青年期前期の援助評価に対する情緒的援助期待の影響^{1, 2}

天井 響子³ 東京大学

The influence of emotional-support expectation on support evaluation in adolescence

Kyoko Amai (University of Tokyo)

This research examined the influence of expectation on the association between emotional-support-seeking behavior and support evaluation in adolescence. In Study 1, 500 secondary-school students completed an anonymous survey, and five emotional-support expectations; acceptance-, reinterpretation-, justification-, optimism-, and distraction-expectation were detected for developing the emotional-support-expectation scale. The sample of Study 2 consisted of 1,007 secondary-school students who completed an anonymous survey that asked their stressor in the past month, support-seeking behaviors, emotional-support expectations, and support evaluation. Hierarchical multiple regression analysis indicated that frequent emotional-support-seeking behavior expects higher “perception of support from others” in the case of the reinterpretation expectation was high. Although emotional-support-seeking behavior showed direct influence only “perception of support from others” out of four support evaluations, reinterpretation expectation effected on “problem-solving” and “perception of support from others”, and also justification expectation effected on “confusion”. This result indicated that the effect of expectations on support evaluation. The necessity of longitudinal examination, consideration regarding the interaction between support seeker and supporter, and verification of adaptive change were discussed as future implications.

Key words: adolescent, support seeking, emotional support, support evaluation, expectation.

The Japanese Journal of Psychology

2021, Vol. 92, No. 2, pp. 140-150

J-STAGE Advanced published date: March 31, 2021, <https://doi.org/10.4992/jjpsy.92.19233>

思春期は、多くの人が心身の発達や人間関係の複雑化によりストレスを感じ、日常的なストレス対処（コーピング）を要する時期である（American Psychological Association, 2014）。特に中学生頃は、問題解決能力が未熟であると同時に環境選択・変化の範囲が限定的で（Dzurilla, Maydeu-Olivares, & Kant, 1998）、根本的な問題解決が困難な状況を経験しやすい。そのため、気持

ちの安定を目的として慰めや気晴らしを求める「情緒的援助要請」（Langford, Bowsher, Maloney, & Lillis, 1997）は重要なコーピング方略であると考えられる。しかし、問題解決を目的として介入や助言を求める「道具的援助要請」がストレス抑制や well-being の向上に効果を示すのに対し（Hoffman, Levy-Shiff, Sohlberg, & Zarizki, 1992; 高本・相川, 2012）、情緒的援助要請と適応の関連は立証されていない（Compas et al., 2017; Heerde & Hemphill, 2018）。このことから、情緒的援助要請が適応にポジティブにはたらくか否かに影響を与える他の要因があると予測される。その要因を明らかにすれば、情緒的援助要請の効果に対する理解が深まり、適切な援助の提供や効果的な援助要請行動の促進にも寄与できる可能性がある（Wilson & Deane, 2001）。

行動主体の期待を測定する意義

近年、コーピング研究では教示文を変化させて意図（問題近接的か回避的か）を明確にした測定が試みら

Correspondence concerning this article should be sent to: Kyoko Amai, Graduate School of Education, University of Tokyo, Hongo, Bunkyo-ku, Tokyo 113-8654, Japan. (E-mail: kyoko-y@p.u-tokyo.ac.jp)

¹ 本論文は平成 29 年度に東京大学大学院教育学研究科へ提出された修士論文の一部を加筆・修正したものである。

² 本論文の一部は、日本教育心理学会第 59 回総会（2017）および International Congress of Applied Psychology（2018）で発表された。

³ 研究にあたりご指導を賜りました東京大学大学院の遠藤 利彦教授、教育心理学コースの先生方、並びに、調査へのご理解とご協力を賜りました協力校の先生方と生徒のみなさまへ、心より感謝申し上げます。

れるなど（高本・相川，2012）行動だけでなく行動主体の意図の違いに焦点を当てた測定・分析が注目されつつある（森田，2008）。例えば，村山・及川（2005）は学習場面の援助要請に目標という観点を導入し，援助要請をしない者も目標レベルで回避的でなければ適応状態が悪化しないことを示した。このように，目標等の認知の変数を分析に含めることで行動の質的な違いを弁別できる可能性がある。しかし援助要請は，コーピング方略尺度の一部に含んで測定する方法でも（Carver, Scheier, & Weintraub, 1989）独立に測定する方法でも（本田・新井・石隈，2008; 永井・新井，2007）実際の行動または想定場面での行動意図によって測定されており，援助要請時の認知の変数は検討に加えられてこなかった。

Merton（1948）は，人がある期待を持つことで無意識にその実現に繋がる行動をとる，または状況や相手の行動を期待に沿うように解釈するという自己実現予言を提唱した。これに基づく期待確認モデル（Darley & Fazio, 1980）によると，他者への期待は無意識のうちに行動主体と対象の行動，さらに相互作用の結果に影響する。これらの概念とモデルを援用すると，行動レベルで測定できない情緒的援助要請時の期待が援助者に影響し，結果として引き出される援助が変わること，また期待に沿うように解釈するため受けた援助に対する評価（以下，援助評価とする）にも影響を及ぼすことが考えられる。援助評価は適応指標へ直接関連することがわかっており（本田他，2008; 本田・新井・石隈，2015），ポジティブな援助評価は学校生活感受性の向上やストレス反応の低下（本田・新井，2008）だけでなく将来的な援助要請行動の促進（Matsunaga, 2010）にも繋がるということが明らかになっている。そこで本研究は，情緒的援助要請時に援助要請者が抱く期待（emotional-support expectation: 以下，情緒的援助期待とする）に着目し，情緒的援助期待が援助要請行動と援助評価の関連に与える影響を検討する。

情緒的援助期待

本研究における情緒的援助期待は，情緒的援助要請時に「相手のどのような言動を期待するか」である。これまで援助要請研究では，周囲からサポートが得られるだろうという期待（perceived social support; Zimet, Dahlem, Zimet, & Farley, 1988）と，援助要請の結果このような利益が得られるだろうという期待（永井・新井，2007; 中岡・兒玉・高田・黄，2011）の2つの文脈で期待という概念を扱ってきた。この両者が「得られるだろうという予期」を含むのに対し，情緒的援助期待は予期を含まない「こうしてほしいという期待」であり，他者への要求や希望に近い。

