の危険因子とされるタイプ A パーソナリティに代表されるほか、近年ではタイプ D パーソナリティのような特性も健康状態に関連することが知られている (Denollet, Vaes, & Brutsaert, 2000). 他にも、Big Five理論に基づく性格特性と、健康に関わる諸要因の関連が盛んに検討されており (嘉瀬・上野・大石, 2017), 性格傾向からどのような自覚症状が生じやすいかを予測できるとする知見も得られている (古城・吉本・金城・川上・小渡・武田, 2012).

一方で、ストレス対処を促進する特性としては、ハーディネスとソーシャルサポートがあげられる。Kobasa(1979)によって提唱されたハーディネスは、高ストレス下においても健康を保っている人々が持つ性格特性と定義され「コミットメント (commitment)」、「コントロール (control)」、「チャレンジ (challenge)」の3要素から構成されている。コミットメントは人生の様々な状況に対して自分を十分に関与させる傾向、コントロールは個人が出来事の推移に対してある一定の範囲内で影響を及ぼすことができるという信念を持ち行動する傾向、チャレンジは安全性よりもむしろ変化が人生の標準であり成長の機会ととらえる傾向とされる (多田・稲森・濱野, 2001). こうした個人の特性が過度のストレス反応を緩衝する要因として注目される一方、我々は常に個人のみで全ての問題解決をしていることは稀だと思われる。そこには多かれ少なかれ自分以外の他者との相互作用が想定でき、個人の特性の構成にも人間関係などの外的要因が影響を及ぼすことが考えられる。

ソーシャルサポートは家族や友人、隣人などある個人を取り巻く様々な人々からの有形・無形の援助を指す。ソーシャルサポートは問題解決のための具体的な資源提供などの道具的サポートや、問題に直面している人の行動や考えの肯定などの

情緒的なサポートなどの多様な分類が試みられてきた (細田・田嶋, 2009). さらにソーシャルサポートが高い人ほど健康状態を良好に保てることに加え、高ストレス下においてのみ有効であるとする知見も得られている (嶋, 1992). また、佐藤 (2007) では、ソーシャルサポートを内部環境因子とし、サポートが増えるとストレスへの対処方略、有能感、自己充足的達成動機といったストレス適応性が増加する一方で、得られないとそれらが低下することが示唆されている。荒記・川上 (1993) では職場ストレスの修飾要因の一つにソーシャルサポートがあげられている他、ソーシャルサポートを介在変数としてパーソナリティとメンタルヘルスの関連も検討されている (石原・荒木・土屋, 2012).

そして肯定的・否定的感情特性が対人相互作用および援助行動にも影響を与えることが明らかになっており (水子・寺寄・金光, 2002), 否定的感情などの特定の感情経験が過剰であることは感情の制御不全に結びつくとされている (坂上, 1999). また、自分の感情をコントロールできなくなるのではないかという恐れが強いと、ネガティブ感情を過剰に評価することでストレス反応を増強させる可能性も示唆されている (金築・金築・及川, 2010). 以上のことから、個人の特性と精神的健康や感情状態は密接な関係を持つことが推測される。

[ストレスと心理的適応]

日常生活における感情体験を想定すると、ポジティブ感情を感じやすくネガティブ感情を感じにくい個人が最も適応的であると考えられるかもしれない。しかし、両者にはそれぞれ役割が存在し、ストレッサーだけでなく日常生活の様々な問題への対処に大きく関与している。ネガティブ感情は注意焦点の範囲を狭小化させ目下の問題への集中的な対処を可能にし、ポジティブ感情は認知や情報処理の能力の領域を含めて多様な恩恵をもたらす (山崎, 2006; 守谷・入野, 2011; Fredrickson & Branigan, 2005). また、ポジティブ感情が認知機能だけでなくナチュラルキラー細胞の活性化など免疫機能に影響することや (伊丹・

省・手島, 1994), ポジティブ感情がネガティブ感情によってもたらされた生理的反応を素早く回復させる効果 (undoing effect) が報告されている (Fredrickson & Levenson, 1998). さらに, ポジティブ感情の経験が思考-行動レパートリーの拡張をもたらし, 個人資源が形成され, その結果 well-being を高めるという螺旋構造として説明される, 拡張-形成理論 (broaden-and-build theory) も提唱されている (Fredrickson, 1998; 2001). また, ポジティブ感情を喚起しやすい人, ネガティブ感情を喚起しやすい人に加えて, 両感情をバランスよく喚起する人の存在が仮定され, その人の適応力は大きいことが想像される (山崎, 2006). 前述のように, 両感情がそれぞれ特有の機能をもつことを想定すると, 状況に応じてこれらの感情を柔軟に使い分けることが適応的であり (山崎, 2006), その程度には個人差がある. そのため, ネガティブ・ポジティブ感情を喚起する刺激を用い, ストレスへの心理的適応を評価する手法が有効である考える.

