

ネガティブな内容の自己開示を行う動機が ネガティブな反すうと抑うつに与える影響

塚本亮太¹・長谷川晃²・服部陽介³

(1: 放課後等デイサービス事業所ラルジュ, 2: 東海学院大学人間関係学部, 3: 京都先端科学大学人文学部)

要 約

ネガティブな内容の自己開示を行う動機を測定する尺度を作成した上で、自己開示動機が自己開示や被開示者の反応とネガティブな反すうや抑うつとの関連に及ぼす調整効果について検討を行った。研究1では、大学生213名を対象とした調査の結果を踏まえ、5下位尺度からなるネガティブな内容の自己開示動機尺度が作成された。研究2では大学生320名に親しい友人か、ある程度親しい友人にネガティブな内容の自己開示を行った場面を想起させた上で、その時の自己開示動機について回答を求め、他の関連する指標にも回答を求めた。分析の結果、被開示者として親しい友人を想起した群において、抑うつに対する自己開示動機の合計得点と被開示者からの拒絶的反応の交互作用が有意であった。単純傾斜の検定の結果、自己開示動機が低い場合には、被開示者からの拒絶的反応が抑うつに正の影響を及ぼすが、自己開示動機が高い場合には、被開示者からの拒絶的反応が抑うつに影響を及ぼさないことが示唆された。

キーワード: 自己開示, 自己開示動機, 被開示者の反応, ネガティブな反すう, 抑うつ

(2019.9.12 受稿 査読審査を経て 2019.11.15 受理)

問題と目的

ネガティブな反すうは「その人にとって、否定的・嫌悪的な事柄を長い間、何度もくりかえし考えること」と定義される(伊藤・上里, 2001)。先行研究では、ネガティブな反すうと抑うつとの関連が繰り返し確認されている。例えば、調査時点では抑うつ症状が弱い大学生を対象とした伊藤・上里(2001)の調査の結果、ネガティブな反すう傾向が高い者は過去に強うつ状態を経験していることが示された。更に、伊藤・上里(2002)は、ベースラインの時点で抑うつ症状が弱い大学生を対象とした調査を行い、ネガティブな反すう傾向が高いほど、その後の8ヶ月間に強うつ状態を経験しやすいことを示した。

ネガティブな反すうや抑うつと関連することが予想される要因として、「自己を他者に知ってもらうために自分自身をあらわにすること」(Jourard, 1971)と定義される自己開示が挙げられる。例えば、森脇・坂本・丹野(2002a)は大学生を対象とした質問紙調査を行い、自己開示が被開示者の反応を介して抑うつに影響を及ぼす過程について検討を行った。その結果、適切な自己開示を行う者ほど被開示者から受容的反応が得られ、抑うつが弱まり、

不適切な自己開示を行う者ほど被開示者から拒絶的反応を受け、抑うつが強まることが示された。

更に、自己開示の一種である筆記開示法がネガティブな反すうに及ぼす効果についても検討されている。荒井・湯川(2006)は、参加者に日記形態で、その日にあった怒り経験の有無、その経験の客観的事実、その際の感情や思考、および筆記開示を行った感想を記述させ、筆記開示の前後で、ネガティブな反すうが減少するのか検討を行った。その結果、怒り経験の筆記開示を行った参加者は、統制条件の参加者よりもネガティブな反すう傾向が有意に低いことが示された。

Pennebaker, Mayne, & Francis(1997)は、筆記開示における認知語の使用が増加すると健康問題が改善することを示した。この結果から、筆記開示はある事柄についてより肯定的に捉えることができるようになったり、人生の物語に統合するなどの認知的再体制化を生じさせることで精神的健康に影響を与えると考えられる。また、筆記開示の手続きは暴露療法のようなものであると考えられる。つまり、筆記開示を行うことによって、これまで不安などのネガティブ感情を喚起していた対象への馴化が生じ、精神的健康に影響を与えることも考えられる

(佐藤, 2012)。以上に挙げた自己開示の持つ機能によって、ネガティブな反すうや抑うつが減少することが予想される。

しかし、自己開示がネガティブな反すうを減少させるという仮説を支持しない結果も得られている。塚本・長谷川(2017)は大学生を対象に調査を行い、共分散構造分析を用いて、自己開示、被開示者の反応、ネガティブな反すう、および抑うつの関係について検討を行った。その結果、自己開示はネガティブな反すうを増加させて、結果的に抑うつを増加させることが示唆された。

塚本・長谷川(2017)で示された自己開示がネガティブな反すうに与える正の影響には、自己開示動機が関連している可能性がある。例えば、自己開示動機は高いが自己開示量が少ない者は、思うように自己開示できないことについて反すうするのではないかと考えられる。また、被開示者の反応によって自己開示動機が満たされない場合、そのことについて反すうするだろう。

この検討を行うことにより、ネガティブな反すうや抑うつを改善させる方法を考案するための有益な情報が得られるだろう。しかし、自己開示動機に関する既存の尺度には、直接自己開示動機を測定していない、異質なものを一つの項目で扱っている、自己開示の内容が考慮されていない、項目が少ない因子があり、内的整合性が低い、という問題点がある(塚本, 1997; 小口, 1990; 高橋・伊藤, 2014)。そのため、自己開示動機が自己開示とネガティブな反すうや抑うつに及ぼす調整効果を検討する前に、まずは自己開示動機を測定する新たな尺度を作成することが必要である。そこで本研究では、まず既存の尺度の問題点を解消した、自己開示動機を測定する尺度を作成する。次に、ネガティブな反すうや抑うつに及ぼす、自己開示動機と自己開示量、および被開示者の反応の交互作用について検討する。

研究 1

目的

自己開示動機に関する既存の尺度の問題点を解消した新たな尺度を作成し、その信頼性と妥当性の検討を行う。なお、自己開示の内容によって、その行動の動機や他の変数に与える影響が異なることが予想される。本研究で作成する自己開示動機尺度は、抑うつといった心理的不適応との関連について検討するために使用することを想定している。筆記開示の研究では、特にネガティブな

内容の筆記開示が心理的不適応に及ぼす効果が確認されている。以上を踏まえ、本研究ではネガティブな内容の自己開示を行う動機を測定する尺度を作成する。また、作成された尺度の α 係数や、関連が予想される尺度との相関係数を算出することにより、尺度の信頼性と妥当性の検討を行う。

方法

調査参加者

東海地方の一大学に所属する大学生 298 名を対象に調査を行った。そのうち、回答が不適切であったもの、ネガティブな内容の自己開示動機尺度の項目原案に対して無回答であったもの、親しい友人がいないと回答するか、あるいはこの項目に無回答であったもの、親しい友人を複数名挙げたもの、親しさの評定が 10 を超えているか 0 であったもの、親しさの評定を行わなかったものを除き、有効回答者数は 213 名(男性 97 名, 女性 115 名, 不明 1 名, 平均年齢 19.39 歳, $SD=1.93$)であった。

質問紙

ネガティブな内容の自己開示動機尺度の項目原案 以下の手順で尺度の項目原案を作成した。臨床心理学を専攻する大学院生と臨床心理士の資格を持つ大学教員が、既存の自己開示動機尺度(塚本, 1997; 小口, 1990; 高橋・伊藤, 2014)や関連する尺度(市村, 2011; 小林・宮原, 2012; 片山, 1996; 野口, 2011)から項目の抽出を行った。その結果、118 項目が抽出された。

続いて、上記の 2 名によって、内容の類似度の観点から項目の分類を行った。その結果、1)不快な気分の解消、2)アドバイス、3)援助要請、4)親密感の増加、5)良いことがあって話したい、6)印象操作、7)自分の気持ちや考えを理解してもらおう、8)励ましてもらおう、9)規範性、10)その他に分類された。その後、分類結果をもとに、上記の 2 名が、その他を除く各カテゴリーに該当する項目を作成した。その際、各カテゴリーにつき 6 つずつ項目を作成したが、不快気分の解消は抽出された項目が多く、重要な動機であると判断されたため、9 項目作成した。また、良いことがあって話したいは、抽出の段階で質問紙の趣旨に沿うものが 1 項目しかなかったため、1 項目のみ作成した。