ここまでの議論と先行研究を鑑みると，情緒的援助期待に関して2つの仮説が立てられる。1つめの仮説

は，相手に求める情緒的援助の違いを反映した複数の情緒的援助期待が存在するというものである。具体的には，コーピング方略研究，特に情動焦点型の方略をさらに接近-回避と行動-認知の二次元で分類した鈴木（2004）から着想を得て，カタルシス，肯定的思考，回避的思考，気晴らしに准ずる期待が存在し，各々の期待が対応するコーピング方略の行使と相関すると予測した（仮説1）。2つめの仮説は，情緒的援助期待が実際引き出される援助，ひいては援助評価に影響を与えるというものである。Merton（1948）の自己実現予言に基づくと，適応的な方略に準ずる期待をもって情緒的援助要請する人は適応的な結果を，非適応的な方略に準ずる期待をもつ人は非適応的な結果を期待しており，その期待に沿うように状況を解釈すると考えられる。問題近接型コーピング方略が適応的，回避型方略が非適応的であるとされていることから（Carver et al., 1989），具体的には肯定的思考に准ずる期待が高い人が情緒的援助要請をした場合は受けた援助をポジティブに，回避的思考や気晴らしに准ずる期待が高い人は受けた援助をネガティブに評価すると予測した（仮説2）。カタルシスに類する期待については理論的な仮説を立てることが困難なため，探索的に分析を試みることにした。仮説2検証の際は，援助評価への影響が想定される変数を統制するため，援助評価の複数次元（本田他，2008）や引き出される援助（Cutrona & Russell, 1990）と関連する悩みの認知的評価（統制可能性と深刻度）を同時に測定した。また，援助評価との直接的な関連を検討した研究は少ないが援助要請行動と適応への影響が立証されているサポート知覚量（高木，1997; Zimet et al., 1988），並びに，自己観・他者観の基盤であり援助要請行動や適応への影響も実証されている愛着（親密性の回避と見捨てられ不安; 永井，2017; Vogel & Wei, 2005）も情緒的援助期待や援助評価に大きく影響を及ぼすことが予測されるため，統制変数として分析に加えた。

本研究の目的

以上のことから，（a）中学生を対象とした情緒的援助期待尺度の開発，および（b）情緒的援助要請行動，情緒的援助期待，援助評価の3変数間の関連の解明，つまり，どのような期待を伴った情緒的援助要請が肯定的援助評価に繋がり得るのかの解明を本研究の目的とする。まずは予備調査で援助者への期待を抽出する。それを基に研究1で情緒的援助期待尺度を作成し，妥当性と信頼性を検討する。研究2では，援助評価を目的変数とし，情緒的援助要請行動と期待，行動と期待の交互作用項を段階的に投入する階層的重回帰分析を行い，情緒的援助要請行動，情緒的援助期待，および援助評価の関連を検討する。

予備調査

情緒的援助期待尺度の作成に先立ち、情緒的援助要請時に抱いていた期待を収集・整理した。

方 法

調査手続と参加者 2017 年 4 月に機縁法により首都圏の 3 つの大学から集められた大学生・大学院生 11 名（男性 3 名、女性 8 名、平均年齢 22.9 歳、 $SD=1.35$ ）を対象に半構造化インタビューを行った。当時意識していなかった援助者への期待を客観的に語ることができると考え、回顧的インタビューを選択した。

調査内容 中学および高校時代の心理・社会的悩みに関する他者への援助要請経験を尋ねた。情緒的援助要請時に抱く期待を網羅的に把握するため、援助要請対象は限定せずに思いつくエピソードを広く語ってもらった。

分析方法 分析は 2 名で行った。まずは情緒的援助要請時に持っていた期待に関連する語りを取り出し、暫定的なカテゴリ化とラベリングを行った。次に、近接領域であるコーピング方略の分類（鈴木，2004）から想定された 4 カテゴリ（カタルシス、肯定的思考、回避的思考、気晴らし）との類似性を検討しながら分類を見直し、理論的ラベリングを行った。

倫理的配慮 実施前に研究目的、個人情報保護の方針、中断の自由等について説明を行い、承認を得た。事前に東京大学ライフサイエンス研究倫理支援室・倫理委員会の倫理委員会の承認を受けた。

結 果

全 64 個の語りが得られた。理論的ラベリングの結果、(a) 発散（4 個）、(b) 受容的かかわり（23 個：以下小カテゴリ、傾聴、心配、理解、共感、受容、承認）、(c) 肯定的思考（14 個：気持ちの整理、フィードバック、再解釈、相手の理解）、(d) 回避的思考（12 個：正当化、楽観視）、(e) 気晴らし（5 個）、(f) 応援（6 個：応援、励まし）の 6 カテゴリが抽出された。このうち「発散」と「受容的かかわり」は、鈴木（2004）の「カタルシス」を、話すという行為により気持ちを解放したいという語り（発散）と、話すことを人に受け入れてほしいという語り（受容的かかわり）に分けたものである。また、「応援」は理論的想定に当てはまらない語りをまとめるため追加したものである。「応援」には、背中を押すなど相手の能動的行為を期待する項目が含まれたため、「発散」や「受容的かかわり」と区別して検討する必要があると判断した。

研 究 1

研究 1 では、中学生が情緒的援助を要請する際に援

助者に対して持つ期待の測定尺度を作成した。

方 法

調査手続と参加者 2017 年 9 月に web 調査会社（株式会社ジャストシステム）を利用し、日本在住の 13 歳から 15 歳の中学生 500 名に回答を依頼した。

質問項目 (a) 情緒的援助期待の測定には、予備調査から得られた語りから作成した 64 項目を使用した。明らかとなっていない部分の多い概念であるため、恣意的な選定を避け、因子分析の過程で項目を絞り込むこととした。項目の適切性や理解のしやすさについては中学校教諭 2 名から助言を受けた。「悩みがあって、自分がどんな気持ちかを誰かに話したり、一緒にいてもらったりするとき、以下の気持ちをどれくらい持っていますか」と教示文を示した後、全くない（1 点）から、とてもある（5 点）の 5 件法で回答を求めた。今後、本尺度で相手によって情緒的援助期待が異なるか検討することを可能にするため、援助者の限定はしなかった。(b) 基準関連妥当性の確認のため、コーピング方略尺度である日本語版 brief Coping Orientation of Problem Experience Inventory（以下、COPE とする；Carver et al., 1989; 大塚，2008）より、3 つの感情焦点型方略（情緒的サポートの利用、感情表出、気晴らし）、4 つの問題焦点型方略（道具的サポートの利用、計画、積極的コーピング、肯定的再解釈）、2 つの問題回避型方略（否認、行動的諦め）を測定した。

