

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

塚本亮太¹・長谷川晃²

(1: 東海学院大学大学院人間関係学研究科, 2: 東海学院大学人間関係学部)

要 約

自己開示は抑うつの改善を導く要因であると考えられているが、自己開示によって抑うつが減少する理由については未だ不明確である。本研究では自己開示が被開示者の反応とネガティブな反すうを介して抑うつに与える影響について検討を行った。大学生 182 名（男性 81 名、女性 99 名、不明 2 名、平均年齢 19.78 歳、 $SD=2.95$ ）に、各変数を測定する質問紙に回答を求めた。共分散構造分析の結果、親しい友人への自己開示は被開示者から受容的反応を引き出すことを通して抑うつの改善を導くことが示された。しかし、自己開示はネガティブな反すうの増加を介して抑うつを増加させた。単純相関では自己開示と抑うつは無関連であったため、自己開示が受容的反応を引き起こすことで生じる抑うつに対する負の影響は、自己開示によって生じるネガティブな反すうの増加による抑うつに対する正の影響により相殺されていると考えられる。

キーワード：自己開示の深さ、ネガティブな反すう、被開示者の反応、抑うつ

(2017.9.6 受稿 査読審査を経て 2017.10.23 受理)

問題と目的

ネガティブな反すうとは「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」（伊藤・上里, 2001）を指す。伊藤・上里(2001)は抑うつ症状が低い大学生を対象とし、ネガティブな反すう傾向、ネガティブな反すうを止めたくても止められないというネガティブな反すうのコントロール不可能性、「自己以外のものよりも自己に注目し、それが持続する傾向」（坂本, 1997）である自己没入傾向がうつ状態と関連があるのか検討を行った。その結果、ネガティブな反すう傾向のみが過去に経験されたうつ状態の重症度と関連することが示された。さらに、伊藤・上里(2002)は、調査時点に抑うつ症状が低い大学生を対象とし、ネガティブな反すう傾向が将来のうつ状態をもたらす要因であるのか検討を行った。その結果、ネガティブな反すう傾向が高いほど、その後の 8 ヶ月間に経験されたうつ状態が強くなることを示された。以上の結果より、ネガティブな反すうが抑うつをもたらす要因であることが示唆された。

ネガティブな反すうを規定している要因として自己開示が挙げられる。自己開示とは、「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。また、Jourard(1971)は、重要な他者に対して十分に自己開示できる能力は健康なパーソナリティにとって重要な条件になると考えた。

丹羽・丸野(2010)は社会的浸透理論を参考に、自己開示の深さを 4 つのレベルに分類し、それを測る尺度を作成した。自己開示の深さのレベルは以下の通りである。レベルⅠ：趣味・趣向など、一般的な自分の好みについての情報。レベルⅡ：容易には克服できない困難な経験について、経験やそれをどう乗り越えてきたかに関する情報。レベルⅢ：決定的ではない弱点で、それほど重要ではないが未熟と思われる自分自身の認知や情動の情報。レベルⅣ：自分の性格や能力の否定的側面で、開示することによって関係が脅かされる危険性がある情報。

丹羽・丸野(2010)はこの尺度を用いて、充実感を持っている者、自尊感情が高い者、孤独を感じていない適応的な者ほど初対面の他者に対してレベルⅠ・Ⅱの表層的な自己開示を多く行うことを示した。しかし、充実感や自尊感情、孤独感と初対面の者に対するレベルⅢ・Ⅳの深層的な自己開示とは無関連であった。また、親しい友人に対しては、自己開示の深さに関わらず多く自己開示

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

を行っていることが示された。

自己開示には被開示者の存在が必要となり、被開示者は自己開示に対して何らかの反応を取る。森脇・坂本・丹野(2002)は自己開示に対する被開示者の反応を受容的の反応と拒絶的の反応に分類し、両反応の量を測定する被開示者の反応尺度を作成した。この研究ではさらに、被開示者の受容的の反応と孤独感の間に負の相関がみられ、拒絶的の反応と孤独感の間に正の相関が見られた。森脇(2005)はこの尺度を用い、適切な自己開示と不適切な自己開示、被開示者の反応、抑うつとの関係の検討を行った。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の反応が得られ、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の反応を受け、抑うつが強まることが示された。

また、自己開示がネガティブな反すうや抑うつに及ぼす効果を推測する上で、筆記開示の研究が参考になる。筆記開示が精神的健康に対して影響を与える理由として考えられるものの1つとして認知的再体制化が挙げられる(佐藤, 2012)。筆記開示を行うことで、その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る、人生の物語に統合するなど、認知変容が起こる可能性がある。また、ネガティブな事柄について筆記開示を行うことで、馴化が生じている可能性もある(佐藤, 2012)。筆記開示を行うためにはその出来事に注意を向けなければならない。不快な対象に関する感情・思考に暴露されることで不快な対象への馴化が生じると考えられる。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、筆記開示したことに対する感想を記述させ、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。