[目的]

本研究では, ハーディネスおよびソーシャルサポートという特性が, 感情喚起場面における主観感情に与える影響を検討することを目的とする. その際, 刺激に対してバランスよく感情が喚起されることを心理的な適応と仮定し検討を行う.

方法

実験参加者

関東圏在住の大学生を実験参加者とした. 実験参加者は 65 名 (男性 34 名, 女性 31 名) で, 平均年齢は 20.45 歳 ($SD=1.20$) であった.

実施期間

2020 年 9 月~同年 10 月下旬にかけて行った.

機材

実験マニュアルと動画を再生することのできる PC やタブレット端末などを使用した.

実験刺激

ネガティブ感情を喚起する刺激 (以下 :NA 条件) として, 交通安全啓発動画 (<https://www.youtube.com/watch?v=22Bk2HftS3k>) を, ポジティブ感情を喚起する刺激 (以下 :PA 条件) として, 笑顔の人物と笑い声が次々に連鎖していく Laughter Chain 動画 (<https://www.youtube.com/watch?v=p32OC97aNqc>) をそれぞれ 60 秒間に編集して用いた. また, 刺激に関してはすべての参加者が両方の条件に参加した.

心理指標

ハーディネス尺度 (多田・濱野, 2003), ソーシャルサポート尺度 (細田・田嶋, 2009), 日本語版 POMS2 (Profile of Mood States 2nd Edition) 短縮版 (横山・渡邊, 2015) を使用した.

ハーディネス尺度はコミットメント (commitment), コントロール (control), チャレンジ (challenge) の 3 因子構造で各 5 項目ずつ計 15 項目から構成され, それぞれを「あてはまらない~あてはまる」の 5 件法で評定を求めた.

ソーシャルサポートの機能面を測定するために細田・田嶋 (2009) の共行動的サポート (5 項目), 道具的サポート (6 項目), 情緒的サポート (4 項目) の全 15 項目で構成されたソーシャルサポート尺度の内, 小牧・田中 (1996) や萩原・磯貝 (2014) らの研究を参考に, 共行動的サポートを除く 10 項目を選定して用いた. 道具的サポートが 6 項目, 情緒的サポートが 4 項目の 2 因子計 10 項目で構成されており, 「全くない~よくある」の 5 件法で評定を求めた. なお, 細田・田嶋 (2009) と同様に合計得点が高いほどサポートを多く受けていることを示すものであった.

POMS2 短縮版は怒り-敵意 (Anger-Hostility:AH), 混乱-当惑 (Confusion-Bewilderment:CB), 抑うつ-落ち込み (Depression-Dejection:DD), 疲労-無気力 (Fatigue-Inertia:FI), 緊張-不安 (Tension-Anxiety:TA), 活気-活力 (Vigor-Activity:VA), 友好 (Friendliness:F) の 7 因子で構成されており, 35 項目の質問に対して「まったくなかった~非常に多くあった」の 5 件法で評定を求めた.

手続き

実験は Microsoft Forms を用いて全て web 上で実施された。参加者用に動画の視聴方法や質問紙への回答方法が記述された実験マニュアルを作成した。参加者にはマニュアルに沿って各自で実験を行うよう促した。なお、回答に際しては実験内容の説明と身体に悪影響のある手続きを含んでいないこと、自由意志で中断可能なことを説明し、インフォームドコンセントを得た。

ハーディネス尺度とソーシャルサポート尺度に回答を求めた後に、マニュアルを参照しながら動画視聴の環境設定を行った。動画視聴に際して 60 秒間の安静状態を測定後、2 本の動画を視聴してもらい質問紙にそれぞれ回答を求めた。また、動画の提示順序はカウンターバランスした。すべての動画の視聴および質問紙への回答終了後、内省報告を求めた。以上の実験スケジュールを図 1 に示した。

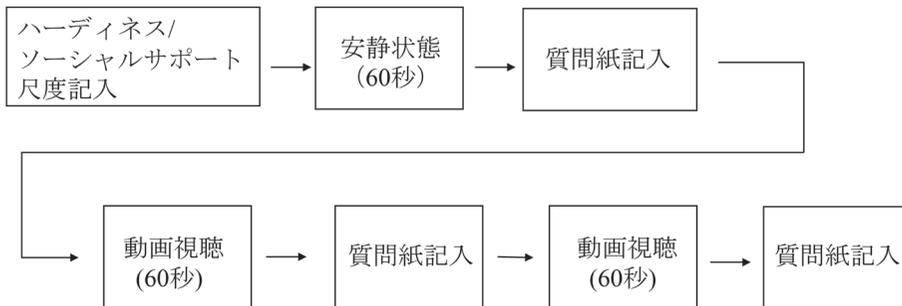


図 1 実験スケジュール

結果

初めに、POM2 の結果について AH(怒り-敵意), CB(混乱-当惑), DD(抑うつ-落ち込み), FI(疲労-無気力), TA(緊張-不安), VA(活気-活力), F(友好) の各得点の内、ネガティブな気分を表す AH, CB, DD, FI, TA 得点の合計値からポジティブな気分を表す VA(活気-活力) 得点を引いて TMD(Total Mood Disturbance: 統合的気分状態) 得点を算出した。上記の得点すべてを標準化するため T 得点に変換し、条件(安静・NA 条件・PA 条件)ごとに算出した。