分析方法 全ての項目について、平均値 $\pm$ 標準偏差が取りうる値の範囲内であることを基準に天井効果および床効果の有無を確認した上で、R ver.3.4.3 上で探索的因子分析を行った。因子負荷量 .30 以下または多重負荷を示した項目を削除し、最終的には最尤法・プロマックス回転による因子分析を行った。

倫理的配慮 web 調査会社の規定に則り、回答者は保護者が承認した者に限られた。参加・中止の自由やプライバシー保護について事前に説明し、回答の送信を以て回答者本人の同意とした。以上は著者所属大学の倫理委員会による承認を受けた上で実施した。

結 果

回答に不備のない 482 名（男子 155 名、女子 327 名；平均年齢 14.4 歳（ $SD=0.73$ ））のデータを分析に使用した。天井効果と床効果の有無を確認したところ、「受容的かかわり」に含まれる 1 項目と、「発散」の 4 項目全てに天井効果が認められた。それらの項目の必要性を検討した結果、「受容的かかわり」は因子に含まれる項目数が多く 1 項目を削除しても信頼性が保たれると判断されたため、以降の分析から除外することとした。「発散」因子は 4 項目全てに天井効果が見られたことから、気持ちを発散させたいという期待は情緒的援助要請時に多くの人が抱くものと考えられ、尺度

Table 1
情緒的援助期待の因子パターン行列および因子間相関（最尤法・プロマックス回転後）

項目	F1	F2	F3	F4	F5
F1 受容期待					
とにかくただ話を聞いてほしい	.95	-.11	-.01	-.09	-.01
きちんと話を聞いてほしい	.65	-.05	.06	.04	.03
自分を受け入れてほしい	.44	.28	-.03	-.02	.12
F2 再解釈期待					
今の自分が客観的にどう見えるか知りたい	-.18	.80	.15	-.05	.08
別な見方を教えてほしい	.05	.53	.00	.01	-.13
相手の言動について自分なりに解釈したい	.03	.48	-.13	.11	-.06
F3 正当化期待					
自分はいい人間だと思わせてほしい	.02	.07	.80	-.01	-.08
間違っていないよと言ってほしい	-.02	.11	.74	-.09	.10
たとえ自分が悪いとしても自分の味方をしてほしい	.00	-.07	.59	.04	-.04
F4 楽観視期待					
がんばれと言ってほしい	-.06	.02	-.05	.83	-.03
そんなこと気にするなと笑い飛ばしてほしい	-.06	-.06	-.04	.81	.08
自分の問題なんてちっぽけなことだと思わせてほしい	.11	-.01	.16	.47	-.04
F5 気晴らし期待					
一緒に何か夢中になることをして辛い状況を忘れない	.06	-.03	-.05	.05	.78
一緒に時間を楽しく過ごして問題を一時的に忘れない	-.04	.09	.01	-.05	.75
全く別の話をして問題から意識をそらしたい	-.04	.02	.04	.07	.62
	F1	-.39	-.45	-.48	.58
	F2		.33	.43	-.38
	F3			.37	-.26
	F4				-.39

項目に敢えて入れる必要はないと判断し、こちらでも以降の分析から除外した。残った項目で因子分析を行って項目を選定する過程で、予備調査を基に追加した「応援」カテゴリの項目は因子としてまとまることなく全て削除された。結果として、適合指標と因子負荷量から15項目が残った。固有値の減少推移は1因子解から順に、4.43, 1.61, 1.51, 1.36, 1.05, 0.73であった。モデルの適合度を示すBIC（1因子解から367, 196, 23, -112, -172, -144）は5因子解で最も低く、また.05以下が望ましいとされるRMSEA（MacCallum, Browne, & Sugawara, 1996）(.140, .128, .108, .080, .044, .029）は5因子以上を推奨した。MAPは1因子解を提案したが（.029, .034, .036, .035, .040, .053）、MAPが報告するのは考えられる最小の因子数であること（堀, 2005）、および複数の適合指標とガットマン基準から総合的に判断し5因子モデルを採用した。因子数を5に設定して最尤法・プロマックス回転による因子分析を行った結果をTable 1に示した。

抽出された5因子（各3項目）は以下の通りである。

第1因子は、「きちんと話を聞いてほしい」などの項目から構成され「受容期待」と命名された。第2因子は「別な見方を教えてほしい」などの項目から構成され「再解釈期待」と命名された。第3因子は、「たとえ自分が悪いとしても自分の味方をしてほしい」などの項目から構成され「正当化期待」と命名された。第4因子は、「そんなこと気にするなと笑い飛ばしてほしい」などの項目から構成され「楽観視期待」と命名された。第5因子は、「全く別の話をして問題から意識をそらしたい」などの項目から構成され「気晴らし期待」と命名された。予備調査の結果より想定された6因子（発散、受容的かわり、肯定的思考、回避的思考、気晴らし、応援）から「発散」と「応援」が削除され、「回避的思考」の下位カテゴリとして想定された「正当化」と「楽観視」がそれぞれ因子として抽出された。

妥当性・信頼性の確認 因子毎の α 係数は、受容期待（ $\alpha = .76$ ）、再解釈期待（ $\alpha = .61$ ）、正当化期待（ $\alpha = .74$ ）、楽観視期待（ $\alpha = .73$ ）、気晴らし期待（ $\alpha = .78$ ）