次に、作成された項目について、その意味内容と、各カテゴリーに該当する項目として妥当であるかどうかを、心理学を専門とする大学教員 1 名と臨床心理士の有資格者 1 名、および修士課程の大学院生 8 名に確認を依頼し

た。10名から受けた指摘を踏まえ、項目の修正を行い、最終的に53項目が作成された。

本研究では、親しい同性の友人にネガティブな内容の自己開示を行った場面を想起させるために、「落ち込んだり、自信を失ったり、悩んだりした時、その出来事や思いを親しい友人に話したり、相談したりすることがあると思います。そのような悩みを打ち明けたことのある親しい同性の友人を1人思い浮かべてください。思い浮かべたら下にその人のイニシャルをお書き下さい。(例：R.T.)」と教示し、被開示者を想起させた。次に「あなたは上で思い浮かべた人物とどの程度親しいですか。まったく親しくないを0点、非常に親しいを10点とした場合、何点になるかを以下の欄にご記入下さい。」と教示し、被開示者との親しさを11段階で評価させた。続いて、「上で思い浮かべて頂いた人物に対して、あなたはなぜ悩みを打ち明けようと思いますか。あてはまる数字に丸をつけてお答え下さい。」と教示し、作成された53項目に対して「あてはまらない(1)」、「あまりあてはまらない(2)」、「どちらともいえない(3)」、「ややあてはまる(4)」、「あてはまる(5)」の5件法で回答を求めた。

改訂版再確認傾向尺度(勝谷, 2004) 自分の存在価値に関わる側面について他者に確認したい願望を尋ねる「再確認願望」と、他者に繰り返し確認を求める行動を尋ねる「再確認行動」という2下位尺度から構成される尺度である。全12項目に対して「まったくあてはまらない(1)」から「非常によくあてはまる(7)」までの7件法で回答を求めた。本尺度は相手から自分の価値などを認められているのか確認をしたいという願望や傾向を測定の対象としており、ネガティブな内容の自己開示動機尺度の項目原案のうち、相手から尊重されたいという動機が反映されている「自分の気持ちや考えを理解してもらおう」や「励ましてもらおう」の 카테고리의項目を含む因子と正の相関が認められることが予想される。

不快情動回避心性尺度(福森・小川, 2005) 不快情動との直面の困難さを尋ねる10項目から構成される尺度である。各項目に対して「全くあてはまらない(1)」から「非常にあてはまる(7)」までの7件法で回答を求めた。本尺度は不快な情動を回避したいという心性を測定の対象としており、自己開示動機の一側面である「不快な気分の解消」は不快情動回避心性の一部であると考えられる。そのため、「不快な気分の解消」の 카테고리의項目を含む因子と正の相関が認められることが予想される。

親和動機尺度(杉浦, 2000) 相手から拒否されてひと

りぼっちになることを避けようとする気持ちを尋ねる「拒否不安」と、人と親密な関係を維持したいという気持ちを尋ねる「親和傾向」という2下位尺度から構成される尺度である。全18項目に対して「あてはまらない(1)」から「あてはまる(5)」までの5件法で回答を求めた。親和傾向は相手と親しくなりたいという傾向を指すが、自己開示動機の一側面である「親密感の増加」はこの傾向の一部であると考えられる。更に、相手に理解してもらおうことや励まされることは、相手と親しくなった証拠となる。そのため、親和傾向は「親密感の増加」、「自分の気持ちや考えを理解してもらおう」、および「励ましてもらおう」の 카테고리의項目を含む因子と正の相関が認められることが予想される。一方、拒否不安は、相手からの拒否や孤立を避けようとする傾向である。相手からの拒否や孤立は親密になることと正反対であるため、親密になろうとする者は、拒否や孤立を避ける傾向にあると考えられる。そのため、拒否不安は「親密感の増加」の 카테고리의項目を含む因子と正の相関が認められることが予想される。

自意識尺度(菅原, 1984) 本尺度は2下位尺度から構成されるが、本研究では自己の服装や髪形、あるいは他者に対する言動など、他者が観察しうる自己の側面に注意を向ける傾向を測定の対象とする「公的自意識」の11項目のみを用いた。各項目に対して「全くあてはまらない(1)」から「非常にあてはまる(7)」までの7件法で回答を求めた。他者が抱く自身に対する印象を操作することや規範性に沿った行動を取るためには、他者から自分がどう見られているのかを意識する必要がある。そのため、公的自意識は「印象操作」や「規範性」の 카테고리의項目を含む因子と正の相関が認められることが予想される。

援助要請スタイル尺度(永井, 2013) 「援助要請過剰型」、「援助要請自立型」、「援助要請回避型」という3下位尺度から構成される尺度である。全12項目に対して「全く当てはまらない(1)」から「非常によく当てはまる(7)」までの7件法で回答を求めた。下位尺度の中で、他者に援助要請を行うスタイルである援助要請自立型と援助要請過剰型は、アドバイスまたは直接的な援助を求める自己開示動機である「援助要請」や「アドバイス」の 카테고리의項目を含む因子と正の相関が認められることが予想される。反対に、援助要請を行わないスタイルである援助要請回避型は、「援助要請」や「アドバイス」の カテゴリを含む因子と負の相関が認められることが

予想される。

手続き

2018年5—7月に大学の教室で質問紙調査を実施した。大学の授業終了後に、その授業の受講者に対して調査参加の協力を依頼した。その際、調査への参加は任意であり、参加しないことによって不利益な対応を受けることはないこと、回答中に都合で止めても構わないこと、調査のデータは数量化されるため、個人の情報が公開される恐れはないことを説明した。これらの内容に同意した者に対して、質問紙に回答を求めた。なお、本稿に含まれている2つの研究は、著者が所属する大学の研究倫理委員会の承認を得た上で執り行われた。

結果

以下の分析はすべてSPSS Statistics 23で行った。まず、ネガティブな内容の自己開示動機尺度の項目原案のうち、天井効果と床効果が生じている項目の確認を行い、床効果が認められた9項目を削除した。続いて、残りの44項目について最尤法プロマックス回転による因子分析を行った。固有値の変化(15.14, 3.93, 2.52, 1.66, 1.51, 1.29, 1.09...)、解釈可能性、および因子を構成する項目数(項目数が少ない因子が認められないこと)を考慮し、5因子解を採用した。項目群に対して再度因子分析を行い、いずれの因子に対しても因子負荷量が.40未満であった項目と、いずれかの因子に対して因子負荷量が.40以上であるが、他の因子に対して因子負荷量が.30以上であった項目を除外した。再度同様の因子分析を行った結果、いずれの因子に対しても因子負荷量が.40未満であった項目が1項目認められたため、その項目を除外し、再度因子分析を行った。その結果、5因子35項目が抽出された。その結果をTable 1に示す。

第1因子は、対人関係を良好なものにすることを目的とした動機を反映した項目から構成されたため、「関係性の変容」と命名した。第2因子は、不快な気分を解消することを目的とした項目から構成されたため、「不快な気分の解消」と命名した。第3因子は、アドバイスの取得や助言を得ることを目的とした項目から構成されたため、「アドバイスの取得」と命名した。第4因子は、他者から直接的な援助を得ることを目的とした項目から構成されたため、「援助要請」と命名した。第5因子は、相手から受容的反応を受けることを目的とした項目から構成されたため、「受容的反応の取得」と命名した。

各尺度の記述統計量をTable 2に示した。ネガティブな内容の自己開示動機尺度の各下位尺度の α 係数は.82—.89であり、自己開示動機尺度全体の α 係数は.94であった。