加えて、ハーディネス尺度の平均値を求め、中央値を算出し、その値を基準として参加者を 2 群(高群:34 名, 低群:31 名)にふりわけた。さらに、両群における安静から各条件の変化を検討するため、各因子と TMD 得点の変化量を求め、平均値と標準偏差を算出した。

次に、すべての得点に関して、群、条件別にグラフに示した(図 2)。その際、全参加者の平均値を用い、標準偏差をエラーバーとして示した。

図 2 より、ネガティブな気分を表す AH(怒り

-敵意), CB(混乱-当惑), DD(抑うつ-落ち込み), FI(疲労-無気力), TA(緊張-不安) の 5 因子の変化量は両群ともに NA 条件でプラスに、PA 条件でマイナスになることがみてとれた。VA(活気-活力) の変化量は両群ともに NA 条件でマイナスに、PA 条件でプラスになることがみてとれた。F(友好) の変化量は高群でマイナスになり、PA 条件の低群でプラスになることがみてとれた。TMD 得点については両群ともに NA 条件でプラスに、PA 条件でマイナスになることがみてとれた。また、NA 条件では高群が低群より変化量が大きかったのに対して、PA 条件では高群よりも低群のほうが変化量は大きかったことがみてとれた。

加えて、群ごとにみると、ハーディネス高群は TA(緊張-不安) を除く 6 因子と TMD 得点において NA 条件における変化量が低群よりも大きかった。TA(緊張-不安) についてはわずかに低群のほうが変化量が大きいことがみてとれた。低群については、7 因子全てと TMD 得点において PA 条件における変化量が高群よりも大きいことがみてとれた。