Table 2
情緒的援助期待と日本語版 Brief COPE の各下位尺度の相関係数

	受容期待	再解釈期待	正当化期待	楽観視期待	気晴らし期待
感情焦点型方略					
情緒的サポートの利用	.27***	.19***	.19***	.18***	.15***
感情表出	.27***	.07	.20***	.12**	.23***
気晴らし	.18***	.24***	.16***	.22***	.43***
問題焦点型方略					
道具的サポートの利用	.26***	.35***	.15**	.24***	.17***
計画	.03	.29***	-.01	.09*	.01
積極的コーピング	.09*	.33***	.05	.12**	.00
肯定的再解釈	.05	.24***	.01	.16***	.03
問題回避型方略					
否認	-.07	.04	.15***	.21***	-.02
行動的諦め	.00	-.01	.12**	.12**	.01

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

であった。非常に良好であるとは言えないが、許容範囲とみなして研究 2 で他のサンプルにおける内的一貫性を確認することとした。

基準関連妥当性に関しては、概ね仮説通りの結果が得られた (Table 2)。受容期待は感情焦点型方略である情緒的サポートの利用 ($r = .27$) 並びに感情表出 ($r = .27$) と正の相関を示し、多くの問題焦点型および回避型方略とは有意な相関を示さなかった。再解釈期待は 4 つの問題焦点型方略 (道具的サポートの利用, $r = .35$; 計画, $r = .29$; 積極的コーピング, $r = .33$; 肯定的再解釈, $r = .24$) と正の相関を示した。一方、正当化期待は問題回避型方略である否認 ($r = .15$) と行動的諦め ($r = .12$) と弱い正の相関を示した。楽観視期待は、回避型方略である否認 ($r = .21$) と行動的諦め ($r = .12$) と弱い正の相関を示したが、同時に問題焦点型方略とも $r = .09$ — $.24$ の相関を示した。気晴らし期待は気晴らし方略 ($r = .43$) と中程度の正の相関を示した。仮説 1 は、楽観視期待と問題焦点型方略の間に想定していなかった相関が見られた他は概ね支持された。以上の手続きを経て 5 因子 15 項目の情緒的援助期待尺度が作成された。

研究 2

研究 2 では、援助要請行動と援助評価の関連に対する、情緒的援助期待の調整効果を明らかにした。

方法

調査手続と参加者 2017 年 10・11 月に、東北地方と首都圏の公立中学校 2 校で、特別支援学級の生徒を除く全生徒 1,007 名 (男子 501 名, 女子 503 名, 不明 3 名) を対象とする匿名の質問紙調査を実施した。

質問項目 実際の経験を想起してもらうため、(a)

から (e) は「最近 1 ヶ月のあなたにとって最も大きな悩みはどのようなことですか」と教示した上で回答を求めた。(f) と (g) は場面を限定せず回答を求めた。(a) 悩みの領域は、本田他 (2015) を参考に作成した項目 (勉強, 進路, 人間関係, 部活等) から 1 つ選択するように求めた。過去 1 ヶ月間で悩みがなかった者を除外し、進路・学習の悩みと心理・社会・身体的悩みに大別して分析した。(b) 悩みの認知的評価には、岡安 (1992) の悩みの認知的評価尺度から悩みの「統制可能性 (例: 解決するための方法がわかっていると思う)」と「影響性 (例: 自分を傷つけることだと思う)」の各 7 項目を用いた。回答は 4 件法 (「1: 全然思わなかった」—「4: とても思った」) で求められた。(c) 援助要請行動は、日本語版 COPE (大塚, 2008) の「情緒的サポートの利用 (情緒的援助要請: 誰かから同情や理解を得る)」と「道具的サポートの利用 (道具的援助要請: 何をすべきか誰かからアドバイスを得ようとする)」それぞれ 4 項目を使用した。回答は 4 件法 (「1: 全くしなかった」—「4: よくそうした」) で求められた。(d) 情緒的援助期待の測定には、研究 1 で作成した尺度 15 項目に、調査時に検討中であった 8 項目を加えた 23 項目を用いた。分析には研究 1 で尺度としての信頼性・妥当性を確認した 15 項目を用いた。「受容期待 (例: きちんと話を聞いてほしい)」、「再解釈期待 (例: 別な見方を教えてほしい)」、「正当化期待 (例: 間違っていないよと言ってほしい)」、「楽観視期待 (例: そんなこと気にするなと笑い飛ばしてほしい)」、「気晴らし期待 (例: 全く別の話をして問題から意識をそらしたい)」の 5 つの下位尺度を含み、4 件法 (「1: 全然思わなかった」—「4: とても思った」) で回答が求められた。(e) 援助評価の測定には、本田・石隈 (2008) の援助評価尺度を使用した。「問題状況の改善 (例:

どうすればいいかがはっきりした)」、「対処の混乱(例：どうすればいいか余計にわからなくなった)」、「他者からの支えの知覚(例：自分は一人じゃないんだと思った)」、「他者への依存(例：自分が他の人に頼りすぎていると思った)」の4因子23項目の尺度であり、(f) 1：全然思わなかった—「4：とても思った」の4件法で回答が求められた。(f) ソーシャルサポートの知覚量を統制するため、「悩みがあるときに、それについて話せる人はいますか」という質問文のあとに、本田他(2015)を参考に作成した選択肢(親、学校の先生、友達等)から相談できる相手を複数回答で選択を求めた。(g) 愛着は、「見捨てられ不安(例：人に対して、自分のイメージを悪くしないか恐れている)」と「親密性の回避(例：他の人との間に壁を作っている)」の二次元からなる日本語版 Experiences in Close Relationships inventory for Generalized Other (中尾・加藤, 2004) 30項目を使用し測定した。7件法での測定が一般的だが、調査校の教員と相談の上、回答者の負担を鑑み4件法(「1：あてはまらない」—「4：あてはまる」)で測定した。安定性が確認されているため(中尾・加藤, 2004)測定は10月のみであった。

分析方法 (a) 研究1で作成した尺度の因子構造と再検査妥当性の確認のため、10・11月それぞれの情緒的援助期待尺度15項目に対して確認的因子分析と時点間相関の算出を行った。(b) 各援助評価を目的変数とする階層的重回帰分析を行った。具体的には、step 1で統制変数として学年、性別、相談相手の数、愛着(見捨てられ不安、親密性の回避)、悩みの認知的評価(統制可能性、影響性)を投入した。その後step 2で援助要請行動(情緒的援助要請、道具的援助要請)、step 3で情緒的援助期待、最後にstep 4で情緒的援助要請行動と期待の交互作用項を投入した。交互作用項が有意の場合は、単純傾斜分析によりその内容を確認した。援助評価は11月のみの測定であったため、分析データは愛着を除き全て11月のものであった。

