

友人への気遣いとマインドフルネス、 反芻・省察及び友人満足度との関連 — 気遣い尺度の因子構造の再検討 —

満野 史子・今城 周造

Association between concern for friends, mindfulness, rumination-reflection and friendship satisfaction: Reexamination the factor structure of Concerns Scale

Fumiko MITSUNO and Shuzo IMAJO

Factors determining the effect of inhibitory concerns were reexamined by assuming adaptive and maladaptive aspects of inhibitory concerns. The determining factors of concerns was considered to be mindfulness and rumination-reflection, and their effect were considered to be friendship satisfaction. A questionnaire survey was conducted with students in a women's university ($N = 210$). The results of factor analyzing responses to the Concern Scale indicated two factors: prosocial concerns and inhibitory concerns, as well as two significant factors: respect concern factor and patience concern factor. Structural equation modeling was used to identify inter-relationships between mindfulness and rumination, reflection, consideration, and friendship satisfaction. Results indicated that mindfulness reduced rumination and increased friendship satisfaction. Moreover, reflection increased prosocial concerns and friendship satisfaction. Furthermore, rumination increased patience concern and suggested the possibility of reducing friendship satisfaction. Also, respect concern was unrelated to any of the factors. These results suggest that the two aspects of inhibitory concern could be differently related to other factors.

Key words : *university student* (大学生), *friendship* (友人関係), *concerns* (気遣い),
mindfulness (マインドフルネス), *rumination* (反芻)

問題と目的

近年、青年期における対人関係の希薄化とその要因について、多くの検討がなされており (e.g., 藤井, 2001; 後藤, 2008; 岡田, 2010; 小塩, 2007)、深い付き合いを回避し、表面的な関係を志向する傾向が、現代の一般青年の友人関係の特徴の1つとして存在すると考えられている。

希薄な友人との付き合い方の1つに、「相手を傷つけないように気を遣う」があげられている (岡田, 1995)。満野・今城 (2013) は、気遣い尺度を作成し、大学生が友人に対して行う気遣いに

は、向社会的気遣いと抑制的気遣いの2因子があることを見出した。さらに向社会的気遣いは従来の思いやり行動と同義の概念であり、抑制的気遣いは防衛的理由や集団主義傾向により引き起こされる行動であることを明らかにした。こうした結果から、満野 (2015) は気遣いを「相手および相手との関係のために行われる向社会的行動あるいは自己防衛および関係維持のために本心を隠す抑制的行動」と定義している。

満野 (2015) によれば、このような気遣いが友人間で行われており、抑制的気遣いには、自己防衛的あるいは利他的な理由から生じるマイナス面

とプラス面のあることが示されている。抑制的気遣いの影響についても、親密さを追求しない友人関係における満足感は増大させるが、親密な友人関係における満足感については増大させることもさせないこともあるなど、結果は一貫していない。抑制的気遣いの定義においても「自己防衛」と「関係維持」のために本心を隠す抑制的行動という2つの意味が元来含まれており、抑制的気遣いには2側面あることが想定されていた。しかし、これまでの研究において、抑制的気遣いの2側面と向社会的気遣いの3因子が抽出されたことはない(満野, 2015)。本研究ではまず、気遣い尺度(満野・今城, 2013)を用いた過去の研究データを再分析し、抑制的気遣いの2側面を抽出することが可能かどうかを検討する。

上述のように、抑制的気遣いは2因子に分かれる可能性があるが、その規定因や影響については、改めて検討する必要がある。本研究では、抑制的気遣いの2因子の規定因として、マインドフルネスと反芻・省察に注目する。マインドフルネスは、評価することなしに自分を見つめる手続きのことである(高橋・林・高橋・長澤, 2012)。「今、ここ」に対して、未来のことや過去のことを考え続けることが抑えられており、注意や気づきといった認知機能が十分に働いている状態がマインドフルネスであると考えられており(北川・武藤, 2013)、有用な心理療法の1つとして、抑うつつの再発防止の手続きに応用されている(Segal et al., 越川訳 2007)。反芻・省察は、思考や概念といった内面的な自己に注意を向けやすい性質である私的自己意識の2側面のことである(Trapnell & Campbell, 1999)。反芻は、自己への脅威、喪失、不正によって動機づけられた、自己へ注意を向けやすい特性とされ、省察は、知的好奇心によって動機づけられた、自己へ注意を向けやすい特性とされている。この省察は、抑うつと負の関連、反芻は抑うつと正の関連を持つことが示されている(高野・丹野, 2008)。マインドフルネスも抑うつを低減させる効果が見出されているが、マインドフルネスは長期的に反芻を低減させ、その結果抑うつを低下させるという媒介モデルが示唆されている(Labelle, L.E., Campbell, T.S., & Carlson, L.E., 2010)。

