

感情変容過程と感情抑制傾向

—気晴らし方略と感情抑制との関連—

○青林唯¹¹(千葉大学自然科学研究科)

キーワード：感情変容 気晴らし 抑制 感情制御方略 行動・状態志向性

問題

方法

感情変容の過程や方略には様々なものがある (Koole, 2009)。例えば、感情喚起状況と関連しない活動を行う気晴らしや、感情を喚起した状況や出来事の捉え方・解釈を変える認知変容方略、他者に対して考えや感情を積極的に打ち明け、ときにはアドバイスをもらう自己開示・他者支援といった方略は多く適応につながりやすいといわれている (John & Gross, 2007)。これとは反対に、感情を隠し、抑制する傾向は非適応的な感情制御方略といわれる。抑制は心身の負担を増大させ、資源を消費し、精神的健康を阻害すると考えられている。

しかし、抑制が適応的と捉えられることもある。多くの精神疾患の診断基準に感情や衝動のコントロールが含まれているように (APA, 2000)、感情の抑制やコントロールは社会的に必要なスキルでもある。Gross & John (2003), John & Gross (2004) の感情制御方略個人差の研究によると、抑制傾向の高さと不適応的側面の関連が報告されているが、その説明率は必ずしも高くない。また、青林 (2008) では、感情制御能力が高ければ、抑制傾向の高さは適応的な帰結を示すことも報告されている。

以上のことから、抑制傾向が高いといっても何らかの方略・過程により感情が変容し、それが適応につながっていると考えられる。そこで、本研究では日常生活における感情の変容経験を想起してもらい、その変容の違いが抑制も含めた感情制御の個人差に関連するかどうかを検討した。抑制という方略の特徴から、認知変容や他者支援といったものによる感情変容と抑制傾向は関連しないと考えられる。一方で気晴らし方略はネガティブな感情自体やそれを喚起した出来事を表出することなくネガティブ感情を低下できる方略であり、抑制傾向と関係すると予測されよう。

参加者

大学生 105 名。3 種の測定全てに回答した学部学生 95 名 (男性 1 名、女性 85 名、不明 9 名) であった。平均年齢は 19.27 歳 (SD = 0.523 歳) であった。

感情制御個人差の測定

感情制御方略個人差の測定には日本語版 Emotion Regulation Questionnaire (以下 ERQ) を用いた (Gross, 2008)。ERQ は “もっと喜びたい、楽しみたいときは、自分が今考えていることと違うことを考える。” といった項目からなる再評価尺度、“嬉しいとか楽しいとか、そういった肯定的な気持ちを表に出さない。” といった項目からなる抑制尺度と 2 つの下位尺度があり、7 件法 (1 = まったくあてはまらない - 7 = 非常にあてはまる) で回答する (Gross, 2008)。

行動 - 状態志向性の測定には日本語版 Action Control Scale90 (以下 ACS90) を用いた (青林, 2008; Kuhl, 1994; 宮元, 1996)。ACS-90 は種々の脅威・課題要求といったネガティブ感情が生起する状況を呈示し、その状況での考えや行動を回答するもので脅威関連次元 12 項目、要求関連次元 12 項目の 2 つの下位尺度、計 24 項目で構成される。

手続き

まず感情変容の測定を行い、そこから約 2 ヶ月の期間において ERQ、ACS-90 を実施した。感情変容の測定は 3 種の項目への自由記述回答を求めた。まずネガティブ感情が生起した出来事や状況について記述し、次いでそのときのネガティブ感情がどのようなものか (e.g., 怒り、悲しみ、落ち込み等) を記述した。そして、そのネガティブ感情がポジティブ、あるいは中立的な感情に変わったきっかけや出来事、自らの取り組みなどを回答した。本研究では最後の感情が変わった契機を感情変容過程とし検討を行った。