以上をまとめると、自己開示をすることにより認知的再体制化や馴化が生じ、ネガティブな反すうを軽減させることを通して抑うつが改善することが予想される。また、自己開示が被開示者の受容的の反応を引き出すことで抑うつを減少させることも予想される。しかし、先行研究では以上の過程について十分な検討が行われていないため、本研究では自己開示と被開示者の反応、ネガティブな反すうと抑うつとの関係について、共分散構造分析を行うことにより検討を行う。

検討を行う仮説は以下の通りである。仮説 1: 浅い自己開示および深い自己開示はともに、ネガティブな反すうに負の影響を与える。仮説 2: 浅い自己開示および深い自己開示はともに、被開示者の受容的の反応に正の影響を与える。仮説 3: 浅い自己開示および深い自己開示はともに、被開示者の拒絶的の反応に負の影響を与える。仮説 4: 抑うつに対してネガティブな反すうは正の影響を与える。仮説 5: 被開示者の受容的の反応はネガティブな反すうに負の影響を与える。仮説 6: 抑うつに対して受容的の反応は負の影響を与える。仮説 7: 被開示者の拒絶的の反応はネガティブな反すうに正の影響を与える。仮説 8: 抑うつに対して拒絶的の反応は正の影響を与える。

以上を図示すると Figure 1 のようになる。また、自己開示が特に開示した内容に関する思考の変化に影響するのか検討するために、自己開示の尺度で取り上げられている内容に関する思考を測定する尺度も用いる。

方法

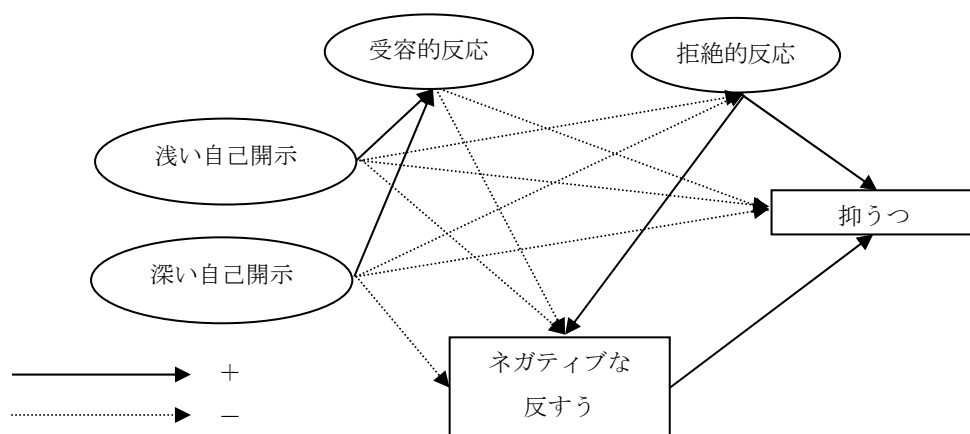


Figure 1 本研究の仮説モデル

調査協力者

東海学院大学の学生 197 名を対象とし、調査を行った。全調査協力者のうち、2 つ以上の尺度に回答した 182 名（男性 81 名、女性 99 名、不明 2 名、平均年齢 19.78 歳、 $SD=2.95$ ）を有効回答者とした。

質問紙の構成

自己開示の深さを測定する尺度（丹羽・丸野，2010）

自己開示の深さを測定する尺度である。この尺度は自己開示の深さを、最も浅いレベル I から最も深いレベル IV までの 4 段階に分類し、レベル I の深さを測定する 7 項目、レベル II の深さを測定する 4 項目、レベル III の深さを測定する 6 項目、レベル IV の深さを測定する 7 項目という合計 24 項目で構成される。回答は「何も話さない(1)」から「十分に詳しく話す(7)」までの 7 件法で求めた。本研究では曾我部・小関(2015)に倣い、特に親しい友人を想起させた上で各項目に対して回答を求めた。

被開示者の反応尺度（森脇他，2002） 被開示者の受容的反応と拒絶的反応を測定する尺度である。この尺度は被開示者の受容的反応として真剣な態度、アドバイス、親身な行動、共感の 4 因子 22 項目、拒絶的反応として否定・無視、無関心、真剣みの無さ、少ない反応の 4 因子 22 項目の計 8 因子 44 項目で構成されている。自己開示の深さを測る尺度で想起させた同性の友人について想起を求めた上で、各項目に対して「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。