倫理的配慮 協力校の学校長に研究趣旨および個人情報保護について説明し承諾を得た。調査は学級毎に一斉に実施され、匿名性や不利益のなさを伝えた上で、協力の可否は各生徒個人の判断とした。なお、本研究は著者所属大学の倫理委員会による承認を受けたものである。

結 果

無効な回答者と調査時に悩みを経験しなかった者を除いた、10月629名(男子278名、女子350名、不明1名)、11月551名(男子236名、女子314名、不明1名)のデータを分析に使用した。記述統計量をTable 3に示す。各変数について時点間での平均値差の確認のため分散分析を行ったところ、10月と11月の間で有意差が見られた変数はなかった。性別および

Table 3
本研究で用いた変数の記述統計量

	10月		11月	
	M	SD	M	SD
学年	2.05	0.82	2.07	0.84
性別(男子=1, 女子=2)	1.55	0.50	1.57	0.50
相談できる人の数	2.17	1.32	2.14	1.25
見捨てられ不安	1.89	0.60	—	—
親密性の回避	2.44	0.55	—	—
問題の統制可能性	2.80	0.72	2.85	0.77
問題の影響性	2.75	0.64	2.79	0.59
援助要請行動				
情緒的援助要請	2.52	0.90	2.50	0.92
道具的援助要請	2.50	0.86	2.55	0.89
情緒的援助期待				
受容期待	2.47	0.90	2.41	0.87
再解釈期待	2.59	0.93	2.48	0.96
正当化期待	2.06	0.92	2.03	0.91
楽観視期待	2.17	0.85	2.15	0.88
気晴らし期待	2.40	0.92	2.37	0.96
受けた援助の評価				
問題状況の改善	—	—	2.62	0.80
対処の混乱	—	—	1.69	0.65
他者からの支えの知覚	—	—	2.77	0.85
他者への依存	—	—	2.41	0.76

悩みの領域と援助要請行動の交互作用は見られず、分析で有意となる変数にも悩みの領域による違いがなかったため、以下には全データをまとめた結果を示す。

因子分析と信頼性について 10月データにおける5因子モデルの当てはまりは、 $\chi^2=387.21$ ($df=80$, $p<.001$), CFI=.918, RMSEA=.078 [.070, .086], SRMR=.053であった。11月データでは、 $\chi^2=396.69$ ($df=80$, $p<.001$), CFI=.920, RMSEA=.087 [.079, .096], SRMR=.060であった。どちらも最適とは言い難いが中程度の当てはまりが確認された(朝野・鈴木・小島, 2005)。因子毎の α 係数は、受容期待(10月 $\alpha=.73$, 11月 $\alpha=.72$)、再解釈期待(.75, .83)、正当化期待(.82, .84)、楽観視期待(.64, .72)、気晴らし期待(.75, .79)であり、一部安定しない因子はあるものの概ね許容範囲の内的一貫性を示した。再検査妥当性のため時点間相関を確認したところ、受容期待($r=.50$)、再解釈期待($r=.45$)、正当化期待($r=.61$)、楽観視期待($r=.59$)、気晴らし期待($r=.55$)であった。Big Five等の特性測定尺度の再検査信頼性の報告を鑑みると $r=.60$ 以上のものが多いが(Viswesvaran & Ones, 2003)、情緒的援助期待は抱きやすさの個人差はあるものの悩みの状況に伴って変化する状況限定的なもの

と考え、ある程度の再検査信頼性が確認されたと見なした。全ての因子において 5% 水準で時点間の平均値差は見られなかった。

情緒的援助期待と受けた援助の評価の関連 情緒的援助期待と援助評価の関連を検討するため、4 つの援助評価それぞれを目的変数とし、援助要請行動、情緒的援助期待、行動と期待の交互作用項を説明変数とする階層的重回帰分析を行った (Table 4)。その結果、step 4 までの全ての変数を投入した回帰式の決定係数は「問題状況の改善」で $R^2 = .50$, 「対処の混乱」で $R^2 = .34$, 「他者からの支えの知覚」で $R^2 = .43$, 「他者への依存」で $R^2 = .29$ (全て $p < .001$) であった。全ての場合で情緒的援助期待を投入した step 3 で決定係数が有意に増加した。また、情緒的援助要請が有意に関連するのは「他者からの支えの知覚」のみである一方、肯定的な援助評価である「問題状況の改善」と「他者からの支えの知覚」に再解釈期待が正の関連を示すこと、否定的な援助評価である「対処の混乱」に正当化期待が正の関連を示すことから、情緒的援助要請行動だけでなく、その際に抱く期待によって受けた援助評価が説明されることが明らかになり、仮説 2 が概ね支持された。

情緒的援助要請と各期待の交互作用項を投入した step 4 においては、決定係数の増加量は有意ではなかった。いずれの援助評価を従属変数とした場合でも偏回帰係数が有意となった項は 1 つであったため、投入した説明変数群としての効果は弱いと考えられる。「問題状況の改善 ($F(7, 440) = 37.88, p < .001$)」と「他者からの支えの知覚 ($F(7, 440) = 14.52, p < .001$)」に対する再解釈期待と情緒的援助要請の交互作用が有意であったため、単純傾斜分析により内容を確認した結果、再解釈期待が高い場合は情緒的援助要請をするほど「他者からの支えの知覚」が高くなる一方 ($\beta = .29, p < .001$)、再解釈期待が低い場合は情緒的援助要請をするほど「問題状況の改善」が低いことが確認された ($\beta = -.18, p = .017$)。「対処の混乱」および「他者への依存」に対する情緒的援助要請と楽観視期待の交互作用は 5% 水準で有意性が認められなかった。

総合考察

本研究では、中学生の情緒的援助期待が援助要請行動と援助評価の関連に及ぼす影響を検討した。研究 1 では 5 因子 (受容期待、再解釈期待、正当化期待、楽観視期待、気晴らし期待) から成る情緒的援助期待尺度が作成された。研究 2 では幾つかの情緒的援助期待と援助評価との関連が認められ、特定の期待を伴って情緒的要請を行う場合にポジティブな援助評価を得やすいことが明らかにされた。以下、各情緒的援助期待について解釈を述べた上で、全体について考察する。