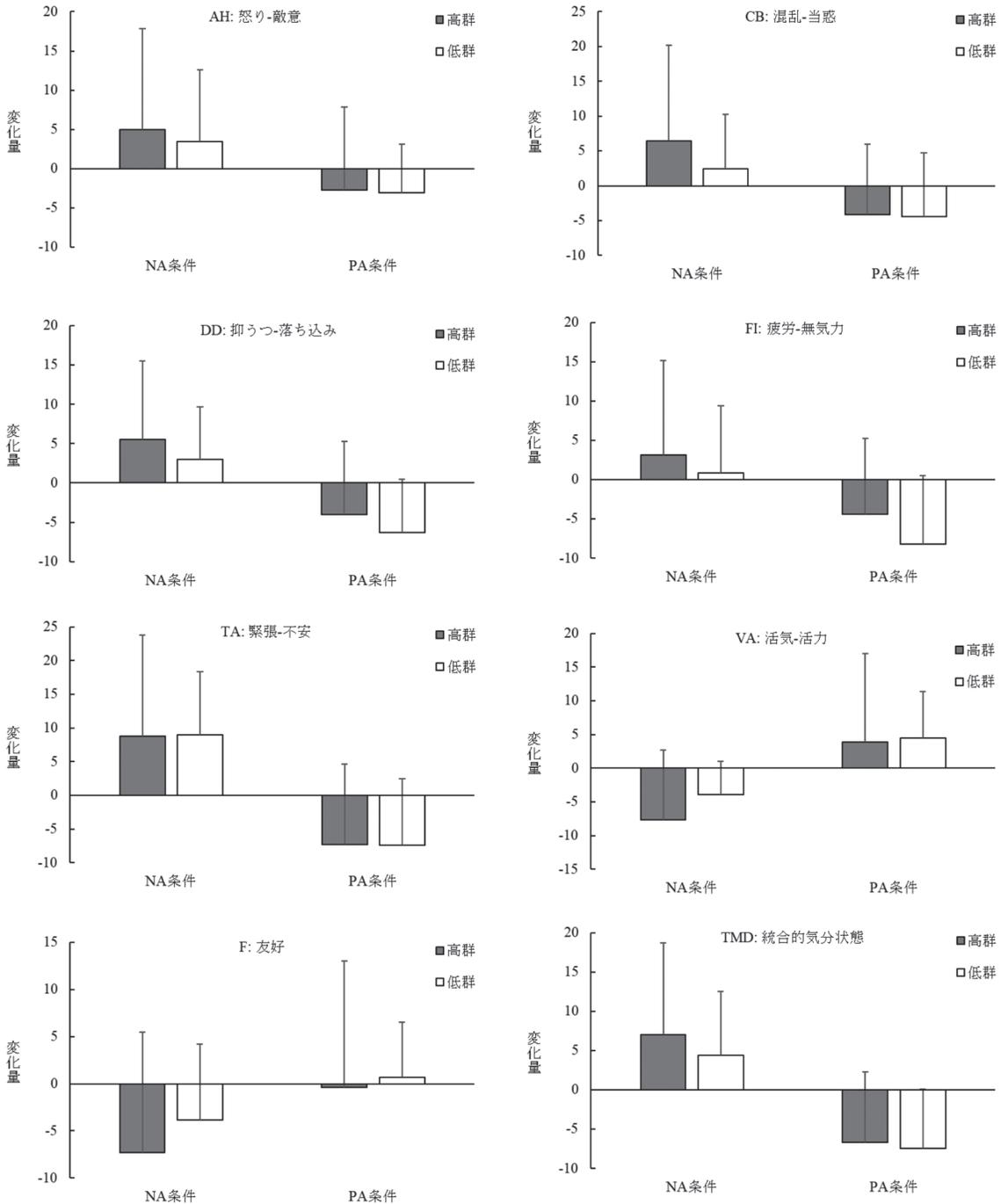


図2 ハーディネス高群・低群における感情変化

表1 ハーディネスの各因子およびTMD得点の分析結果

	群 (高・低)			条件 (NA・PA)			群×条件		
	F	p	η_p^2	F	p	η_p^2	F	p	η_p^2
AH: 怒り - 敵意	0.21	.65	.00	21.85**	.00	.26	0.15	.70	.00
CB: 混乱 - 当惑	0.92	.35	.01	39.59**	.00	.39	1.93	.17	.03
DD: 抑うつ - 落ち込み	2.29	.14	.04	44.23**	.00	.41	0.01	.93	.00
FI: 疲労 - 無気力	2.10	.15	.03	39.53**	.00	.39	0.35	.56	.01
TA: 緊張 - 不安	0.00	.99	.00	69.39**	.00	.52	0.00	.95	.00
VA: 活気 - 活力	1.35	.25	.02	42.82**	.00	.41	1.06	.31	.02
F: 友好	1.02	.32	.02	14.35**	.00	.19	0.65	.42	.01
TMD 得点	1.07	.31	.02	58.31**	.00	.48	0.30	.59	.01

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

さらに、標準偏差についてはTA(緊張-不安)におけるハーディネス高群のNA条件で14.94と最大になりVA(活気-活力)におけるハーディネス低群のNA条件で4.99と最小になった。また、両条件に共通してハーディネス低群に比べて高群においてばらつきが大きかった。

次に、各因子およびTMD得点を従属変数として、2(群:ハーディネス高群,低群)×2(条件:NA条件,PA条件)の混合計画による分散分析を行った(表1)。

分析結果より、すべての因子およびTMD得点に関し、群の効果は有意ではなく、条件についてはすべてにおいて有意な効果が認められ、群×条件の交互作用は有意ではなかった。

次に、ソーシャルサポート尺度の平均値を求め、中央値を算出し、その値を基準として参加者を2群(高群:33名,低群:32名)にふりわけた。ハーディネスの場合と同様に各因子とTMD得点の平均値と標準偏差を算出した。

加えて、すべての得点に関して、群、条件別にグラフに示した(図3)。その際、全参加者の平均値を用い、標準偏差をエラーバーとして示した。

図3より、ネガティブな気分を表すAH(怒り-敵意)、CB(混乱-当惑)、DD(抑うつ-落ち込み)、FI(疲労-無気力)、TA(緊張-不安)の5因子の変化量は両群ともにNA条件でプラスに、PA条件でマイナスになることがみてとれた。VA(活気-活力)はNA条件で両群ともにマイナスに、PA条件でプラスになった。F(友好)はNA条件で両群ともにマイナスに、PA条件でソーシャルサポート高群はプラスになり、低群はマイ

ナスになった。TMD得点については、NA条件でプラスに、PA条件でマイナスになることがみてとれた。また、両条件ともにソーシャルサポート高群のほうが低群よりも変化量大きいことがみてとれた。

群ごとにみると、ソーシャルサポート高群は7因子全てとTMD得点において両条件ともに変化量が低群より大きいことがみてとれた。

さらに、標準偏差についてはTA(緊張-不安)におけるソーシャルサポート低群のNA条件で13.09と最大になり、DD(抑うつ-落ち込み)におけるソーシャルサポート高群のNA条件で6.28と最小になった。AH(怒り-敵意)、CB(混乱-当惑)、DD(抑うつ-落ち込み)、FI(疲労-無気力)、TA(緊張-不安)の5因子は両条件ともにソーシャルサポート高群に比べて低群においてばらつきが大きかった。

次に、各因子およびTMD得点を従属変数として、2(群:ソーシャルサポート高群,低群)×2(条件:NA条件,PA条件)の混合計画による分散分析を行った(表2)。

分析結果より、7因子およびTMD得点に関して、群の効果は有意ではなく、条件の効果はすべて有意であった。さらに、群×条件の交互作用についてもすべて有意であった。そこで、下位分析を行ったところ、AH(怒り-敵意)では、条件の単純主効果は高群で有意($p < .01$)、低群で有意傾向であった($p < .10$)。CB(混乱-当惑)とFI(疲労-無気力)では、両群において条件の単純主効果が有意であった($p < .01$)。DD(抑うつ-落ち込み)とVA(活気-活力)ではNA条件におい