開示内容の想起尺度 上記の自己開示の深さを測定する尺度を構成する 24 項目の開示内容について、普段、どの程度悩んでいるのかを、「ほとんど悩まない(1)」から「ほとんどいつも悩む(4)」までの 4 件法で回答を求めた。なお、自己開示の深さ尺度の質問項目をそのまま使用すると文章として不自然な項目が 2 項目認められたため、その部分のみを次のように修正して用いた。まず、「自分の能力についてひどく気にやっていること」を「自分の能力について」に変更した。また、「ささいな欠点について日ごろ思い悩んでいること」を「ささいな欠点について」に変更した。

ネガティブな反すう尺度（伊藤・上里，2001） 本尺度は「ネガティブな反すう傾向」と「ネガティブな反すうのコントロール不可能性」の 2 因子から構成されている。本尺度は合計 11 項目から構成されるが、本研究では「ネガティブな反すう傾向」の 6 項目のみを使用した。回答は「当てはまらない(1)」から「当てはまる(6)」までの 6 件法で求めた。この尺度は、合計得点が高いほどネ

ガティブな反すう傾向が高いことを意味する。

Beck Depression Inventory (BDI) 日本語版（林，1988；林・瀧本，1991） 抑うつ症状を測定する尺度である。全 21 項目から構成されており、回答は 4 件法で求めた。いずれの項目も、点数が高くなるほど症状が重くなるように構成されている。

手続き

2016 年 6 月下旬から 9 月上旬に質問紙調査を実施した。集団配布、集団回収および個別回収により、無記名式の質問紙調査を実施した。調査の実施の前に、調査の目的、プライバシーの保護、調査方法、調査結果の取り扱いに関して説明し、承諾した場合のみ調査に回答するように求めた。所要時間は 15 分程度であった。

結果

Table 1 に各尺度の記述統計量を示した。各尺度の得点の性差の検討を行った結果、男性の方が被開示者の拒絶的反応のすべての因子と、開示内容の想起尺度のレベル I およびレベル II の得点が高く ($t > 2.09, p < .04$)、女性の方が自己開示のレベル I とレベル III、被開示者の受容的反応のすべての因子、およびネガティブな反すう尺度の得点が高いことが示された ($t < -2.74, p < .02$)。

Table 2 に全サンプルを対象とした尺度間の相関係数を、Table 3 に性別毎の尺度間の相関係数を示した。男女間で相関係数に若干の差が認められたが、性別毎に多変量解析を行うには、サンプルサイズが十分ではない点を考慮し、以下では全サンプルを対象とした分析結果のみを示した。

次に、共分散構造分析を用いて自己開示、聞き手の反応、ネガティブな反すう、および抑うつとの関係について検討を行った。はじめに仮説モデルの検討を行った。解析には IBM SPSS Amos ver. 23 を用いた。また、欠損値については完全情報最尤推定法を用いて処理を行った。各尺度・各因子の合計得点を観測変数とし、モデルを構成した。なお、Figure 1 では外生変数として浅い自己開示と深い自己開示という 2 つの潜在変数を設定しているが、自己開示尺度の下位尺度同士の相関が非常に高かったため、浅い自己開示と深い自己開示を分けず、自己開示 I—IV で構成される自己開示という潜在変数を設定した。また、聞き手の受容的反応と聞き手の拒絶的反応の誤差変数間に共分散を仮定した（モデル 1）。その結果、モデルの適合度は、 $\chi^2(70) = 153.16, p < .01, CFI = .96$,

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

RMSEA = .081, AIC = 251.16 であった。

なお、このモデルでは自己開示から抑うつ、自己開示から拒絶的反応、受容的反応からネガティブな反すう、拒絶的反応から抑うつへのパスが有意ではなかったため、これらのパスを削除して再度分析を行った (モデル 2)。その結果、モデルの適合度は、 $\chi^2(73) = 155.95, p < .01, CFI = .96, RMSEA = .079, AIC = 247.95$ であった。モデルを比較する際に用いる AIC が改善したため、本モデルを採用した。Figure 2 にその結果を示した。なお、Figure 2 では誤差変数や誤差変数間の共分散を省略した。自己開示は受容的反応に正の影響を与え、受容的反応は抑うつに負の影響を与えた。また、自己開示と拒絶的反応は、ネガティブな反すうに正の影響を与えた。そして、ネガティブな反すうは抑うつに正の影響を与えた。

次に、共分散構造分析を用いて自己開示、聞き手の反応、開示内容の想起、および抑うつの関係の検討を行っ

た。まずモデル 1 に示した変数のうち、ネガティブな反すうを開示内容の想起に置き換えてモデルを作成した。

なお、開示内容の想起という潜在変数を設定し、各尺度の 4 因子の観測変数から構成した (モデル 3)。その結果、モデルの適合度は、 $\chi^2(110) = 287.80, p < .01, CFI = .93, RMSEA = .094, AIC = 407.80$ であった。