情緒的援助期待の解釈

受容期待 受容期待は、情緒的援助要請行動や感情表出方略と関連しており、受容期待が高い者は情緒的援助要請行動を起こしやすい傾向があると言える。しかし「他者からの支えの知覚」を含む援助評価との関連は認められなかった。人は期待が実現される行動を無意識にとるため (Merton, 1948) 受容期待が高いと受容してくれそうな相手は無意識に選択すると予測される。それにもかかわらず受容期待と「他者からの支えの知覚」に関連が見られなかった理由としては、人的資源の制約から受容してくれる人への援助要請ができない者がいる可能性、また受容期待が高いほど他者に求める受容的態度の程度も高くなり十分受容されたという満足感を得にくくなる可能性が考えられる。

再解釈期待 再解釈期待は、肯定的援助評価である「問題状況の改善」や「他者からの支えの知覚」とも関連することから、再解釈期待を高く持って情緒的援助要請をするほど受け取った援助に満足しやすい可能性が示された。「問題状況の改善」との関連は、再解釈期待が問題焦点型コーピング方略全てと正に相関することから説明できる。また、他者の意見に対する受容性尺度の一部が再解釈期待と類似であることから (Berger, 1952)、再解釈期待が高いと援助要請の結果受けとる他者の反応を受容しやすい、即ち「他者からの支えの知覚」を高く評価しやすいと考えられる。しかし同時に、否定的な援助評価の 1 つである「他者への依存」とも関連を示した。Big Five の誠実性と問題焦点型方略の使用の相関が明らかになっているため (Carver & Connor-Smith, 2010)、多くの問題焦点型方略と相関性を示す再解釈期待も誠実性と関連する可能性、また、誠実性ゆえに他者へ頼ってしまって申し訳ないという気持ちを抱きやすい可能性があると考えられる。

正当化期待 正当化期待は、否定的な援助評価である「対処の混乱」と関連することから、高い正当化期待を伴って情緒的援助要請をした場合に混乱が生じる傾向が示唆された。援助要請者が対象を選択しているとはいえ、正当化という自己中心的とも捉えられる期待には応えられない援助者もいるであろう。本研究では実際の援助を測定していないため推論の範囲に止まるが、正当化期待が高い場合は期待を満たす反応の獲得が難しく、その結果「対処の混乱」が生じる可能性がある。しかし、正当化期待は非適応的であるとされる問題回避型コーピング方略と弱いながらも相関をもつため、期待だけでなくそれらのコーピング行動が混乱の生起に関連している可能性も否定できない。今後は方略行使との関連も踏まえた検討が必要である。

楽観視期待 楽観視期待は、「回避的思考」に含まれると想定した項目が独立した因子として現れたもの

Table 4
階層的重回帰分析の結果

	問題状況の改善				対処の混乱			
	step 1	step 2	step 3	step 4	step 1	step 2	step 3	step 4
step 1 学年	.04	.03	.03	.02	-.06	-.06	-.05	-.04
性別（男子 = 1, 女子 = 2）	.03	.02	.01	.01	-.12**	-.13**	-.14***	-.15***
相談相手の数	.17***	.10*	.09*	.09*	.00	-.02	-.01	-.01
見捨てられ不安	.03	.02	-.03	-.03	.21***	.21***	.09*	.08.
親密性の回避	-.14***	-.07.	-.08*	-.08*	.02	.03	.06	.07
問題の統制可能性	.48***	.45***	.45***	.45***	-.20***	-.19***	-.19***	-.19***
問題の影響性	.01	-.03	-.07.	-.07.	.23***	.20***	.13**	.13**
step 2 情緒的援助要請（ESS）		-.01	-.07	-.09		.16*	-.05	-.04
道具的援助要請		.30***	.27***	.28***		-.11	-.09	-.10
step 3 受容期待			-.01	.00			.13*	.12.
再解釈期待			.17**	.16**			.04	.03
正当化期待			-.02	-.05			.28***	.33***
楽観視期待			.06	.07			.02	.00
気晴らし期待			.05	.08			.05	.03
step 4 ESS × 受容期待				-.03				.03
ESS × 再解釈期待				.12*				-.05
ESS × 正当化期待				.03				-.08
ESS × 楽観視期待				-.05				.14*
ESS × 気晴らし期待				.00				-.09.
R^2	.376***	.448***	.484***	.496***	.188***	.192***	.319***	.335***
ΔR^2		.072***	.036***	.012		.004	.127***	.016*

	他者からの支えの知覚				他者への依存			
	step 1	step 2	step 3	step 4	step 1	step 2	step 3	step 4
step 1 学年	-.01	-.01	-.01	-.02	.03	.03	.02	.03
性別（男子 = 1, 女子 = 2）	.12**	.10*	.09*	.09*	.04	.04	.03	.03
相談相手の数	.19***	.08	.07	.08	.02	-.02	-.02	-.02
見捨てられ不安	.03	.03	-.05	-.05	.23***	.23***	.12**	.11*
親密性の回避	-.22***	-.12**	-.12**	-.12**	.11*	.15**	.13**	.13**
問題の統制可能性	.26***	.24***	.25***	.25***	.08	.07	.08	.07
問題の影響性	.09*	.01	-.04	-.04	.21***	.19***	.11*	.11*
step 2 情緒的援助要請（ESS）		.28***	.18*	.16*		.10	-.03	-.02
道具的援助要請		.14*	.10	.12		.05	.00	.00
step 3 受容期待			.09	.09			.05	.05
再解釈期待			.18**	.17**			.25***	.24***
正当化期待			.01	-.01			-.02	.00
楽観視期待			.02	.02			-.06	-.08
気晴らし期待			.02	.05			.25***	.25***
step 4 ESS × 受容期待				.02				.00
ESS × 再解釈期待				.15**				.03
ESS × 正当化期待				-.03				-.06
ESS × 楽観視期待				-.08				.15*
ESS × 気晴らし期待				.01				-.07
R^2	.240***	.363***	.411***	.425***	.153***	.169***	.279***	.290***
ΔR^2		.123***	.048***	.014		.016*	.110***	.011