Table 3に各尺度間の相関係数を示した。ネガティブな内容の自己開示動機尺度の各下位尺度や合計得点の間にはすべて有意な正の相関が認められた。また、ネガティブな内容の自己開示動機尺度の各下位尺度や合計得点は、すべて再確認願望、再確認行動、不快情動回避心性、親和傾向、拒否不安、公的自己意識、および援助要請過剰型と正の有意な相関が認められた。更に、アドバイスの取得のみ援助要請自立型と正の有意な相関が認められ、アドバイスの取得と援助要請は共に援助要請回避型と負の有意な相関が認められた。

考察

因子分析の結果を基に、5下位尺度からなるネガティブな内容の自己開示動機尺度が作成された。各尺度の α 係数から、尺度の内的整合性が高いことが示された。

本研究で作成されたネガティブな内容の自己開示動機尺度は、既存の尺度の項目を基に作成された。そのため、作成された尺度の因子の内容は、先行研究で抽出された因子と類似した部分もあるが、差異も認められた。ネガティブな内容の自己開示動機尺度の下位尺度である関係性の変容は、対人関係を良好なものにすることを目的とした動機を反映しており、榎本(1997)の親密感追及的自己開示動機、小口(1990)の意図性、および高橋・伊藤(2014)の親密感維持的自己開示動機に相当すると考えられる。不快な気分の解消は他者に自己開示することによって不快な気分を解消することを目的とした動機であり、榎本(1997)の情動開放的自己開示動機、小口(1990)の感情性、および高橋・伊藤(2014)の情動開放的自己開示動機と対応していると考えられる。アドバイスの取得は、他者からアドバイスを受けるために自己開示をするという動機を反映しており、援助要請は他者から直接的な援助を受けることを目的とする動機を反映している。この2つの動機は、榎本(1997)の相談的自己開示動機、小口(1990)の意図性、および高橋・伊藤(2014)の相談・共感追及的自己開示動機と対応していると考えられる。既存の尺度では、アドバイスを求めることと直接手助けをしてもらうことを分けて1つの下位尺度で扱っているが、本尺度では別の因子として抽出された。受容的反応の取得は、被開示者から慰めや励まし、共感などのような受

Table 1 ネガティブな内容の自己開示動機尺度の因子分析の結果

	1	2	3	4	5	想定された カテゴリー
関係性の変容						
50. 自分のイメージを変えるため	.80	-.08	-.01	-.02	.10	6
28. 相手との距離を縮めるため	.74	.00	-.10	.11	-.06	4
6. 相手との親しさを示すため	.69	.02	-.10	.01	.11	4
7. 人と違うということを示すため	.64	-.02	.13	-.11	-.20	6
40. 相手を頼りにしていることを伝えるため	.61	.07	.25	-.03	-.02	4
37. 人と同じであることを示すため	.61	.18	-.05	.02	.02	6
12. 相手を励ますため	.59	.06	-.03	.07	.04	9
39. 自分が思ったこと, 感じたことを忘れずに残しておきたいから	.55	-.05	.27	-.09	.03	5
17. 自分が弱い立場であると認識してもらうため	.53	-.10	-.06	.05	.29	8
20. 相手が自分のことをどう思っているのかを知るため	.49	.05	-.04	.27	.06	4
不快な気分の解消						
29. 落ち込んだ気分から脱するため	-.02	.87	-.08	.05	-.03	1
52. 嫌な気分を発散し, すっきりしたいから	-.06	.83	.02	-.07	-.05	1
33. さびしさを和らげるため	.13	.77	-.09	-.23	.11	1
44. 頭にくることがあり, その気持ちを解消したいから	-.06	.63	-.13	.06	.04	1
48. 悲しみやつらさを解消するため	-.15	.60	.13	.10	.15	1
38. 不安や緊張を解消させるため	.02	.59	.24	-.03	.00	1
21. 現実から逃避したくなったから	.26	.51	-.06	-.03	-.14	1
25. 親身になって聞いてもらうため	.09	.46	.17	.08	-.01	8
アドバイスの取得						
8. 自分で気づかない欠点や特徴などを, 相手から指摘してもらうため	.15	-.26	.74	.00	-.06	2
36. 相手から意見やアドバイスを受けるため	-.13	-.04	.72	.21	.00	2
10. 自分の考え方や気持ちを整理するため	-.06	.10	.64	-.06	.00	1
53. 悩んでいることに対して, 相手がどのように考えるのかを知るため	.13	.02	.60	-.07	-.02	2
49. 相手の意見を参考にするため	-.06	.09	.58	.14	-.09	2
19. 自分の気持ちや考えを理解してもらうため	-.10	.02	.54	.00	.25	7
23. 自分の考えや選択が正しいかを確かめるため	.14	.05	.45	-.12	.11	2
援助要請						
16. 相手に協力してもらうため	-.11	-.22	.02	.94	.15	3
30. 相手の力を借りるため	-.03	.07	.04	.81	-.08	3
5. 相手に手伝ってもらうため	.24	-.08	-.07	.75	-.04	3
45. 助けてもらうため	-.02	.23	.07	.64	-.12	3
18. 事態を解決してもらうため	.21	.07	.10	.54	-.09	3

ネガティブな内容の自己開示を行う動機がネガティブな反すうと抑うつに与える影響

Table 1 ネガティブな内容の自己開示動機尺度の因子分析の結果(続き)

	1	2	3	4	5	想定された カテゴリー
受容的反応の取得						
11. 相手に同情してもらうため	.13	-.04	-.05	-.08	.83	7
3. 相手に「あなたは悪くない」と肯定してもらうため	.12	.02	-.05	-.03	.71	8
15. 相手に共感してもらうため	-.08	.06	.14	-.01	.69	7
13. 相手になぐさめてもらうため	-.01	.21	.08	.07	.52	8
34. 相手に励ましてもらうため	-.02	.25	-.04	.25	.41	8
因子間相関						
	1	2	3	4	5	
		.36	.25	.44	.50	
			.60	.58	.65	
				.60	.42	
					.53	

注)1: 不快な気分の解消, 2: アドバイス, 3: 援助要請, 4: 親密感の増加, 5: 良いことがあって話したい, 6: 印象操作, 7: 自分の気持ちや考えを理解してもらう, 8: 励ましてもらう, 9: 規範性。

Table 2 各尺度の記述統計量

	<i>M</i>	<i>SD</i>	α	歪度	尖度
親しさ	8.91	1.38	—	-1.50	2.62
自己開示動機					
関係性の変容	24.22	8.25	.89	.06	-.46
不快な気分の解消	27.48	6.97	.87	-.66	.25
アドバイスの取得	26.42	5.34	.82	-.66	.78
援助要請	15.97	5.10	.88	-.48	-.43
受容的反応の取得	14.65	4.95	.86	-.31	-.60
自己開示動機合計	108.75	23.77	.94	-.53	.52
改訂版再確認傾向					
再確認願望	26.70	8.16	.90	-.30	-.04
再確認行動	23.25	7.28	.78	-.14	-.28
不快情動回避心性	42.59	12.00	.90	-.06	.27
親和動機					
親和傾向	32.40	7.44	.91	-.55	.33
拒否不安	30.11	7.58	.88	-.58	.32
公的自己意識	52.22	12.97	.92	-.38	.08
援助要請スタイル					
援助要請自立型	18.11	4.91	.82	-.43	.30
援助要請過剰型	16.28	6.23	.93	-.16	-.66
援助要請回避型	13.12	5.62	.86	.17	-.51