なお、このモデルでは自己開示から抑うつ、自己開示から拒絶的反応、受容的反応から開示内容の想起、受容的反応から抑うつへのパスが有意ではなかったため、これらのパスを削除して再度分析を行った (モデル 4)。その結果、モデルの適合度は、 $\chi^2(114) = 295.12, p < .01, CFI = .93, RMSEA = .094, AIC = 407.12$ であった。

また、モデル 2 のネガティブな反すうを開示内容の想起に置き換えてモデルを作成し、検討を行った (モデル 5)。その結果、モデルの適合度は、 $\chi^2(114) = 293.27, p < .01, CFI = .93, RMSEA = .093, AIC = 405.27$ であ

Table 1 各尺度の記述統計量

	全体				男性			女性		
	<i>N</i>	<i>M</i>	(<i>SD</i>)	α	<i>N</i>	<i>M</i>	(<i>SD</i>)	<i>N</i>	<i>M</i>	(<i>SD</i>)
自己開示尺度										
自己開示 I	173	37.75	(8.93)	.90	75	33.92	(10.22)	97	40.59	(6.43)
自己開示 II	178	17.00	(6.38)	.88	79	16.06	(6.48)	97	17.79	(6.29)
自己開示 III	177	26.01	(9.25)	.92	79	24.22	(9.02)	96	27.65	(9.22)
自己開示 IV	171	28.92	(11.59)	.94	72	27.53	(11.78)	97	30.01	(11.49)
被開示者の反応尺度										
真剣な姿勢	173	18.05	(3.74)	.84	76	16.26	(3.62)	95	19.52	(3.20)
アドバイス	175	14.34	(3.00)	.76	77	13.23	(2.93)	96	15.25	(2.79)
親身な行動	174	17.24	(3.90)	.85	76	15.41	(3.88)	96	18.73	(3.29)
共感	175	15.87	(3.00)	.83	77	14.55	(3.10)	96	16.97	(2.43)
否定・無視	174	8.68	(3.04)	.79	76	9.53	(3.04)	96	7.93	(2.80)
無関心	172	12.29	(4.22)	.85	76	13.61	(4.36)	94	11.10	(3.70)
真剣みのなさ	174	9.62	(3.37)	.80	77	10.55	(3.32)	95	8.75	(3.12)
少ない反応	173	9.90	(2.77)	.68	77	10.42	(2.80)	94	9.39	(2.65)
開示内容の想起										
開示内容の想起 I	180	13.89	(5.04)	.88	80	14.98	(5.17)	99	12.97	(4.78)
開示内容の想起 II	180	8.19	(2.69)	.79	80	8.64	(2.70)	99	7.80	(2.64)
開示内容の想起 III	177	14.51	(4.58)	.89	79	14.11	(4.34)	97	14.80	(4.79)
開示内容の想起 IV	178	17.42	(5.33)	.89	79	16.90	(5.00)	98	17.83	(5.60)
ネガティブな反すう尺度	175	24.21	(8.31)	.86	78	22.19	(8.39)	97	25.82	(7.91)
BDI	176	16.04	(10.59)	.90	77	16.39	(11.52)	98	15.57	(9.71)

Table 2 全サンプルを対象とした尺度間の相関係数

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
1.自己開示I																	
2.自己開示II	.59																
3.自己開示III	.61	.89															
4.自己開示IV	.56	.91	.92														
5.真剣な態度	.56	.50	.55	.47													
6.アドバース	.48	.43	.42	.40	.67												
7.親身な行動	.50	.52	.54	.52	.81	.69											
8.共感	.60	.44	.47	.44	.74	.68	.71										
9.否定・無視	-.24	-.07	-.07	.03	.22	.13	-.11	-.27									
10.無関心	-.29	-.08	-.11	-.00	.29	.17	-.18	-.27	.82								
11.真剣みのなさ	-.24	-.14	-.17	-.07	-.32	.16	-.21	-.28	.76	.87							
12.少ない反応	-.19	-.12	-.08	-.03	-.28	.19	-.24	-.29	.70	.78	.79						
13.開示内容の想起I	.07	.10	.09	.16	.10	.12	-.08	-.15	.33	.33	.31	.27					
14.開示内容の想起II	.06	.20	.16	.24	-.08	-.12	-.05	-.19	.33	.26	.25	.22	.70				
15.開示内容の想起III	.14	.09	.17	.19	.04	-.12	.00	-.02	.16	.18	.23	.20	.55	.56			
16.開示内容の想起IV	.18	.11	.18	.18	.07	.03	.00	-.03	.14	.12	.20	.22	.51	.55	.85		
17.ネガティブな反すう	.18	.17	.25	.26	.14	.10	.15	.09	.23	.18	.21	.20	.36	.47	.61	.60	
18.BDI	-.05	-.08	-.02	.04	.14	-.18	.17	-.15	.26	.26	.30	.28	.39	.40	.53	.54	.47