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

である。そのため問題回避型方略との相関が予想されていたが、実際は全ての問題焦点型方略とも正の相関が確認された。これは楽観性の二面性に起因すると考えられる。楽観性は困難な状況下で生き続けるための助けになる一方 (Taylor & Brown, 1988), 現実から目を背ける極端な楽観性は非生産的な行動をもたらす (Buehler, Griffin, & Ross, 1994)。この二面性によって各援助評価との単純な関連が見られなかった可能性があるため、今後楽観視期待の影響や他の変数との関連を検討する際には慎重な解釈を要する。

気晴らし期待 否定的援助評価である「他者への依存」と関連を示した気晴らし期待には「一緒に何か夢中になることをして辛い状況を忘れたい」等の項目が含まれる。そのため、悩みに関する相談以外の話や活動で相手の時間を使うことに対して「相手に迷惑をかけたと思った」等の「他者への依存」項目が高くなったことが考えられる。本田他 (2008) によると「他者への依存」と心理的適応は負に相関するが、本研究では適応を測定していないため、気晴らし期待と適応の関連については今後の検討が求められる。

本研究のまとめ

本研究からの示唆は 2 点ある。まずは、情緒的援助要請という行動は同じであっても、個人によって援助者に求める行動が質的に異なる可能性である。House (1981) は情緒的援助を「共感やケア、愛情、信頼を与えること」と定義しソーシャルサポートの 1 つとして位置付けたが、概念が抽象的であり具体的な支援行動は明確にされてこなかった。そこに情緒的援助期待の視座を交えたことで、傾聴や受容だけでなく、別な見方の提案や無関係な話による気晴らし等も心を軽くする支援行動として求められていること、また個人または状況によって何を以って気持ちの安定を得ようとしているかが異なることが明らかになったのである。このような違いを認識し、援助要請者の心の安定に効果的な方法を推測しながらかわることで、満足度の高い援助を提供できる可能性が高まるであろう。

本研究から得られた示唆の 2 点目は、情緒的援助期待が援助要請行動と援助評価の関連に与える影響である。研究 2 では、性別や援助要請行動の頻度、悩みに対する認知等を統制した上で、情緒的援助要請の行動頻度が同程度の時、再解釈期待が高いほど肯定的な援助評価であると言われる「問題状況の改善」と「他者からの支えの知覚」が高くなり、正当化期待が高いほど否定的な援助評価である「対処の混乱」が高くなるということが明らかになった。一方、情緒的援助要請行動そのものが関連を示したのは、「他者からの支えの知覚」のみであった。このことは、どれだけ情緒的援助要請行動を起こすか以上に、援助者に何を期待しているかが援助に対する満足感にも影響する可能性を示してい

る。さらに、ポジティブな援助評価に対して情緒的援助要請行動と再解釈期待の交互作用が有意であることも、援助要請行動のみでは説明できなかった適応の差が期待を分析に加えることで説明可能となる可能性を示唆している。本研究では従属変数として援助評価を用いており、援助を受けたあとのストレス状態などの心理的变化は検討されていない。また、期待の違いによって実際に援助者から引き出される援助の質が変化するか否かも扱うことができなかった部分である。そのため限定的な結果ではあるが、情緒的援助要請行動の效果に援助要請者の期待が影響する可能性が示されたことは意味があると言えよう。

限界と展望

このように本研究は、これまで行動頻度で捉えられてきた情緒的援助要請に情緒的援助期待という概念を導入し、援助要請行動下の内面的な差を明らかにしたこと、並びに、援助要請者が持つ期待が援助者との相互作用に影響を与え、結果として援助要請行動後の援助評価にも影響する可能性を指摘した点が新しい。しかし、本研究にはいくつかの課題が残る。まず 1 点目は、実際に援助者が提供した援助や、援助がどの程度期待と一致するものであったのか、また、援助要請以外のコーピング方略の関連について検討できていない点である。本研究が理論的基盤とした期待確認モデル (Darley & Fazio, 1980) は、行為者の期待が相手の行動や相互作用の結果に影響を及ぼすというものである。本研究では行為者の期待と受けた援助の評価を変数としたため、今後はその間にある相互作用の部分をより丁寧に検討し情緒的援助期待の影響プロセスを捉えることが必要であろう。2 点目は、適応への影響を直接検討していない点である。本研究は、援助要請行動と適応指標の関連を媒介する援助評価を従属変数としたため、援助要請と適応との直接的な関連は検討していない。情緒的援助要請行動のレベルが同等の時に援助者への期待の違いによってストレス等の適応指標にも実際に差が見られるのかは、時間的な方向性を踏まえた方法で今後検討すべき重要な点の 1 つである。最後に、期待を抱くに至る背景要因と可塑性の検討である。中学生の援助要請行動は、自身や他者の相談経験の参照、自己肯定感から影響を受けることが明らかになっている (後藤・廣岡, 2005; Wilson & Deane, 2001)。援助要請時の期待も同様にそれらの要因や個人特性から影響を受ける可能性が考えられる。また、情緒的援助期待の個人内での変動も、効果的な援助要請の促進を目指した介入を将来的に検討する際に重要な観点である。以上のような限界点はあるが、情緒的援助期待の測定方法と影響が新たに検討されたことは意義があったと言えよう。今後は他要因との関連を踏まえた縦断調査や期待の発生機序を検討することで、