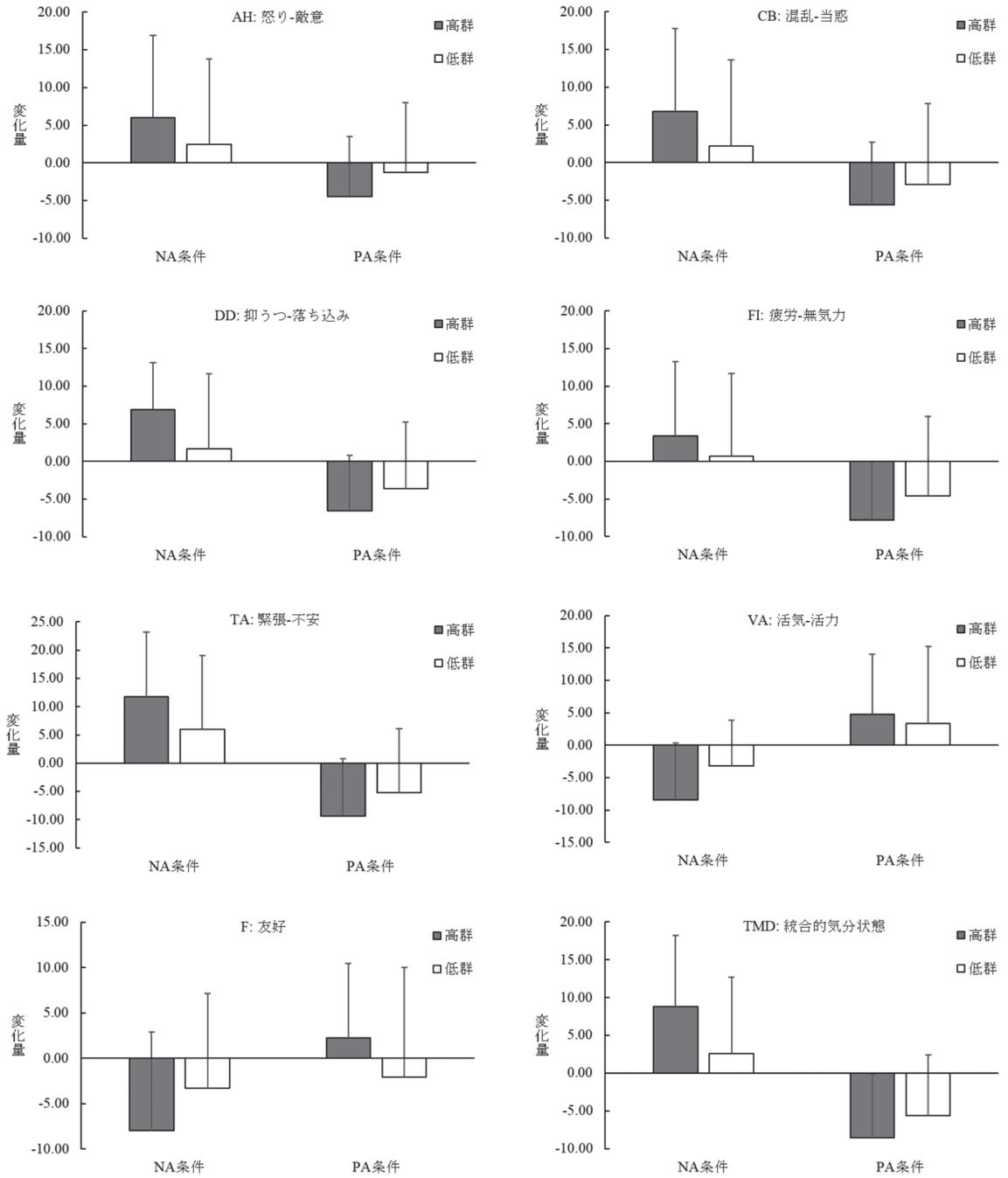


図3 ソーシャルサポート高群・低群における感情変化

表2 ソーシャルサポートの各因子およびTMD得点の分析結果

	群 (高・低)			条件 (NA・PA)			群×条件		
	F	p	η_p^2	F	p	η_p^2	F	p	η_p^2
AH: 怒り - 敵意	0.01	.93	.00	23.54**	.00	.27	5.39*	.02	.08
CB: 混乱 - 当惑	0.17	.68	.00	43.49**	.00	.41	7.67**	.00	.11
DD: 抑うつ - 落ち込み	0.49	.49	.01	50.30**	.00	.44	9.39**	.00	.13
FI: 疲労 - 無気力	0.02	.90	.00	42.02**	.00	.40	5.55*	.02	.08
TA: 緊張 - 不安	0.14	.71	.00	76.77**	.00	.55	7.29**	.00	.10
VA: 活気 - 活力	1.07	.30	.02	45.79**	.00	.42	5.08*	.03	.08
F: 友好	0.01	.94	.00	16.49**	.00	.21	10.32**	.00	.14
TMD 得点	1.02	.32	.02	65.64**	.00	.51	8.43**	.00	.12