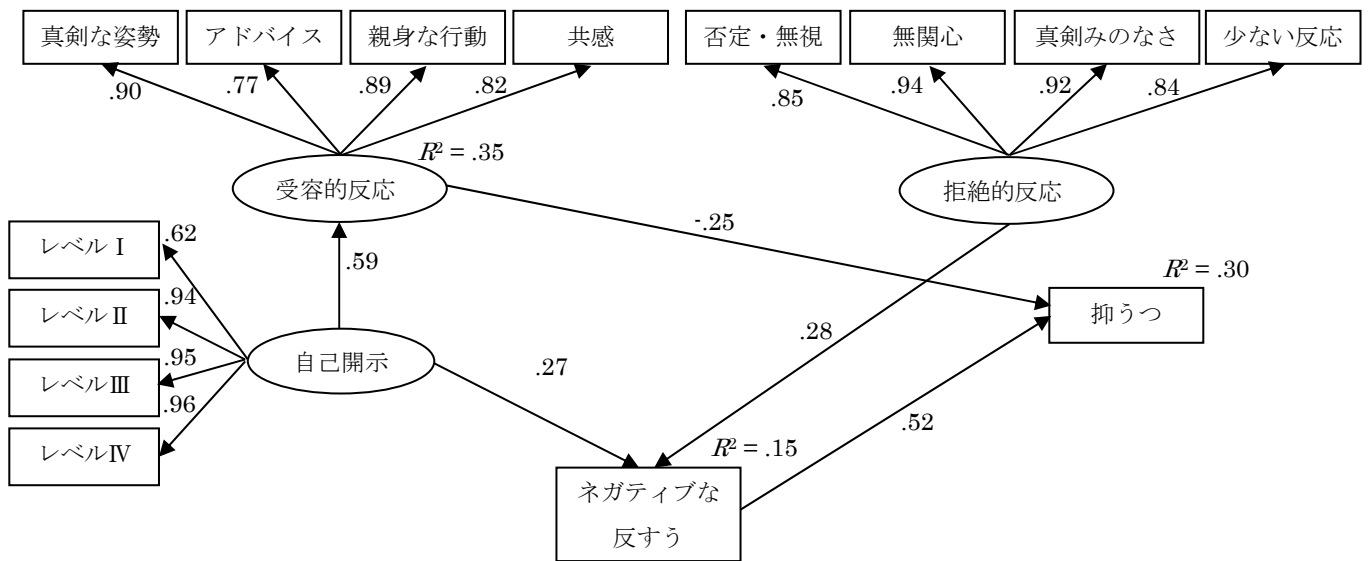
※5%水準で有意な相関係数を太字で示した。

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

Table 3 性別毎の尺度間の相関係数

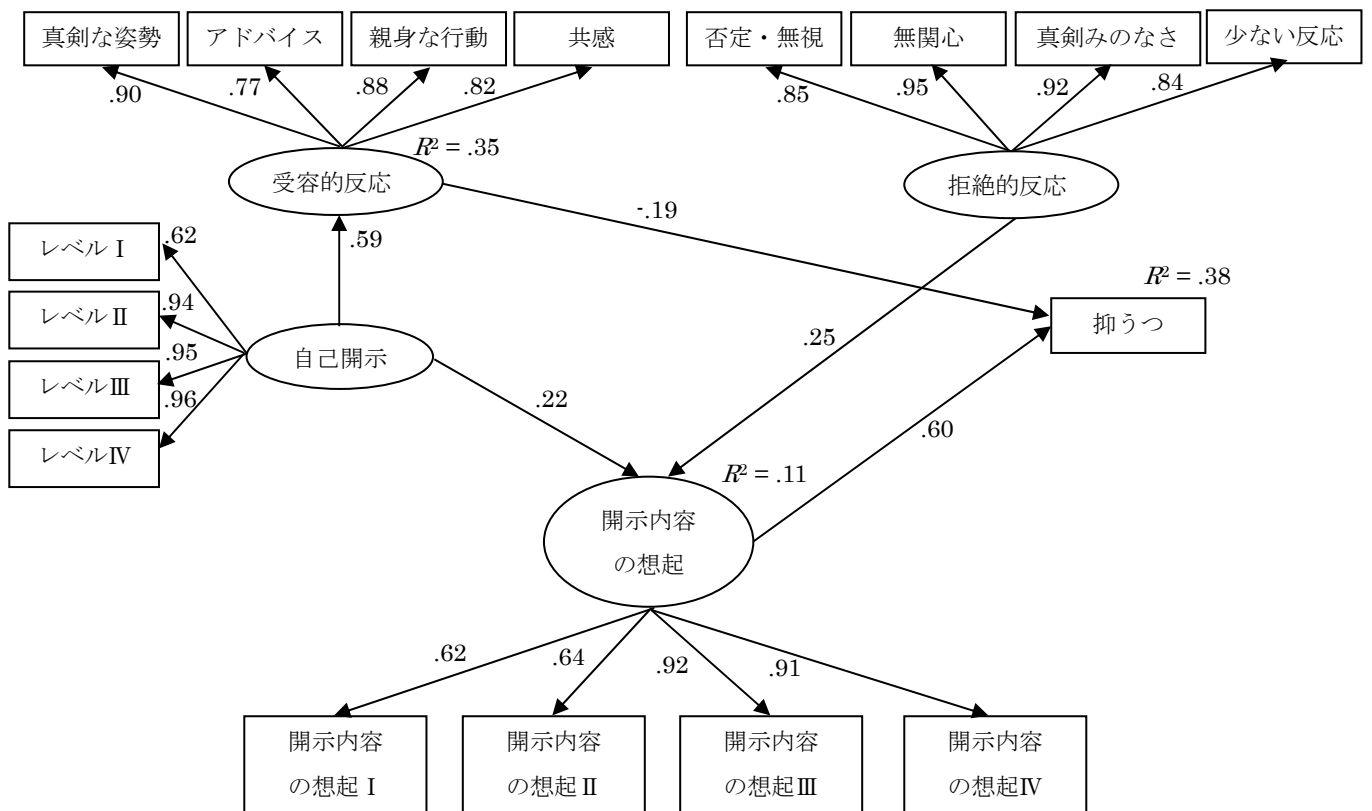
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1.自己開示I	-	.66	.71	.64	.55	.43	.37	.65	-.25	-.23	-.20	-.13	.08	.05	.21	.20	.05	-.07
2.自己開示II	.54	-	.88	.92	.52	.39	.48	.45	.06	.06	-.00	.00	.14	.17	.21	.17	.18	-.11
3.自己開示III	.51	.90	-	.92	.57	.36	.50	.54	.06	.05	-.03	-.00	.13	.13	.20	.14	.21	-.05
4.自己開示IV	.51	.89	.92	-	.55	.33	.53	.47	.12	.12	.03	.04	.16	.19	.26	.15	.22	-.01
5.真剣な態度	.42	.48	.49	.42	-	.63	.79	.78	.01	.01	-.04	-.15	.05	.01	.04	.03	.03	-.13
6.アドバイス	.41	.43	.42	.44	.61	-	.62	.64	.09	.06	.06	.02	.07	-.03	-.00	.00	-.04	-.22
7.親身な行動	.48	.54	.53	.53	.73	.67	-	.59	.17	.19	.14	-.00	.08	.08	.01	-.07	.06	-.17
8.共感	.37	.41	.35	.41	.58	.62	.72	-	-.09	-.06	-.09	-.10	-.01	-.11	.01	-.01	.01	-.09