抑制的気遣いには対人関係においてプラスの面

とマイナスの面が見出されているが、マイナスの面については対人ストレスとの関連が示されており(満野, 2015)、抑制的気遣いによって不適応状態になる可能性も示唆されている。私的自己意識の適応的・不適応的側面を明確に分離し、定量的に測定することで、抑制的気遣いの2側面への影響も区別されやすくなると考えられる。また、マインドフルネスを規定因とし、反芻・省察を媒介して気遣いの影響を検討することは、気遣いの研究だけでなく、マインドフルネスの実践や発展にも寄与することになるだろう。

本研究の仮説は以下の通りであった。

仮説1：マインドフルネスは、反芻を低減するだろう。

仮説2：マインドフルネスは、省察を増大させるだろう。

仮説3：省察は、向社会的気遣いと、抑制的気遣いのプラス面を増大させるだろう。

仮説4：反芻は、抑制的気遣いのマイナス面を増大させ、プラス面を低減するだろう。

仮説5：友人満足感は、向社会的気遣いと抑制的気遣い(プラス面)から正の影響を受け、抑制的気遣い(マイナス面)から負の影響を受けるだろう。

抑制的気遣いに関する再分析

上述の仮説検証のために質問紙調査を行う前に、満野(2015)が過去に使用したデータを用いて、気遣い尺度の再分析を試みた。これまですべての研究において、因子分析の結果、気遣い尺度は向社会的気遣いと抑制的気遣いの2因子で構成されてきた。今回は、抑制的気遣い因子の13項目のみを用いて因子分析(最尤法、プロマックス回転)を行い、抑制的気遣いの2側面が抽出されるかどうかを検討した。その結果、抑制的気遣いはさらに2因子に分かれることが示された(Table 1, 2, 3)。いずれの結果でも、第1因子には「友人と意見が合わない時、何も言わないで我慢する」「友人と話している時、友人を否定しなくなっても言わないでおく」といった、相手に対して本音を我慢するような内容が含まれていた。第2因子は「友人と会話する時、友人にとって不快になるようなことは言わないでおく」「友人の好きなも

Table 1 抑制的気遣い因子の因子分析結果 1

	因子負荷量		共通性	平均値	標準偏差
	I($\alpha=.82$)	II($\alpha=.69$)			
24 友人と意見が合わなくても、同調してあげる	.80	-.11	.53	4.51	1.49
37 友人が同意を求めているようだったら、本心でなくても同意してあげる	.73	.04	.57	4.49	1.43
35 友人と意見が合わない時、何も言わないで我慢する	.69	.09	.57	3.92	1.50
33 友人が自分も親しくしている人の悪口を言っている時、それを否定しないでおく	.60	-.16	.26	3.91	1.39
39 友人と話している時、友人を否定したくなっても言わないでおく	.50	.33	.59	4.21	1.40
5 友人と会話する時、友人にとって不快になるようなことは言わないでおく	-.24	.85	.51	5.33	1.22
34 友人が言われたくなさそうな事は言わないでおく	.02	.58	.35	5.29	1.18
40 友人に言いたいことがある時、友人が気分を害するようなことは言わないでおく	.30	.51	.56	4.76	1.45
因子間相関		.68			

満野 (2015) p.73

Table 2 抑制的気遣い因子の因子分析結果 2

	因子負荷量		共通性	平均値	標準偏差
	I($\alpha=.78$)	II($\alpha=.67$)			
24 友人と話している時、友人を否定したくなっても言わないでおく	.94	-.11	.77	4.40	1.39
22 友人と意見が合わない時、何も言わないで我慢する	.59	.13	.47	4.07	1.42
25 友人に言いたいことがある時、友人が気分を害するようなことは言わないでおく	.52	.23	.49	4.90	1.41
12 友人の好きなものに興味がなくても、興味がなさそうな態度はとらないでおく	-.03	.70	.46	4.92	1.46
16 友人と意見が合わなくても、同調してあげる	.02	.65	.45	4.57	1.55
9 友人がつまらない話しをしていても、つまらないと言わないで聞いてあげる	.16	.44	.32	5.36	1.35
因子間相関		.68			

満野 (2015) p.98

Table 3 抑制的気遣い因子の因子分析結果 3

	因子負荷量		共通性	平均値	標準偏差
	I($\alpha=.88$)	II($\alpha=.64$)			
24 友人と話している時、友人を否定したくなっても言わないでおく	.94	-.03	.85	4.40	1.44
25 友人に言いたいことがある時、友人が気分を害するようなことは言わないでおく	.80	-.05	.58	4.97	1.39
23 友人が同意を求めているようだったら、本心でなくても同意してあげる	.66	.16	.60	4.61	1.43
22 友人と意見が合わない時、何も言わないで我慢する	.61	.23	.60	4.18	1.60
16 友人と意見が合わなくても、同調してあげる	-.04	1.03	1.00	4.69	1.50
12 友人の好きなものに興味がなくても、興味がなさそうな態度はとらないでおく	.13	.44	.28	5.20	1.32
因子間相関		.68			