Table 3 各尺度間の相関係数

	1	2	3	4	5	6	7
1. 関係性の変容							
2. 不快な気分の解消	.42 **						
3. アドバイスの取得	.33 **	.54 **					
4. 援助要請	.50 **	.54 **	.56 **				
5. 受容的反応の取得	.54 **	.66 **	.47 **	.54 **			
6. 自己開示動機合計	.76 **	.81 **	.71 **	.78 **	.81 **		
7. 再確認願望	.28 **	.48 **	.30 **	.30 **	.46 **	.47 **	
8. 再確認行動	.29 **	.43 **	.18 *	.24 **	.44 **	.41 **	.76 **
9. 不快情動回避心性	.19 **	.36 **	.20 **	.20 **	.41 **	.35 **	.56 **
10. 親和傾向	.33 **	.45 **	.51 **	.42 **	.44 **	.54 **	.30 **
11. 拒否不安	.25 **	.41 **	.27 **	.26 **	.37 **	.40 **	.51 **
12. 公的自己意識	.18 **	.53 **	.35 **	.29 **	.45 **	.45 **	.67 **
13. 援助要請自立型	.11	.01	.21 **	.04	.06	.11	-.05
14. 援助要請過剰型	.29 **	.39 **	.38 **	.37 **	.38 **	.46 **	.31 **
15. 援助要請回避型	.09	-.13	-.30 **	-.21 **	-.05	-.13	-.02

	8	9	10	11	12	13	14
1. 関係性の変容							
2. 不快な気分の解消							
3. アドバイスの取得							
4. 援助要請							
5. 受容的反応の取得							
6. 自己開示動機合計							
7. 再確認願望							
8. 再確認行動							
9. 不快情動回避心性	.55 **						
10. 親和傾向	.19 **	.18 *					
11. 拒否不安	.40 **	.57 **	.48 **				
12. 公的自己意識	.53 **	.60 **	.42 **	.67 **			
13. 援助要請自立型	-.07	.03	.14 *	-.08	-.02		
14. 援助要請過剰型	.28 **	.28 **	.50 **	.34 **	.35 **	-.11	
15. 援助要請回避型	.11	.15 *	-.16 *	.07	.03	.20 **	-.33 **

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

容的反応を得ることを目的とした動機を反映しており、榎本(1997)の理解・共感追及的自己開示動機や高橋・伊藤(2014)の相談・共感追及的自己開示動機に対応すると考えられる。一方、本尺度には周りの状況に合わせて自己開示しようと思うという内容を扱った下位尺度が含まれておらず、小口(1990)の規範性に該当する因子は抽

出されなかった。

なお、ネガティブな内容の自己開示動機尺度の因子間相関は、因子得点を用いた場合には $.25 \leq r \leq .65$ であり、因子を構成する項目の合計得点を用いた場合には $.33 \leq r \leq .66$ であった。相関がやや強い因子も認められるが、各因子の得点の分散の 56%以上が他の因子とは重複して

いないため、因子間の弁別はある程度担保されていると考えられる。

次にネガティブな内容の自己開示動機尺度の妥当性について考察する。不快な気分の解消は不快な気分から脱することを目的とした項目から構成されており、不快情動回避心性の一部であると考えられる。そのため、不快情動回避心性との正の相関が予想されたが、仮説を支持する知見が得られた。

アドバイスの取得は他者からの助言を得るという動機を反映した項目から構成されている。他者に助言を求めることは援助要請行動の一種であり、援助要請スタイル尺度の援助要請自立型や援助要請過剰型と正の相関が、援助要請回避型と負の相関が予想された。分析の結果、仮説を支持する知見が得られた。

援助要請は他者から直接的なサポートを得るという動機を反映した項目から構成されている。援助要請もアドバイスの取得と同様に、援助要請スタイル尺度の援助要請自立型や援助要請過剰型と正の相関が、援助要請回避型と負の相関が予想されていた。分析の結果、援助要請自立型との有意な相関が得られなかったものの、援助要請は援助要請過剰型との正の相関に加えて、援助要請回避型との負の相関が認められ、仮説は一部支持された。援助要請自立型との相関が有意ではなかったことについて、以下のように考えられる。援助要請は直接的な手助けを求める動機であり、この動機が高い者ほど困った際に自力による解決を試みず、すぐに援助を求めていると考えられる。一方、援助要請自立型は、困難に遭遇した際、まずは自力での解決を試み、解決できない場合に援助を求めるスタイルである。2 尺度にはそのような差異があるために、援助要請と援助要請自立型との間に有意な相関が認められなかったものと考えられる。

また、受容的反応の取得は相手に共感してもらうことや励ましてもらうことを求める項目から構成されている。再確認願望、再確認行動、および親和傾向は、その動機と一致した側面を測定の対象としており、正の相関が得られることが予想された。分析の結果、受容的反応の取得と再確認願望、再確認行動、および親和傾向の間に正の相関が得られ、仮説は支持された。

他の尺度との関連から、ネガティブな内容の自己開示動機尺度に含まれる下位尺度のうち、関係性の変容を除く 4 下位尺度についてはある程度の妥当性が示された。一方、関係性の変容は相手との親密感を増加させることを目的とした項目に加え、他者に良い印象を与えようと

する項目から構成されているため、親和傾向、拒否不安、および公的自己意識と正の相関が得られることが予想された。分析の結果、この 3 尺度との有意な正の相関が認められたものの、他の因子と比較して上記の尺度との相関は弱かった。関係性の変容の中には、他者が抱く自分に対する印象を操作することを目的とした項目が含まれており、これらは親和傾向や拒否不安のみを反映した動機ではない。また、公的自己意識は他者が抱く印象を操作しようとする動機自体を測定している訳ではない。そのため、関係性の変容は親和傾向、拒否不安、および公的自己意識との相関が弱かったものと考えられる。関係性の変容の妥当性に関する今後の課題については、本稿の最後で議論する。

研究 2

目的

荒井・湯川(2006)が行った実験研究の結果から、自己開示の一種である筆記開示がネガティブな反すと減少させることが示唆された。しかし、塚本・長谷川(2017)が行った調査研究では、自己開示がネガティブな反すと増加させることを通じて抑うつの増加を引き起こすことが示されており、自己開示とネガティブな反との関連については結果が一貫していない。塚本・長谷川(2017)の調査において、自己開示がネガティブな反すと増加させたことには自己開示動機が関連していると考えられる。つまり、自己開示動機が全般的に高いが、実際の自己開示量が少ない者は、思うように自己開示できないことについて反すとすると考えられる。また、被開示者の反応によって自己開示動機が満たされない場合、そのことについて反すとすることが予想される。

そこで本研究では、自己開示動機と自己開示量の相互作用や、自己開示動機と被開示者の反応の交互作用がネガティブな反すと抑うつに与える影響を検討することを目的とする。本研究の仮説は以下の通りである。

仮説 1：自己開示動機が全般的に高い者の自己開示量が少ない場合、思うように自己開示できないことについて反すと、抑うつ状態に陥ると考えられる。そのため、ネガティブな内容の自己開示動機尺度の合計得点が高く、自己開示量が少ない者はネガティブな反すと抑うつの得点が高いと予想される。

仮説 2：アドバイスの取得、援助要請、および受容的反応の取得という 3 側面は、被開示者からの受容的反応

を求める動機を反映している。それらの動機が強い者が被開示者からの受容的反応を受けられないと、動機が満たされないことについて反すうし、抑うつが強まると考えられる。そのため、ネガティブな内容の自己開示動機尺度のアドバイスの取得、援助要請、および受容的反応の取得の得点が高く、被開示者から多くの受容的反応を受けることができなかつた者は、ネガティブな反すうと抑うつ得点が高いと予想される。

仮説 3: 仮説 2 と関連して、アドバイスの取得、援助要請、および受容的反応の取得という自己開示動機が強い者は、被開示者からの拒絶的反応を受けることを望んでいないため、他者から拒絶された場合には、そのことについて反すうし、抑うつが強まると考えられる。そのため、ネガティブな内容の自己開示動機尺度のアドバイスの取得、援助要請、および受容的反応の取得の得点が高く、被開示者から多くの拒絶的反応を受けた者は、ネガティブな反すうと抑うつ得点が高いと予想される。