9.否定・無視	-.11	-.12	-.06	.01	-.24	-.17	-.17	-.29	-	.85	.72	.65	.39	.34	.16	.05	.34	.27
10.無関心	.20	-.14	-.12	-.04	-.38	-.22	-.32	-.32	.75	-	.84	.78	.40	.31	.22	.14	.39	.28
11.真剣みのなさ	-.16	-.20	-.19	-.10	-.40	-.20	-.35	-.29	.76	.87	-	.79	.35	.26	.24	.19	.33	.29
12.少ない反応	-.16	-.18	-.08	-.04	-.30	-.23	-.35	-.39	.71	.76	.76	-	.28	.17	.20	.21	.28	.32
13.開示内容の想起I	.26	.13	.15	.22	-.05	-.16	-.05	-.16	.20	.16	.18	.19	-	.75	.59	.55	.51	.33
14.開示内容の想起II	.21	.28	.27	.32	.00	-.10	-.02	-.16	.24	.13	.16	.20	.63	-	.70	.68	.59	.33
15.開示内容の想起III	.03	-.01	.14	.14	-.01	-.06	-.04	-.10	.19	.18	.26	.23	.57	.48	-	.82	.62	.43
16.開示内容の想起IV	.13	.05	.19	.18	.06	-.00	-.00	-.12	.25	.17	.26	.27	.54	.50	.86	-	.62	.42
17.ネガティブな反すう	.17	.11	.23	.27	.07	.08	.09	-.02	.26	.14	.23	.22	.33	.46	.61	.58	-	.43
18.BDI	-.05	-.04	.03	.09	-.12	-.13	-.15	-.22	.19	.20	.28	.21	.44	.45	.64	.67	.55	-