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

表3 ハーディネスとソーシャルサポートの相関係数

	ソーシャルサポート	道具的サポート	情緒的サポート
ハーディネス	.41	.37	.43
チャレンジ	.19	.16	.22
コントロール	.32	.29	.32
コミットメント	.46	.44	.49

て群の単純主効果が有意であり ($p < .05$), 両群において条件の単純主効果が有意であった ($p < .01$). TA(緊張 - 不安) では群の単純主効果が有意傾向であり ($p < .10$), 両群において条件の単純主効果が有意であった ($p < .01$). F(友好) では, 群の単純主効果は両条件で有意傾向であり ($p < .10$), 高群においてのみ条件の単純主効果が有意であった ($p < .01$). TMD 得点では群の単純主効果が NA 条件のみにおいて有意であり, 両群において条件の単純主効果が有意であった ($p < .01$).

次に, ハーディネスとソーシャルサポートの間にどのような関係があるのかを検討するために, それぞれの因子を含めた相関係数を算出した (表3).

表3より, ハーディネスとソーシャルサポートの相関係数を算出した結果, 中程度の正の相関がみられた ($r = .41$). また, ハーディネスの各因子に関して, 全ソーシャルサポートとの相関はチャレンジ, コントロール, コミットメントの順に強くなることがみてとれた. 相関係数はチャレンジにおける道具的サポートで最小となり, コミットメントにおける情緒的サポートで最大となった. チャレンジおよびコントロールにおいては道具的・情緒的ともに弱い正の相関がみられ, コミットメントで中程度の正の相関がみられた.

また, チャレンジ, コントロール, コミットメントのすべてを含む, ハーディネスの因子に関して, ソーシャルサポートの因子である道具的サポートよりも情緒的サポートのほうが強い相関がみられた.

考察

[本研究の目的と感情喚起刺激の妥当性]

本研究の目的は, 刺激に対してバランスよく感情が喚起されることを心理的に適応していると仮定し, ハーディネスおよびソーシャルサポートという特性がどのように主観感情に影響を与えているのかを検討することであった.

初めに, 本研究の刺激である動画視聴による感情喚起について NA・PA 条件の安静状態からの変化量の結果より, ネガティブな気分を表す AH (怒り - 敵意), CB (混乱 - 当惑), DD (抑うつ - 落ち込み), FI (疲労 - 無気力), TA (緊張 - 不安) と, TDM (統合的気分状態) 得点が NA 条件ではプラスに, PA 条件ではマイナスになったことから, 映像視聴による感情喚起は実験者の意図通りに行われていたと考えられる.

[感情喚起とハーディネス]

次に、ハーディネスの結果より、主効果及び交互作用についても有意ではなかったことから、ハーディネスと主観感情に特筆すべき関係性は認められなかった。右馬埜・嶋田・坂野(1998)ではハーディネスが高いとストレス反応の表出が抑制されることが示され、コミットメントは無気力反応を低減し、コントロールはストレス反応全般を、チャレンジは心理的ストレスを低減することが明らかにされた。また、ハーディネスの高い参加者は単調計算ストレス課題における主観的ストレスを感じにくいというストレス軽減効果が認められた(林・丹野, 2010)。さらに、ハーディネスの生理反応の変化は受動的対処課題である寒冷昇圧には認められず、能動的対処課題である暗算にのみ認められた(多田・稲盛・濱野, 2001)。これらの先行研究を概観すると、ハーディネスの高低によってストレス反応が異なることから、それに伴う感情反応にも差がみられることが推測できる。しかし、本研究の結果では差はみられなかった。この理由として、先行研究の多くは計算課題などのパフォーマンスの評価が含まれるのに対し、本研究の課題は動画を視聴するというもので、参加者のパフォーマンスを問わない点が異なる。本研究の結果は、多田・稲盛・濱野(2001)の受動的対処課題の場合に類似していると言えよう。暗算のような課題はパフォーマンスが評価されるため、参加者は能動的に関わらざるを得ない。ハーディネスがストレス反応や感情反応に影響を及ぼすのは、本研究のような受動的な課題ではなく、暗算のような能動的課題のみである可能性が高いと考えられる。そして、「高ストレス下においても健康を保っている人々が持つ性格特性」と定義されるハーディネスが高いということはストレス反応に対しての緩衝効果はあるが、すべてのストレス事態に有効なわけではなく、必ずしも感情体験の差に繋がるわけではないと推測できる。

[感情喚起とソーシャルサポート]