満野 (2015) p.117

のに興味がなくても、興味がなさそうな態度はとらないでおく」といった、相手の気持ちを尊重するような内容が含まれていた。

これらの結果は、友人に対して本音を我慢することで友人との葛藤を避ける気遣い（マイナス面）と、友人の気持ちを尊重することで良好な関係を維持するための気遣い（プラス面）の2側面がある可能性を示唆している。これらの2因子は

因子間相関が高いため、これまでの気遣い尺度（全項目）における因子分析では、抑制的気遣い（2因子）と向社会的気遣いという3因子としては抽出されなかったと考えられる。

以上の再検討を踏まえ、本研究では、抑制的気遣いが、我慢気遣いと尊重気遣いの2側面から成ることを念頭に、以下の質問紙調査を実施し、分析を行った。

方 法

調査対象者

都内にある女子大学の学生210名 ($M = 19.87$ 歳, $SD = 1.00$) を調査対象とした。

調査時期

2016年1月。

手続き

授業時間の一部を利用して、調査を集団実施後、質問紙を回収した。質問紙には、回答は任意であり匿名性が保証されることを明記し、配布する前にも口頭で同様の教示を行った。時間内に書き終わらなかった人には、次週の同じ時間に質問紙を持参していただくよう口頭で伝え、質問紙は翌週に回収した。

調査内容

(1) フェイスシート

学年、学科、年齢、性別を尋ねた。

(2) 友人に対する気遣い

友人に対する気遣い尺度 (満野・今城, 2013) を用いた。この尺度は、従来の思いやり行動と類似性の高い向社会的気遣い因子と、自分の本心を隠す抑制的気遣い因子の2因子で構成されている。25項目を7件法 (1 全くあてはまらない-7 非常によくあてはまる) で尋ねた。

(3) 反芻・省察

私的自己意識の適応的・不適応的側面を測定するため、Rumination-Reflection Questionnaire 日本語版 (高野・丹野, 2008) を用いた。この尺度は、自己への脅威、喪失、不正によって動機づけられた、自己へ注意を向けやすい特性としての反芻因子と、知的好奇心に動機づけられた、自己へ注意を向けやすい特性としての省察因子の2因子で構成されている。24項目を5件法 (1 あてはまらない-7 よくあてはまる) で尋ねた。

(4) マインドフルネス

評価することなしに自分を見つめる傾向を測定するため、日本語版 Five Facet Mindfulness Questionnaire (Sugiura, Y., Sato, A., Ito, Y., Murakami, H., 2012) を用いた。この尺度は、元々5因子で構成されている。しかし、逆転項目のみで構成されている因子もあり、その因子的妥当性については慎重に判断すべきだろう。39項目を5件法 (1 まったくあてはまらない-7 いた

もあてはまる) で尋ねた。

(5) 友人満足感

気遣いの効用を検討するため、友人満足感尺度 (加藤, 2001) を用いた。この尺度は、友人関係における満足感を測定するものである。6項目を6件法 (1 全くあてはまらない-6 非常によくあてはまる) で尋ねた。

結 果

気遣い尺度の因子分析

気遣い尺度の因子分析 (最尤法、プロマックス回転) を行った結果、因子数については、固有値の減衰状況 (7.00, 3.62, 1.31, 1.14...) から2因子が妥当であると考えられたため、向社会的気遣い (11項目, $\alpha = .88$) と抑制的気遣い (12項目, $\alpha = .87$) の2因子構造となった (Table 4)。3因子構造が確認されなかったため、抑制的気遣い因子の項目をさらに因子分析 (最尤法、プロマックス回転) した結果、因子数については、固有値の減衰状況 (4.71, 1.29, 1.06...) から2因子が妥当であると考えられた。「友人が言われたくなさそうな事は言わないでおく」といった相手への配慮がうかがえる内容の尊重気遣い (8項目, $\alpha = .85$) と、「友人から約束を破られても、文句は言わないでおく」といった本音を我慢しているような内容の我慢気遣い (3項目, $\alpha = .71$) の2因子が抽出された (Table 5)。許容範囲の信頼性が確認されたため、合計得点を算出し、以後の分析に用いることにした。