※右上が男性サンプルにおける相関係数を、左下が女性サンプルにおける相関係数を指す。5%水準で有意な相関係数を太字で示した。



※図中のパス係数は全て1%水準で有意であった。

Figure 2 ネガティブな反すうを用いた最終的なモデルの結果



※図中のパス係数は全て1%水準で有意であった。

Figure 3 開示内容の想起を用いた最終的なモデルの結果

った。RMSEA はやや高い値であったが、本モデルの AIC が最も低かったことと、本研究の仮説との対応関係を考慮し、モデル 5 を採用した。Figure 3 にその結果を示した。自己開示は受容的反応に正の影響を与え、受容的反応は抑うつに負の影響を与えた。また、自己開示と拒絶的反応は開示内容の想起に正の影響を与えた。そして、開示内容の想起は抑うつに正の影響を与えた。

考 察

本研究は、自己開示の深さ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を検討した。本研究では自己開示尺度の下位尺度同士の相関が非常に高かったため、共分散構造分析を行う際には、浅い自己開示と深い自己開示の両方の因子を用いて 1 つの潜在変数を構成した。これは、本調査で、浅い自己開示を行いやすい者は深い自己開示も行いやすいことを意味する。しかし、被開示者を最も親しい同性の友人のみに限定した結果、自己開示がどのレベルにおいても一様に高くなった可能性がある。

次に、共分散構造分析の結果に基づき、本研究の仮説の検証を行う。まず、自己開示はネガティブな反すうに正の影響を与えており、仮説 1 は支持されなかった。その一方で、自己開示は受容的反応に正の影響を与えており、仮説 2 は支持された。また、拒絶的反応が自己開示からの影響を受けておらず、仮説 3 は支持されなかった。ネガティブな反すうは抑うつに対して正の影響を与えており、仮説 4 は支持された。

本研究では、自己開示がネガティブな反すうに負の影響を与えるという仮説（仮説 1）を立てて分析を行ったが、自己開示はネガティブな反すうに正の影響を与えることが示された。この結果については以下のように解釈できる。自己開示をするためには開示内容について想起する必要がある。この想起によって、開示内容に関する反すうが引き起こされたと考えられる。その根拠として、Figure 2 と Figure 3 で同様の結果が得られたことが挙げられる。このことから、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。自己開示がネガティブな反すうに負の影響を及ぼさなかった理由として、本研究の参加者が同じことを繰り返し自己開示していなかったことが考えられる。佐藤(2012)の唆を踏

まえ、本研究では自己開示が馴化や認知的再体制化を促し、反すうを減少させると予想した。しかし、馴化を生じさせるためには、対象に対して長時間暴露される必要がある。また、認知的再体制化を生じさせるためにはその出来事や体験について十分に考える必要があるだろう。本調査では、特にネガティブな内容について繰り返し開示しているのか質問する項目がなく、参加者の、ネガティブな事柄についての開示量が十分であったか定かではない。しかし、一般的に、健常な大学生が何度も同じことを開示するとは考えにくい。つまり、研究参加者が馴化や認知的再体制化が生じるほど自己開示をしていなかったため、ネガティブな反すう傾向の減少が生じなかったと考えられる。

また、本研究では自己開示は被開示者の反応の両方と関連があると予想していた。しかし、分析の結果、自己開示は受容的反応のみに影響を与えており、拒絶的反応には影響を与えていなかった。自己開示の量と、参加者に想起させた被開示者の拒絶的反応が無関係であったことには、本研究の被開示者が最も親しい同性の友人に限定されていたことが関連していると考えられる。つまり、開示者と被開示者はもともと親しい間柄であったため、被開示者がその関係性を壊さないように配慮して、関係に悪影響を及ぼしかねない拒絶的反応を避け、受容的反応を取った結果であると予想される。その根拠として、被開示者の反応尺度の拒絶的反応の各因子の得点を項目数で割ると、1.74–1.98 であったことが挙げられる。項目の得点のとりうる範囲は 1–5 であり、ほとんどの調査協力者は 1 か 2 を選択していたということである。そのため、被開示者が最も親しい同性の友人以外の親しくない人物であった場合には、拒絶的反応の各因子の得点の分散が大きくなり、自己開示が被開示者からの受容的反応と同様に拒絶的反応にも影響を及ぼすことが予想される。

被開示者の受容的反応はネガティブな反すうに影響を与えておらず、仮説 5 は支持されなかった。また、受容的反応は抑うつに負の影響を与えており、仮説 6 は支持された。この結果は、被開示者の受容的反応はネガティブな反すうを減少させることもネガティブな反すうを増加させることもないが、抑うつを減少させることを意味する。仮説 5 が支持されなくても仮説 6 が支持される結果となった理由として、受容的反応を受けることにより、友人関係や心理的居場所感などに関する、よりポジティ