なお、塚本・長谷川 (2017) が行った調査研究では、被開示者を最も親しい同性の友人に限定して参加者に想起を求めた。その結果、被開示者の反応が受容的反応に偏り、自己開示が被開示者からの拒絶的反応を引き出さないという結果が示され、変数間の関連を検討する上で問題が生じた可能性がある。そのため、本研究では被開示者として親しい同性の友人を想起させる群と、親友ではないがある程度親しい同性の友人を想起させる群の 2 群を設けて、各群に対して同じ質問紙に回答を求め、結果に差があるのか探索する。

方法

調査参加者

東海地方にある A 大学と関西地方にある B 大学の学生 416 名を対象とした調査を行った。参加者のうち 193 名には被開示者として親しい同性の友人を想起させ(親しい友人群)、残りの 223 名には親友ではないがある程度親しい同性の友人を想起させた(ある程度親しい友人群)。そのうち、回答が不適切であったもの、親しさの評価が 10 を超えていたもの、親しさの評価をしなかったもの、被開示者のイニシャルを記入しなかったもの、および被開示者を複数名想起したものを除いた 320 名を分析の対象とした。このうち、親しい友人群は 146 名(男性 67 名、女性 79 名、平均年齢 19.86 歳、 $SD = 3.81$)であり、ある程度親しい友人群は 174 名(男性 92 名、女性 82 名、平均年齢 19.63、 $SD = 1.61$)であった。

質問紙

ネガティブな内容の自己開示動機尺度 研究 1 で作成された尺度を用いた。

自己開示の深さを測る尺度(丹羽・丸野, 2010) 自己開示をレベル I から IV までの深さに分類し、それぞれの量を測定する尺度である。本尺度のレベル II から IV までの内容はネガティブなものであるため、その 3 下位尺度をネガティブな自己開示の指標として用いた。本研究では、ネガティブな内容の自己開示動機尺度で想起させた人物に対して、17 項目の内容を「何も話さない(1)」から「十分に詳しく話す(7)」までの 7 件法で回答を求めた。先行研究では、本尺度のレベル II から IV までの下位尺度間の相関が非常に強いことが報告されているため($.89 \leq r \leq .92$; 塚本・長谷川, 2017)、本研究ではこれらの 3 下位尺度を構成する 17 項目の合計得点を算出し、分析で用いた。以後、本尺度の得点を「自己開示量」と表記する。

被開示者の反応尺度(森脇・坂本・丹野, 2002b) 被開示者からの受容的反応を反映した 4 下位尺度と、被開示者からの拒絶的反応を反映した 4 下位尺度から構成される尺度である。被開示者を、ネガティブな内容の自己開示動機尺度で想起させた友人とした上で、全 44 項目に対して「まったく無い(1)」から「よくある(4)」までの 4 件法で回答を求めた。被開示者からの受容的反応の合計得点と被開示者からの拒絶的反応の合計得点を算出し、分析で用いた。

ネガティブな反すう尺度(伊藤・上里, 2001) 本尺度は 2 下位尺度から構成されるが、本研究では普段、どの程度ネガティブな反すうを行っているのかを測定する「ネガティブな反すう傾向」の 7 項目のみを使用した。各項目に対して「当てはまらない(1)」から「当てはまる(6)」までの 6 件法で回答を求めた。以後、本尺度の得点を「ネガティブな反すう」と表記する。

日本語版 Beck Depression Inventory-II(小嶋・古川, 2003) 過去 2 週間における抑うつ症状の重症度を測定する尺度である。21 項目に対して 4 件法で回答を求めた。以後、本尺度の得点を「抑うつ」と表記する。

手続き

2018 年 9—11 月に大学の教室で、研究 1 と同様の手続きで質問紙調査を実施した。

結果

各尺度の記述統計量を Table 4 に示す。群を独立変数

ネガティブな内容の自己開示を行う動機がネガティブな反すうと抑うつに与える影響

Table 4 各尺度の記述統計量と群間の得点の差

	親しい友人群			ある程度親しい友人群			
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>α</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>α</i>	<i>t</i>
年齢	19.86	3.81	—	19.63	1.61	—	0.70
親しさ	8.51	1.55	—	7.82	2.02	—	3.47 **
自己開示動機							
関係性の変容	25.12	8.08	.88	26.84	8.07	.88	-1.89
不快な気分の解消	26.68	7.05	.86	26.75	6.28	.83	-0.10
アドバイスの取得	26.54	4.93	.79	26.03	5.25	.84	0.89
援助要請	15.39	5.24	.88	15.55	4.80	.88	-0.28
受容的反応の取得	14.59	4.97	.85	15.06	4.76	.87	-0.86
自己開示動機合計	108.66	23.81	.94	110.34	23.15	.94	-0.63
自己開示量							
自己開示量	68.44	23.33	.95	70.08	19.90	.94	-0.66
被開示者の反応							
被開示者からの受容的反応	65.83	10.52	.91	64.98	11.77	.95	0.67
被開示者からの拒絶的反応	35.58	9.80	.91	38.69	12.45	.95	-2.46 **
反すう	25.34	8.53	.89	26.95	7.11	.85	-1.78
抑うつ	17.00	13.22	.94	16.96	11.57	.93	0.03

** $p < .01$.

とした t 検定の結果、親しい友人群の方が親しさの得点が高く、拒絶的反応の得点が低いことが示された。親しさの得点における有意な差から、本研究で想起させた被開示者の親しさの操作が適切になされたことが示唆される。Table 5 に親しい友人群とある程度親しい友人群における各尺度間の相関係数を示した。

次に、親しい友人群とある程度親しい友人群のそれぞれにおいて、自己開示量と自己開示動機がネガティブな反すうと抑うつに及ぼす主効果と交互作用を検討するために、階層的重回帰分析を行った。この分析では、ネガティブな反すうと抑うつに対する全体的な自己開示動機と自己開示量の交互作用を検討するために、自己開示動機合計と自己開示量を独立変数として投入した。なお、以下の分析ではすべて、独立変数に投入する変数を中心化した上で行った。独立変数には、Step 1 で自己開示量と自己開示動機合計の主効果を投入し、Step 2 で 2 変数の交互作用項を投入した。また、従属変数にはネガティブな反すうと抑うつをそれぞれ投入した。その結果を Table 6 に示す。

親しい友人群を対象とした分析では、Step 1 と 2 の決定係数はいずれも有意ではなかった。ある程度親しい友

人群を対象とした分析では、ネガティブな反すうを従属変数とした分析における、Step 1 の決定係数のみが有意であり、自己開示動機合計がネガティブな反すうに正の影響を及ぼすことが示された。

次に、親しい友人群とある程度親しい友人群のそれぞれにおいて、アドバイスの取得、援助要請、受容的反応の取得という自己開示動機の 3 側面と被開示者からの受容的反応がネガティブな反すうと抑うつに及ぼす主効果と交互作用の検討を行った。これらの自己開示動機の 3 側面は、被開示者からの受容的反応を求める動機を反映しており、これらの動機が強い者が被開示者からの受容的反応を得られないと、自己開示動機が満たされず、ネガティブな反すうと抑うつに繋がることが予想された。そのため、アドバイスの取得、援助要請、および受容的反応の取得のみを分析で取り上げた。

独立変数には、Step 1 でアドバイスの取得、援助要請、および受容的反応の取得のいずれかと被開示者からの受容的反応を投入した。Step 2 では Step 1 で投入した 2 変数の交互作用項を投入した。また、従属変数にはネガティブな反すうと抑うつをそれぞれ投入した分析を行った。その結果を Table 7 に示す。

Table 5 尺度間の相関係数(右上は親しい友人群, 左下はある程度親しい友人群における結果を示す)