情緒的援助要請の効果検証、並びに情緒的援助の質の向上に資すると期待される。

利益相反

本論文に関して、開示すべき利益相反関連事項はない。

引用文献

- American Psychological Association. (2014). Stress in America: Are teens adopting adults' stress habits? Retrieved from <https://www.apa.org/news/press/releases/stress/2013/stress-report.pdf> (February 3, 2020)
- 朝野 熙彦・鈴木 督久・小島 隆矢 (2005). 入門 共分散構造分析の実際 講談社
- Berger, E. M. (1952). The relation between expressed acceptance of self and expressed acceptance of others. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 47, 778-782.
- Buehler, R., Griffin, D., & Ross, M. (1994). Exploring the "planning fallacy": Why people underestimate their task completion times. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 366-381.
- Carver, C. S., & Connor-Smith, J. (2010). Personality and coping. *Annual Review of Psychology*, 61, 679-704.
- 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.
- Compas, B. E., Jaser, S. S., Bettis, A. H., Watson, K. H., Gruhn, M. A., Dunbar, J. P., ... Thigpen, J. C. (2017). Coping, emotion regulation, and psychopathology in childhood and adolescence: A meta-analysis and narrative review. *Psychological Bulletin*, 143, 939-991.
- Cutrona, C. E., & Russell, D. W. (1990). Type of social support and specific stress: Toward a theory of optimal matching. In B. R. Sarason, I. G. Sarason, & G. R. Pierce (Eds.), *Social support: An interactional view* (pp. 319-366). New York: J. Wiley & Sons.
- Darley, J. M., & Fazio, R. H. (1980). Expectancy confirmation processes arising in the social interaction sequence. *American Psychologist*, 35, 867-881.
- Dzurilla, T. J., Maydeu-Olivares, A., & Kant, G. L. (1998). Age and gender differences in social problem-solving ability. *Personality and Individual Differences*, 25, 241-252.
- 後藤 安代・廣岡 秀一 (2005). 中学生が抱く「相談することに対する抵抗感」についての実態調査的研究 三重大学教育実践総合センター紀要, 25, 77-84.
- Heerde, J. A., & Hemphill, S. A. (2018). Examination of associations between informal help-seeking behavior, social support, and adolescent psychosocial outcomes: A meta-analysis. *Developmental Review*, 47, 44-62.
- Hoffman, M. A., Levy-Shiff, R., Sohlberg, S. C., & Zarizki, J. (1992). The impact of stress and coping: Developmental changes in the transition to adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 21, 451-469.
- 本田 真大・新井 邦二郎 (2008). 中学生の悩みの経験、援助要請行動、援助評価が学校適応に与える影響 学校心理学研究, 8, 49-58.
- 本田 真大・新井 邦二郎・石隈 利紀 (2008). 中学生の悩みの深刻さ、援助要請時に受けた援助、受けた援助の期待との一致——援助評価と学校適応の関連の検討—— 筑波大学心理学研究, 36, 57-65.
- 本田 真大・新井 邦二郎・石隈 利紀 (2015). 援助要請行動から適応感に至るプロセスモデルの構築 カウンセリング研究, 48, 65-74.
- 本田 真大・石隈 利紀 (2008). 中学生の援助に対する評価尺度(援助評価尺度)の作成 学校心理学研究, 8, 29-39.
- 堀 啓造 (2005). 因子分析における因子数決定法——平行分析を中心にして—— 香川大学経済論叢, 77, 545-580.
- House, J. S. (1981). *Work stress and social support*. MA: Addison-Wesley.
- Kato, T. (2015). Frequently used coping scales: A meta-analysis. *Stress Health*, 31, 315-323.
- Langford, C. P., Bowsher, J., Maloney, J. P., & Lillis, P. P. (1997). Social support: A conceptual analysis. *Journal of Advanced Nursing*, 25, 95-100.
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1, 130-149.
- Matsunaga, M. (2010). Testing a mediational model of bullied victims' evaluation of received support and post-bullying adaptation: A Japan-US cross-cultural comparison. *Communication Monographs*, 77, 312-340.
- Merton, R. K. (1948). The self-fulfilling prophecy. *Antioch Review*, 8, 193-210.
- 森田 美登里 (2008). 回避型コーピングの用いられ方がストレス低減に及ぼす影響 健康心理学研究, 21, 21-30.
- 村山 航・及川 恵 (2005). 回避的な自己制御方略は本当に非適応的なのか 教育心理学研究, 53, 273-286.
- 中尾 達馬・加藤 和生 (2004). 「一般他者」を想定した愛着スタイル尺度の信頼性と妥当性の検討 九州大学心理学研究, 5, 19-27.
- 中岡 千幸・兒玉 憲一・高田 純・黄 正国 (2011). 大学生の心理カウンセラーへの援助要請意図モデルの検討——援助要請不安、援助要請期待及び援助要請意図の関連—— 広島大学心理学研究, 11, 215-224.
- 永井 智 (2017). 援助要請スタイルと愛着および適切な援助要請行動の関連の検討 立正大学心理学研究紀要, 15, 25-31.
- 永井 智・新井 邦二郎 (2007). 利益とコストの予期が中学生における友人への相談行動に与える影響の検討 教育心理学研究, 55, 197-207.
- 岡安 孝弘 (1992). 大学生のストレスに影響を及ぼす

- 性格特性とストレス状況との相互作用 健康心理学研究, 5, 12-23.
- 大塚 泰正 (2008). 理論的作成方法によるコーピング尺度 広島大学心理学研究, 8, 121-128.
- 鈴木 伸一 (2004). 3 次元 (接近-回避, 問題-情動, 行動-認知) モデルによるコーピング分類の妥当性の検討 心理学研究, 74, 504-511.
- 高木 修 (1997). 援助行動の生起過程に関するモデルの提案 関西大学社会学部紀要, 29, 1-21.
- 高本 真寛・相川 充 (2012). 行使意図を明確にしたコーピング尺度の開発と妥当性の検討 心理学研究, 83, 108-116.
- Taylor, S. E., & Brown, J. D. (1988). Illusion and well-being: A social psychological perspective on mental health. *Psychological Bulletin*, 103, 193-210.
- Viswesvaran, C., & Ones, D. S. (2003). Measurement error in "big five factors" personality assessment: Reliability generalization across studies and measures. In B. Thompson (Ed.), *Score reliability: Contemporary thinking on reliability issues* (pp. 245-257). Thousand Oaks, CA: Sage Publications, Inc.
- Vogel, D. L., & Wei, M. (2005). Adult attachment and help-seeking intent: The mediating roles of psychological distress and perceived social support. *Journal of Counseling Psychology*, 52, 347-357.
- Wilson, C. J., & Deane, F. P. (2001). Adolescent opinions about reducing help-seeking barriers and increasing appropriate help engagement. *Journal of Educational and Psychological Consultation*, 12, 345-364.
- Zimet, G. D., Dahlem, N. W., Zimet, S. G., & Farley, G. K. (1988). Multidimensional Scale of Perceived Social Support. *Journal of Personality Assessment*, 52, 30-41.

—— 2020. 2. 20 受稿, 2020. 11. 28 受理 ——