結果

記述統計

ERQの回答者は105名。再評価尺度の平均値は4.31 ($SD=0.937$)、抑制尺度の平均値は3.53 ($SD=1.060$)であった。ACS-90の回答者は105名であり、脅威関連次元の平均値は4.52 ($SD=2.697$)、要求関連次元の平均値は4.84 ($SD=2.721$)であった。

感情変容の契機に関する自由記述をKJ法を参考に分類した。最終的に“認知変容”、“問題解決”、“気晴らし”、“他者支援”、“その他”の5つの分類に収束した。分類後の人数と自由記述例を表1に示す。

表1 感情変容過程

	認知 変容	問題 解決	気晴 らし	他者 支援	他
回答 人数	25	35	21	15	4
記述 回答 例	ポジテ ィブ思 考にな った	試合に 勝つこ とがで きた	友人と 遊んだ	友人に 相談し た	何も 変わ らな い

感情変容と感情制御個人差との関係

その他に回答した4名を除き、4つの感情変容群を独立変数として、ERQ再評価、ERQ抑制、AOD、AOTを従属変数とした多変量分散分析(MANOVA)を行った。その結果、Royの最大根でのみ独立変数の効果が認められた(Roy's greatest root = .168, 近似 $F(4,86) = 3.62, p < .01$ 。なお、Wilks's lambda = 0.815, $p = .13$, Pillai's trace = .192, $p = .14$, Hotelling-Lawley's trace = .218, $p = .12$)。

従属変数それぞれについて感情変容を独立変数とした分散分析を行ったところ、ERQ抑制得点について感情変容の主効果が認められた($F(3,87) = 3.70, p < .02$)。多重比較の結果、表2に示すとおり気晴らし群($M=4.18, SD=1.064$)は他の群と比べ高い抑制傾向を示した(vs. 問題解決: $M=3.32, d(87) = 3.06, p < .02$, vs. 認知変容: $M=3.38, d(87) = 2.51, p < .07$, vs. 他者支援: $M=3.31, d(87) = 2.49, p < .07$)。ERQの再評価、ACS-90の脅威関連次元、要求関連次元につ

いては有意な効果は認められなかった($F_s < 1.25, p_s > .29$)。

表2 感情変容過程と抑制傾向

	平均値	標準偏差	N
認知変容	3.39	1.157	20
問題解決	3.32	0.979	35
気晴らし	4.18	1.064	21
他者支援	3.32	0.804	15

考察

本研究では日常の感情変容経験と感情制御の個人差との関係を検討することを目的とした。そのため、まず日常的な感情変容の経験について測定した。特に、気晴らし方略と抑制傾向との関係に着目した。その結果、気晴らし方略を選択している人は抑制方略傾向が高いことが示された。すなわち、抑制傾向の高い人は対人場面や日常生活では感情を抑制し、心身の負担を増加させ、ときにネガティブ感情自体も増大しているかもしれないが(Wegner, 1994)、気晴らし方略によってその感情を統制し日常生活をおくっている可能性が示唆されたといえよう。

本研究から1つの検討すべき課題が考えられる。気晴らし方略が抑制と関連した一方で、認知変容方略は認知的再評価傾向と関連せず、また行動一状態志向性はどの感情変容経験とも関連しなかった。つまり、感情制御方略の使用は必ずしも安定した個人差ではなく、気晴らし方略と抑制傾向に関連性が認められたように、再評価傾向などが高くても日常では様々な感情制御の方略・過程が実行されているとみることができるだろう。こうした個人差と状況に応じた感情処理過程の変動により、再評価傾向が高くとも非適応的になり、あるいは逆に抑制傾向が高くとも適応的に帰結する可能性が考えられる。

本研究で測定した感情変容はネガティブ感情が生じた状況を参加者が自由記述したものであったが、状況を統制し、また測定を複数回行うことでより実際の感情変容の個人差が捉えられるだろう。今後の研究では、感情制御の個人差とともに、状況に応じた感情処理過程を具体的に検討することで、より現実に即した感情制御の知見が収集できると思われる。

(あおばやし・ただし)