	1	2	3	4	5	6
1. 関係性の変容	—	.56 **	.42 **	.53 **	.70 **	.85 **
2. 不快な気分の解消	.49 **	—	.50 **	.31 **	.73 **	.81 **
3. アドバイスの取得	.31 **	.55 **	—	.45 **	.45 **	.69 **
4. 援助要請	.52 **	.48 **	.61 **	—	.52 **	.70 **
5. 受容的反応の取得	.62 **	.73 **	.38 **	.55 **	—	.87 **
6. 自己開示動機合計	.80 **	.82 **	.70 **	.78 **	.83 **	—
7. 自己開示量	.26 **	.43 **	.49 **	.41 **	.35 **	.48 **
8. 被開示者からの受容的反応	.17 *	.45 **	.55 **	.43 **	.36 **	.47 **
9. 被開示者からの拒絶的反応	.29 **	-.00	-.25 **	-.05	.08	.05
10. ネガティブな反すう	.15	.27 **	.31 **	.19 *	.16 *	.27 **
11. 抑うつ	.05	-.03	-.00	-.05	-.03	-.01

	7	8	9	10	11
1. 関係性の変容	.31 **	.03	.35 **	.16	.02
2. 不快な気分の解消	.44 **	.14	.11	.18 *	-.01
3. アドバイスの取得	.42 **	.42 **	-.00	.15	-.15
4. 援助要請	.21 *	.17 *	.20 *	.02	-.04
5. 受容的反応の取得	.42 **	.14	.14	.09	-.11
6. 自己開示動機合計	.45 **	.20 *	.23 **	.14	.07
7. 自己開示量	—	.30 **	.01	.19 *	.03
8. 被開示者からの受容的反応	.57 **	—	-.37 **	-.07	-.28 **
9. 被開示者からの拒絶的反応	-.14	-.44 **	—	.01	.18 *
10. ネガティブな反すう	.27 **	.21 **	.01	—	.54 **
11. 抑うつ	-.02	-.21 *	.20 *	.30 **	—

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

Table 6 自己開示動機合計と自己開示量がネガティブな反すうと抑うつに及ぼす主効果と交互作用

独立変数	親しい友人群				ある程度親しい友人群			
	ネガティブな反すう		抑うつ		ネガティブな反すう		抑うつ	
	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β
Step 1	.03		.01		.09 **		.00	
自己開示動機合計		.07		-.10		.18 *		.01
自己開示量		.13		.08		.15		-.02
Step 2	.00		.01		.01		.00	
自己開示量×自己開示動機合計		-.05		.07		-.09		.04

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

ネガティブな内容の自己開示を行う動機がネガティブな反すうと抑うつに与える影響

Table 7 自己開示動機と被開示者からの受容的反応がネガティブな反すうと抑うつに及ぼす主効果と交互作用

独立変数	親しい友人群				ある程度親しい友人群			
	ネガティブな反すう		抑うつ		ネガティブな反すう		抑うつ	
	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β
独立変数: アドバイスの取得								
Step 1	.06 *		.08 **		.10 **		.06 *	
アドバイスの取得		.24 *		-.01		.27 **		.13
被開示者からの受容的 反応		-.20 *		-.27 **		.05		-.29 **
Step 2	.00		.01		.00		.01	
アドバイスの取得×被 開示者からの受容的 反応		.01		.08		-.07		-.08
独立変数: 援助要請								
Step 1	.01		.08 **		.06 **		.04 *	
援助要請		.04		.01		.13		.05
被開示者からの受容的 反応		-.11		-.29 **		.14		-.24 **
Step 2	.01		.00		.01		.01	
援助要請×被開示者 からの受容的 反応		-.08		-.02		-.07		-.08
独立変数: 受容的反応の取得								
Step 1	.02		.09 **		.05 *		.04 *	
受容的反応の取得		.10		-.09		.09		.04
被開示者からの受容的 反応		-.10		-.28 **		.16		-.24 **
Step 2	.01		.01		.01		.01	
受容的反応の取得× 被開示者からの受容的 反応		-.09		-.10		-.09		-.08

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

親しい友人群における、ネガティブな反すうを従属変数とした分析では、独立変数にアドバイスの取得を投入した場合に Step 1 の決定係数が有意であり、ネガティブな反すうに対してアドバイスの取得は正の、被開示者からの受容的反応は負の影響を与えることが示された。親しい友人群における、抑うつを従属変数とした分析では、自己開示動機のいずれの変数を投入した場合においても Step 1 の決定係数が有意であり、被開示者からの受容的反応が抑うつに負の影響を及ぼすことが示された。

ある程度親しい友人群における、ネガティブな反すう

を従属変数とした分析では、自己開示動機のいずれの変数を投入した場合においても Step 1 の決定係数が有意であった。しかし、有意な標準偏回帰係数が得られたのは、独立変数にアドバイスの取得を投入した分析における、アドバイスの取得がネガティブな反すうに及ぼす正の影響のみであった。

ある程度親しい友人群における、抑うつを従属変数とした分析では、自己開示動機のいずれの変数を投入した場合においても Step 1 の決定係数が有意であり、被開示者からの受容的反応が抑うつに負の影響を及ぼすことが

示された。

次に、親しい友人群とある程度親しい友人群のそれぞれにおいて、自己開示動機と被開示者からの拒絶的反応がネガティブな反すうと抑うつに及ぼす主効果と交互作用を、階層的重回帰分析により検討を行った。被開示者の受容的反応を独立変数に投入した分析と同様に、Step 1 でネガティブな内容の自己開示動機尺度の下位尺度のうち、アドバイスの取得、援助要請、および受容的反応の取得のいずれかと被開示者からの拒絶的反応を投入した。Step 2 では Step 1 で投入した 2 変数の交互作用項を投入した。また、従属変数にはネガティブな反すうと抑うつをそれぞれ投入した分析を行った。その結果を Table 8 に示す。

親しい友人群における、ネガティブな反すうを従属変数とした分析では、いずれの変数を投入した場合においても Step 1 と Step 2 の決定係数が有意にならなかった。親しい友人群における、抑うつを従属変数とした分析では、アドバイスの取得と受容的反応の取得を独立変数に投入した場合に Step 1 の決定係数が有意であり、いずれの場合も被開示者からの拒絶的反応が抑うつに対して正の影響を及ぼしていた。更に、援助要請と受容的反応の取得を独立変数として投入した分析において Step 2 の決定係数が有意であり、援助要請や受容的反応の取得と被開示者からの拒絶反応の交互作用が有意であった。

自己開示動機と被開示者の有意な交互作用が、他の動機を独立変数に投入した場合にも認められるのかを検討するために、探索的に関係性の変容、不快な気分の解消、および自己開示動機合計を独立変数に投入した階層的重回帰分析を行った。その結果、これらの 3 つの分析のすべてにおいても、自己開示動機と被開示者からの拒絶的反応の交互作用が有意であった (Table 8)。

自己開示動機合計と被開示者からの拒絶的反応の交互作用について単純傾斜の検定を行った結果、自己開示動機合計が低い ($M-1SD$) 場合には、被開示者からの拒絶的反応が抑うつに正の影響を及ぼすが ($B = 0.68, p < .01$)、自己開示動機が高い ($M+1SD$) 場合には、被開示者からの拒絶的反応と抑うつには有意な関連が認められなかった ($B = 0.04, p = .82$)。Figure 1 にその結果を図示した。同様にネガティブな内容の自己開示動機尺度の下位尺度と被開示者からの拒絶的反応の交互作用について単純傾斜の検定を行った結果、自己開示動機合計を用いた場合と同様の結果が得られた。

ある程度親しい友人群における、ネガティブな反すう

を従属変数とした分析では、アドバイスの取得、援助要請、および受容的反応の取得のいずれを独立変数に投入した場合にも、Step 1 の決定係数が有意であり、いずれの場合においても自己開示動機がネガティブな反すうに対して正の影響を及ぼしていた。不快な気分の解消や自己開示動機合計を独立変数に投入した場合にも同様の結果が得られた。