次に、ソーシャルサポートの結果より、サポートの高さはその低さと比較して相対的に感情を強く喚起させる可能性が示唆された。その感情喚起

はネガティブとポジティブどちらか一方に対して効果を発揮するというよりは、双方に対して生じるものであり、それにより感情体験が相対的に豊富となることが推測できる。山崎(2006)によると、ポジティブ感情とネガティブ感情の両者は全くの非対称というよりも、その機能において互いに補足的な関係にあるという。これより、NA・PA両条件での変化量が大きいサポート高群のほうが刺激に適応し、感情機能の補足的関係を活かした反応が可能であると考えられる。

各因子に着目すると、サポート高群ではNA条件においての変化量は緊張や不安、神経の高まりや落ち着かないなどの特徴を示すTA(緊張-不安)が最大となったことからネガティブ刺激の入力に対して鋭敏に反応することが考えられる。また、PA条件でも最大値をとったことからポジティブ刺激に対しての鋭敏さも兼ね備えると推測できる。これは、高群は低群に比べて感情の切り替えが柔軟に可能であるという意味で上手く適応していると考える。さらに、元気さや活力の高さを表すVA(活気-活力)と関係が強いとされるポジティブな気分状態で、対人関係の影響を表すF(友好)に着目すると、高群で両条件に差がみられたのに対して低群ではみられなかった。つまり、サポートと密接な関係性を持つと予想されるF(友好)では、高群のほうが感情を強く喚起させ感情体験が豊富なのが考えられる。嶋(1992)によると、サポートがあるために健康でいられるのではなく、心理的に適応しているからこそ良好なサポート関係を保てるのかもしれないという。また、スポーツ選手を対象にバーンアウト傾向を調べた田中・杉山(2015)では、ポジティブ感情を多く経験している選手ほど、良好な対人関係を築くことができ、競技集団への適応感を高めると予測されている。これらより、ストレスサーや対人場面において上手く対処できるからこそサポート関係を構築できるもしくは、サポートに対する感受性が改善する可能性も考えられる。さらに、ポジティブ感情は他者への援助、寛大さ、責任感の強さ、社交性などを促進することを示している(山崎, 2006)。全体として、ポジティブ感情の経験と反応の鋭敏さは対人関係の良好さにも関連し

ていると考えられる。

[ハーディネスとソーシャルサポートの相関関係]

次に、ハーディネスとソーシャルサポートの関係について、全体では中程度の正の相関がみられ、各因子ではコミットメントと情緒的サポートの相関が最も高かった。前述した通り様々な状況に対して自分を十分に関与させる傾向であるコミットメントは、対人関係場面においても様々な出来事に積極的に関与しようとするため、結果としてサポートを感じやすくなる可能性が考えられる。一方で道具的サポートよりも情緒的サポートにおいて相関が高いことは、道具的サポートに対して情緒的サポートは主観的な体験であることが一因として推測される。さらに、ハーディネスの3因子においてコントロールとコミットメントは精神的健康を高め、チャレンジは反対に低めるという(Hull, Van Treuren, & Virnelli, 1987; 堀越・堀越, 2008)。本研究において認められたソーシャルサポートとチャレンジの相関の低さも、チャレンジという要因が精神的健康を維持する上で、時に害となっている可能性を示唆するものと思われる。以上より、コントロールとコミットメントがソーシャルサポートと相対的に高い相関がみられたことから、サポートをより多く得ることは精神的健康にも寄与し得ると推測できる。

[本研究の問題点と今後の展望]

本研究はストレス反応を検討する際に、生理や行動などの客観的指標を欠いているという問題がある。生理指標を検討した事例では多田・稲森・濱野(2001)では、ハーディネスのもつ内的感受性の高さや自己統制感が能動的対処課題に対して適応的な心臓血管反応(生理反応)をもたらし、心身の健康を維持していることが示唆された。また、長野・児玉(2005)は、認知的過程が間違いなく心臓血管反応の重要な決定因となること、そしてその過程は対人的要因に大きく影響を受けると指摘した。上記の研究からも個人の特性が感情反応やストレス反応を変容させる過程をより詳細に検討するには、このような課題の特性を考慮することに加え、生理反応の測定を導入することが

重要であろう。

以上より、今後の展望としてはストレス刺激に対する感情喚起、それに伴う健康状態の変化を検討する際には、主観感情に加えて生理反応や行動反応も扱い、心身相関という観点を加えることも必要になると考えられる。そして、これらの近接領域についての課題を生理指標と心理指標の双方を用いて研究をすることでより理解が深まるであろう。