ブな思考が生じた可能性が考えられる。

以上のことから、自己開示は受容的反応に正の影響を与え、抑うつを減少させるが、その一方で自己開示はネガティブな反すうに正の影響を与え、その結果抑うつを増加させていることが示された。間接効果はそれぞれ $.59 \times -.25 \doteq -.15$ 、 $.27 \times .52 \doteq .14$ であった。なお、単純相関では自己開示と抑うつは無相関であった。そのため、自己開示が被開示者の受容的反応を引き起こすことによって生じる抑うつに対する負の影響は、自己開示によって生じるネガティブな反すうの増加による抑うつに対する正の影響によって相殺されていると考えられる。

さらに、被開示者の拒絶的反応はネガティブな反すうに正の影響を与えており、仮説7は支持された。しかし、拒絶的反応は抑うつに直接的な影響を与えておらず、仮説8は支持されなかった。仮説8が支持されなかったことから、他者に拒絶されてもすぐさま抑うつになるわけではないことが示唆される。拒絶的反応はネガティブな反すうを媒介して抑うつにつながることから、拒絶されたことを反すうしてはじめて抑うつにつながるということである。

本研究の結果から、以下のことが示唆された。親しい友人に対して自己開示を行うことにより、被開示者から受容的反応を得られ、抑うつが減少する。その一方で、自己開示のために開示内容を想起し、ネガティブな反すうを増加させ、結果的に抑うつを増加させる。その結果、自己開示の抑うつに対する負の影響は相殺される。また、拒絶的反応は自己開示や抑うつとは直接的な関連が無く、ネガティブな反すうを増加させることによって抑うつを増加させる。

最後に、本研究の限界点を述べる。まず、本研究ではサンプルサイズが小さく、性別毎に共分散構造分析を行うことができなかった。そのため、より多くのサンプルを確保した上で、本研究で得られた知見の再検討を行う必要がある。次に、本研究では自己開示が馴化や認知的再体制化を促すことを想定して検討を行ったが、自己開示がこれらの変化を起こしたのか、あるいは起こしていないのかについては定かでない。今後はこれらの過程を検討できる手法を組み込んだ研究を行うことが望まれる。更に、被開示者を最も親しい同性の友人に限定して調査を行った点についても、本研究の限界点として挙げられる。拒絶的反応をほとんど示さない相手を想起させたため、自己開示と拒絶的反応の関係を明らかにすることが

できなかった。さらに、本研究では、誰に対して自己開示を行うと最も抑うつの改善につながるのか検討を行わなかった。そのため、今後は、被開示者として最も親しい同性の友人以外にも複数の条件を設定し、それぞれに対する自己開示量、自己開示に対する被開示者からの反応、ネガティブな反すうを調査する研究を行い、自己開示と抑うつの関係を検討する必要がある。

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.
- 林潔 (1988). Beck の認知療法を基とした学生の抑うつについての処置 学生相談研究, 9, 97-107.
- 林潔・瀧本孝雄 (1991). Beck Depression Inventory (1978年版)の検討と Depression と Self-efficacy との関連についての一考察 白梅学園短期大学紀要, 27, 43-52.
- 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*. New York: Wiley-Interscience.
- 森脇愛子 (2005). 抑うつと自己開示の臨床心理学 風間書房
- 森脇愛子・坂本真士・丹野義彦 (2002). 大学生における自己開示方法および被開示者の反応尺度作成の試み 性格心理学研究, 11, 12-23.
- 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.
- 坂本真士 (1997). 自己注目と抑うつの社会心理学 東京大学出版
- 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.
- 曾我部祐介・小関俊祐 (2015). 大学生の友人における自己開示と友人に抱く印象との関連 ストレス科学研究, 30, 77-82.

Indirect effect of self-disclosure on depression via negative rumination and responses of disclosure recipients

Ryota Tsukamoto¹ and Akira Hasegawa²

¹Graduate School of Human Relations, Tokai Gakuin University

²Faculty of Human Relations, Tokai Gakuin University

Abstract

Previous studies have reported that people who self-disclose might decrease their depression. However, the mechanisms of this effect remain unclear. The present study examined whether self-disclosure influences depression via negative rumination, in addition to the response of the recipients of disclosures. Undergraduate students ($N = 182$, 81 men, 99 women, and 2 people that did not report their gender, mean age was 19.78, $SD = 2.95$) completed self-report measures assessing self-disclosure, negative rumination, responses of disclosure recipients, and depression. Results of structural equation modeling indicated that self-disclosure to intimate friends decreased depression as a result of the positive responses of the recipients of disclosures. However, self-disclosure might also intensify depression as a result of increasing negative rumination. Because simple correlation between self-disclosure and depression was nonsignificant, it is suggested that indirect effects of self-disclosure on reducing depression through positive responses of friends might be canceled by the indirect effects of self-disclosure on increasing depression by increasing negative ruminations.

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