ある程度親しい友人群における、抑うつを従属変数とした分析では、アドバイスの取得、援助要請、および受容的反応の取得のいずれの変数を投入した場合においても Step 1 の決定係数が有意であり、被開示者からの拒絶的反応が抑うつに対して正の影響を与えていた。独立変数に関係性の変容、不快な気分の解消、および自己開示動機合計を投入した場合にも同様の結果が得られた。

考察

階層的重回帰分析を行った結果、親しい友人群とある程度親しい友人群の両群において、ネガティブな反すうや抑うつに対する自己開示動機合計と自己開示量の交互作用は有意ではなく、仮説 1 は支持されなかった。また、両群において、ネガティブな反すうと抑うつに対するアドバイスの取得、援助要請、および受容的反応の取得と被開示者からの受容的反応の交互作用は有意ではなく、仮説 2 も支持されなかった。これらの結果から、自己開示動機は自己開示量や被開示者の受容的反応とネガティブな反すうや抑うつに関連を調整していないことが示唆される。

一方、親しい友人群において抑うつに対する関係性の変容、不快な気分の解消、援助要請、受容的反応の取得、および自己開示動機合計と被開示者からの拒絶的反応の交互作用が有意であった。そこで、自己開示動機の各下位尺度および自己開示動機尺度合計と被開示者からの拒絶的反応の交互作用について、単純傾斜の検定を行った結果、自己開示動機が低い場合には、被開示者からの拒絶的反応が抑うつに正の影響を及ぼすが、自己開示動機が高い場合には、被開示者からの拒絶的反応が抑うつに影響を及ぼさないという結果が得られた。本研究では、アドバイスの取得、援助要請、および受容的反応の取得という自己開示動機の 3 側面が高く、被開示者から多くの拒絶を受けている者のネガティブな反すうや抑うつが高いという仮説を立てていた。しかし、自己開示動機が低く、被開示者からの多くの拒絶的反応を受けている者の抑うつが高いという結果が得られたため、仮説 3 は支持されなかった。

ネガティブな内容の自己開示を行う動機がネガティブな反すうと抑うつに与える影響

Table 8 自己開示動機と被開示者からの拒絶的反応がネガティブな反すうと抑うつに及ぼす主効果と交互作用

独立変数	親しい友人群				ある程度親しい友人群				
	ネガティブな反すう		抑うつ		ネガティブな反すう		抑うつ		
	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	
独立変数: 関係性の変容									
Step 1	.03		.04		.03		.04	*	
関係性の変容		.16		-.07		.17		*	
被開示者からの拒絶的 反応		.00		.26	**	-.03		.20	*
Step 2	.03		.04	*	.00		.00		
関係性の変容×被開示 者からの拒絶的 反応		-.17		-.20	*	.01		.02	
独立変数: 不快な気分の解消									
Step 1	.03		.03		.08	**	.04	*	
不快な気分の解消		.18	*	-.08		.28	**	-.06	
被開示者からの拒絶的 反応		-.01		.21	*	-.00		.22	**
Step 2	.00		.04	*	.00		.00		
不快な気分の解消×被 開示者からの拒絶的 反応		-.00		-.21	*	.03		-.07	
独立変数: アドバイスの取得									
Step 1	.03		.06	*	.11	**	.04	*	
アドバイスの取得		.16		-.15		.36	**	.06	
被開示者からの拒絶的 反応		.02		.19	*	.10		.21	*
Step 2	.00		.00		.00		.00		
アドバイスの取得×被開 示者からの拒絶的 反応		.02		-.07		.05		.04	
独立変数: 援助要請									
Step 1	.00		.04		.04	*	.04	*	
援助要請		.00		-.11		.20	*	-.05	
被開示者からの拒絶的 反応		.04		.25	**	.02		.20	*
Step 2	.01		.05	**	.00		.00		
援助要請×被開示者か らの拒絶的 反応		-.11		-.23	**	.00		-.01	

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

Table 8 自己開示動機と被開示者からの拒絶的反応がネガティブな反すうと抑うつに及ぼす主効果と交互作用(続き)

独立変数	親しい友人群				ある程度親しい友人群			
	ネガティブな反すう		抑うつ		ネガティブな反すう		抑うつ	
	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β
独立変数:受容的反応の取得								
Step 1	.01		.05 *		.03		.04 *	
受容的反応の取得		.08		-.17		.19 *		-.06
被開示者からの拒絶的 反応		-.01		.22 *		-.03		.20 *
Step 2	.01		.04 *		.01		.00	
受容的反応の取得×被 開示者からの拒絶的 反応		-.10		-.19 *		.10		.01
独立変数:自己開示動機合計								
Step 1	.02		.05 *		.08 **		.04 *	
自己開示動機合計		.13		-.14		.30 **		-.03
被開示者からの拒絶的 反応		.00		.26 **		-.02		.21 *
Step 2	.01		.05 **		.00		.00	
自己開示動機合計×被 開示者からの拒絶的 反応		-.11		-.24 **		.05		-.01

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

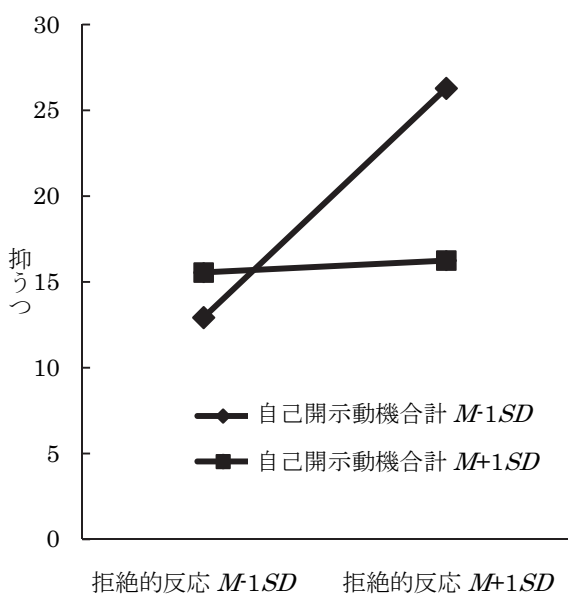


Figure 1 親しい友人群における自己開示動機合計と被開示者からの拒絶的反応が抑うつに与える交互作用

この結果については以下のように考えられる。自己開示動機が高いということは、自己開示をしたいという思いが強いということを意味する。そのため、自己開示動

機が高い者は、親しい友人から拒絶的反応を受けても、他の友人などに自己開示をするという選択肢があり、抑うつを増加させない。一方、自己開示動機が低い者は自己開示をしたいという思いは弱く、親しい友人だからこそ自己開示を行うことができるのだろう。そのため、親しい友人からの拒絶的反応を受けた場合、他の友人に自己開示を行うという選択肢がないため、抑うつを増加させるのではないかと考えられる。

本研究では、親しい友人群のみにおいて自己開示動機と被開示者からの拒絶的反応の交互作用が有意であった。ある程度親しい友人群では有意な交互作用が認められなかったのは、大学生にとって、親しい友人からの反応がより重要であることが理由であると考えられる。

また、抑うつに対する被開示者からの拒絶的反応と自己開示動機の交互作用は有意であったが、被開示者からの受容的反応では有意な交互作用が認められなかった。一方、被開示者からの受容的な反応が抑うつに与える主効果は有意であったため、大学生は被開示者からの受容的反応を受けると、自己開示動機と関係なく抑うつを減少させることが示唆された。塚本・長谷川(2017)が行っ

た調査の結果、被開示者からの受容的反応は被開示者からの拒絶的な反応の影響を統制した場合においても抑うつに負の影響を与えることが示されており、この関係は頑健なものであることが伺える。