引用文献

- 荒記俊一・川上憲人(1993). 職場ストレスの健康管理: 総説 産業医学, 35, 88-97.
- Denollet, J., Vaes, J., & Brutsaert, D.L. (2000). Inadequate response to treatment in coronary heart disease: adverse effects of type D personality and younger age on 5-year prognosis and quality of life. *Circulation*, 102, 630-635.
- Fredrickson B. L. (1998). What good are positive emotions? *Review of General Psychology*, 2, 300-319.
- Fredrickson B. L. (2001). The role of positive emotion in positive psychology: The broaden-and-build theory of positive emotions. *American Psychologist*, 56, 218-226.
- Fredrickson B. L., & Levenson, R. W. (1998). Positive emotions speed recovery from the cardiovascular sequelae of negative Emotions. *Cognition and Emotion*, 12, 191-220.
- Fredrickson, B. L., & Branigan, C. (2005). Positive emotions broaden the scope of attention and thought-action repertoires. *Cognition and Emotion*, 19, 313-332.
- Friedman, M., & Rosenman, R. H. (1974). *Type A behavior and your heart*. New York: knopf.
- 萩原悟一・磯貝浩久(2014). スポーツチームにおけるソーシャルサポート提供・受領尺度作成の試み *スポーツ産業学研究*, 24, 49-62.
- 林明明・丹野義彦(2010). ハーディネスが主観的ストレスへ与える影響—ストレス負荷課題による検討 *パーソナリティ研究*, 18, 168-170.
- 堀越あゆみ・堀越勝(2008). ハーディネス尺度の構造およびその精神的健康との関連: 中高年と大学生を対象として *順天堂医学*, 54, 192-199.
- 細田絢・田嶋誠一(2009). 中学生におけるソーシャルサポートと自他への肯定感に関する研究 *教育*

- 心理学研究, 57, 309-323.
- Hull, J. G., Van Treuren, R.R. & Virnelli, S. (1987). Hardiness and health: A critique and alternative approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53, 518-530.
- 石原端子・荒木雅信・土屋裕陸 (2012). 学生アスリートのパーソナリティがメンタルヘルスに与える影響: コーピングとソーシャルサポートを介した変数として 体育学研究, 57, 545-555.
- 伊丹仁朗・省幹夫・手島秀毅 (1994). 笑いと免疫能 心身医学, 34, 565-571.
- 金築優・金築智美・及川昌典 (2010). 感情への恐れとストレス反応の関連性—日本語版 Affective Control Scale の作成を通して— 感情心理学研究, 18, 42-50.
- 嘉瀬貴洋・上野雄己・大石和男 (2017). Sense of Coherence による精神的健康の予測可能性に関する検討—Big Five 性格特性との弁別性の観点から パーソナリティ研究, 26, 160-162.
- Kobasa, S. C. (1979). Personality and resistance to illness. *American Journal of Community Psychology*, 7, 413-423.
- 小牧一裕・田中國夫 (1996). 若年労働者に対する ソーシャルサポートの効果 社会心理学研究, 11, 195-205.
- 古城美香・吉本稔・金城領哉・川上利光・小渡康行・武田義次 (2012). 性格特性とストレス自覚症状の関連—ストレスドック受診者を対象に— 人間ドック, 27, 617-623.
- 水子学・寺崎正治・金光義弘 (2002). 感情特性が対人相互作用に及ぼす影響—結果予期と効力予期の媒介的役割 性格心理学研究, 10, 98-107.
- 守谷大樹・入野野宏 (2011). 気分が注意焦点の範囲に及ぼす効果 生理心理学と精神生理学, 29, 41-51.
- 長野祐一郎・児玉昌久 (2005). 支援的他者の存在が心臓血管反応に与える影響 生理心理学と精神生理学, 23, 197-205.
- 坂上裕子 (1999). 感情に関する認知の個人差—感情特性と曖昧刺激における感情の解釈との関連— 教育心理学研究, 47, 411-420.
- 佐藤安子 (2007). 自覚的ストレスの高低が環境への適応過程に及ぼす影響 人間環境学研究, 5, 7-11.
- 嶋信宏 (1992). 大学生におけるソーシャルサポートの日常生活ストレスに対する効果 社会心理学研究, 7, 45-53.
- 多田志麻子・濱野恵一 (2003). ハーディネス尺度の信頼性と妥当性の検討. ノートルダム清心大学紀要, 27, 56-62.
- 多田志麻子・稲森義雄・濱野恵一 (2001). ストレス課題に対する心臓血管反応にハーディネスが及ぼす影響 バイオフィードバック研究, 28, 54-60.
- 田中輝海・杉山佳生 (2015). バーンアウト傾向に及ぼすポジティブ感情の改善効果: 問題焦点型コーピングを媒介変数として 体育学研究, 60, 479-488.
- 右馬埜力也・嶋田洋徳・坂野雄二 (1998). ハーディネスが職場ストレスに及ぼす影響 健康心理学研究, 11, 25-36.
- 山崎勝之 (2006). ポジティブ感情の役割—その現象と機序 パーソナリティ研究, 14, 305-321.
- 横山和仁・渡辺一久 (2015). 日本語版 POMS2 (Profile of Mood States 2nd Edition) 短縮版 金子書房

(2021.9.28 受稿, 2021.10.26 受理)