本研究では、階層的重回帰分析において自己開示量とネガティブな反すうの関連が認められなかったが、単純相関では正の有意な相関が認められた。後者の結果は、共分散構造分析で検討を行った塚本・長谷川(2017)の結果と一致している。本研究の結果から、この結果が得られた理由は自己開示動機とは関連がないことが示唆される。塚本・長谷川(2017)は、自己開示量とネガティブな反すうに正の関連が認められた理由として、「自己開示によって、開示した内容に関する想起を増加させ、ネガティブな反すうについても増加させたと解釈することができる。」と述べている。また、彼らは筆記開示法を用いた研究と結果が一致しない理由として、大学生は一般的に、馴化や認知的再体制化を生じさせるのに必要なだけの自己開示を行っていない可能性があることを挙げている。本研究で得られた知見を踏まえ、自己開示がネガティブな反すうに及ぼす影響を規定する要因を特定するための更なる検討を積み重ねることが求められる。

最後に、本研究の限界点を述べる。研究1では、ネガティブな内容の自己開示動機尺度が作成され、尺度の高い内的整合性が確認された。また、関係性の変容を除く下位尺度の妥当性が確認されたが、関係性の変容の妥当性を示す十分な根拠が得られなかった。その理由として、前述の通り、本研究では他者が抱く印象を操作しようとする動機自体を測定する尺度を用いなかったことが考えられる。関係性の変容の妥当性については、バランス型社会的望ましさ反応尺度(谷, 2008)といった、他者が抱く自身に対する印象を操作する傾向を測定する尺度などを用いて再検討を行う必要があるだろう。

次に、本研究では自己開示の内容の差異については考慮しなかったが、内容の差異が他の変数との関連に影響を及ぼしている可能性がある。そのため、自己開示の内容の差異を考慮した検討を行うことが求められる。更に、研究2では、測定を行った各変数の時間軸が異なる点についても留意する必要がある。本研究では特定の人物に対して自己開示を行った過去の一時点における参加者の自己開示動機と自己開示量、および被開示者の反応を測定したが、これらの状態や状況は日常的に繰り返されていると考えられる。そのため、それらが普段のネガティブな反すうや過去2週間における抑うつに影響を与える

と想定し、検討を行ったが、この点が因果関係の検討を困難にし、かつ、変数間の関連を弱めた可能性もある。経験サンプリングといった手法を用い、特定の時点に測定された自己開示に関する諸変数が数時間後の思考や気分を与える影響を検討することが、変数間の因果関係に迫る上で重要となるだろう。

最後に、研究2では被開示者として、親しい同性の友人とある程度親しい同性の友人を参加者に想起させた上で調査を行った。しかし、日常場面では同性の友人以外にも、異性の友人、両親、兄弟、学校の先生、および初対面の相手なども被開示者になりうる。今後は参加者にこれらの被開示者を想起させる調査を行い、自己開示がもたらす効果について多角的な検討を行うことが望まれる。

引用文献

- 荒井 崇史・湯川 進太郎 (2006). 言語化による怒りの制御 カウンセリング研究, 39, 1-10.
- 榎本 博明 (1997). 自己開示の心理学的研究 北大路書房
- 福森 崇貴・小川 俊樹 (2005). 不快情動回避心性尺度の作成 筑波大学心理学研究, 29, 125-130.
- 市村(阿部) 美帆 (2011). 自尊感情の高さと変動性の2側面と自尊感情低下後の回復行動との関連 心理学研究, 82, 362-369.
- 伊藤 拓・上里 一郎 (2001). ネガティブな反すう尺度の作成およびうつ状態との関連性の検討 カウンセリング研究, 34, 31-42.
- 伊藤 拓・上里 一郎 (2002). ネガティブな反すうとうつ状態の関連性についての予測的研究 カウンセリング研究, 35, 40-46.
- Jourard, S. M. (1971). *Self-disclosure: An experimental analysis of the transparent self.* Oxford, England: John Wiley.
- 片山 美由紀 (1996). 否定的内容の自己開示への抵抗感と自尊心の関連 心理学研究, 67, 351-358.
- 勝谷 紀子 (2004). 改訂版重要他者に対する再確認傾向尺度の信頼性・妥当性の検討 パーソナリティ研究, 13, 11-20.
- 小林 真・宮原 千佳 (2012). 充実感の観点から見た大学生の自己開示動機 富山大学人間発達科学部紀要, 6, 89-98.

- 小嶋 雅代・古川 壽亮 (2003). 日本語版 BDI-II ベック抑うつ質問票手続き 日本文化科学社
- 森脇 愛子・坂本 真士・丹野 義彦 (2002a). 大学生における自己開示の適切性, 聞き手の反応の受容性が開示者の抑うつ反応に及ぼす影響——モデルの縦断的検討—— カウンセリング研究, *35*, 229-236.
- 森脇 愛子・坂本 真士・丹野 義彦 (2002b). 大学生における自己開示方法および被開示者の反応の尺度作成の試み 性格心理学研究, *11*, 12-23.
- 永井 智 (2013). 援助要請スタイル尺度の作成——縦断調査による実際の援助要請行動との関連から—— 教育心理学研究, *61*, 44-55.
- 丹羽 空・丸野 俊一 (2010). 自己開示の深さを測定する尺度の開発 パーソナリティ研究, *18*, 196-209.
- 野口 恵美 (2011). 大学生の自己開示満足感とインターネット上の自己開示特徴および孤独感との関連 九州大学心理学研究, *12*, 121-128
- 小口 孝司 (1990). 自己開示動機に関する基礎的研究 応用心理学研究 *15*, 29-38.
- Pennebaker, J. W., Mayne, T. J., & Francis, M. E. (1997). Linguistic predictors of adaptive bereavement. *Journal of Personality and Social Psychology*, *72*, 863-871.
- 佐藤 徳 (2012). 筆記開示はなぜ効くのか——同一体験の継続的な筆記による馴化と認知的再体制化の促進—— 感情心理学研究, *19*, 71-80.
- 菅原 健介 (1984). 自意識尺度 (self-consciousness scale) 日本語版作成の試み 心理学研究, *55*, 184-188.
- 杉浦 健 (2000). 2 つの親和動機と対人的疎外感との関係——その発達的变化—— 教育心理学研究, *48*, 352-360.
- 高橋 真悠・伊藤 宗親 (2014). 自尊感情が否定的内容の自己開示に与える影響 岐阜大学カリキュラム開発研究, *31*, 20-25.
- 谷 伊織 (2008). バランス型社会的望ましき反応尺度日本語版 (BIDR-J) の作成と信頼性・妥当性の検討 パーソナリティ研究, *17*, 18-28.
- 塚本 亮太・長谷川 晃 (2017). 自己開示がネガティブな反すうと被開示者の反応を介して抑うつに与える影響 東海学院大学紀要, *11*, 63-72.

Influences of motivations for making self-disclosure about negative issues on negative rumination and depression

Ryota Tsukamoto¹, Akira Hasegawa², and Yosuke Hattori³

¹After School Day Service Office Large

²Faculty of Human Relations, Tokai Gakuin University

³Faculty of Humanities, Kyoto University of Advanced Science

Abstract

A measure for assessing the motivations for making self-disclosure about negative issues was developed, and the moderating effects of motivations for self-disclosure on the relationship of self-disclosure and the responses of the recipients of disclosures with negative rumination and depression were investigated. In Study 1, the Motivations for Self-Disclosure about Negative Issues Scale comprising of five subscales was developed based on responses of undergraduate students ($n = 213$) to a pool of items. In Study 2, undergraduate students ($n = 320$) completed the Motivations for Self-Disclosure about Negative Issues Scale while recalling a situation in which they disclosed negative issues about themselves to a close friend or a relatively close friend. They also responded to measures assessing the frequency of self-disclosures to friends, and the responses of friends, as well as negative rumination and depression. The results of the group recalling self-disclosures to close friends indicated a significant interaction of the total score of motivations for self-disclosure and negative responses of friends on depression. Simple slope analyses indicated that negative responses of friends intensified depression when participants' motivations for self-disclosure were low, whereas this relationship was not significant when their motivations for self-disclosure were high.

Keywords: self-disclosure, motivations for self-disclosure, responses of disclosure recipients, negative rumination, and depression