Rumination-Reflection Questionnaire 日本語版の因子分析

Rumination-Reflection Questionnaire 日本語版について因子分析 (最尤法、プロマックス回転) を行った (Table 6)。スクリープロットの結果から2因子を抽出した。高野・丹野 (2008) と同じ2因子構造となった。第1因子は「本当に長い間、自分に起こったことを繰り返し考えたり、つくづくと考えたりしがちだ」など、自己への脅威、喪失、不正によって動機づけられた内容が多かったため、反芻因子と命名した (13項目, $\alpha = .89$)。第2因子は「ものごとの本質や意味について深く考えることがとても好きだ」など、知的好奇心に

Table 4 大学生用友人への気遣い尺度の因子分析結果

	因子負荷量		共通性	平均値	標準偏差
	I	II			
14 友人が具合悪そうな時、介抱してあげる	.79	-.07	.60	5.94	.85
17 友人が悩んでいるようだったので、相談に乗る	.79	.01	.63	5.97	.79
3 友人が落ち込んでいるようだったので、励ます	.74	-.03	.53	6.02	.87
11 友人が何かいつもと様子が違ったので、声をかける	.74	-.19	.48	5.71	1.10
1 友人が悩んでいるようだったので、話を聞く	.73	-.13	.49	6.01	.82
18 友人が困っているようだったので、手を貸す	.70	.17	.61	5.93	.89
13 友人が困っているようだったので、助言をする	.70	-.03	.47	5.57	1.07
15 友人がよく喋るときは、よくうなずいてあげる	.53	.10	.33	6.05	.92
8 友人が自宅に遊びにきた時は、一生懸命もてなす	.49	.10	.28	5.53	1.12
7 友人が授業を休んだので、レポートなど出ている課題を教える	.44	.00	.20	5.93	.97
6 友人が嫌な思いをしている時、さりげなく友人にとって楽しそうな話題に変える	.40	.19	.25	5.45	1.00
24 友人と話している時、友人を否定したくなくても言わないでおく	-.11	.87	.71	4.57	1.31
25 友人に言いたいことがある時、友人が気分を害するようなことは言わないでおく	-.01	.78	.60	5.05	1.27
22 友人と意見が合わない時、何も言わないで我慢する	-.13	.73	.48	4.19	1.45
23 友人が同意を求めているようだったら、本心でなくても同意してあげる	.01	.63	.40	4.80	1.26
2 友人から思いやりのない言葉をかけられた時、言い返そうと思っても我慢する	-.18	.56	.28	4.85	1.27
21 友人が言われたくなさそうな事は言わないでおく	.21	.55	.43	5.55	1.13
9 友人がつまらない話しをしていても、つまらないと言わないで聞いてあげる	.09	.55	.34	5.55	1.24
16 友人と意見が合わなくても、同調してあげる	.09	.53	.32	4.90	1.25
4 友人から約束を破られても、文句は言わないでおく	-.14	.49	.21	4.29	1.55
10 友人から自分の好きなものを否定されたが、そのことを深く掘り下げないことにする	.16	.48	.30	5.07	1.31
5 友人と会話する時、友人にとって不快になるようなことは言わないでおく	.15	.48	.30	5.46	1.18
12 友人の好きなものに興味がなくても、興味がなさそうな態度はとらないでおく	.24	.40	.29	5.32	1.19
因子間相関		.34			

Table 5 抑制的気遣い尺度の因子分析結果

	因子負荷量		共通性	平均値	標準偏差
	I	II			
25 友人に言いたいことがある時、友人が気分を害するようなことは言わないでおく	.78	.04	.65	5.05	1.27
24 友人と話している時、友人を否定したくなくても言わないでおく	.70	.20	.70	4.57	1.31
21 友人が言われたくなさそうな事は言わないでおく	.67	-.05	.41	5.55	1.13
12 友人の好きなものに興味がなくても、興味がなさそうな態度はとらないでおく	.65	-.20	.31	5.32	1.19
16 友人と意見が合わなくても、同調してあげる	.61	-.06	.33	4.90	1.25
23 友人が同意を求めているようだったら、本心でなくても同意してあげる	.60	.05	.40	4.80	1.26
9 友人がつまらない話しをしていても、つまらないと言わないで聞いてあげる	.58	-.02	.33	5.55	1.24
5 友人と会話する時、友人にとって不快になるようなことは言わないでおく	.47	.10	.29	5.46	1.18
2 友人から思いやりのない言葉をかけられた時、言い返そうと思っても我慢する	-.17	.88	.62	4.85	1.27
4 友人から約束を破られても、文句は言わないでおく	-.05	.63	.37	4.29	1.55
22 友人と意見が合わない時、何も言わないで我慢する	.34	.47	.53	4.19	1.45
因子間相関		.62			

よって動機づけられた内容が多かったため、省察因子と命名した(9項目、 $\alpha = .84$)。 α 係数の値が大きく、十分な信頼性が確認されたため、合計得点をそれぞれ算出し、以後の分析に用いることにした。

他の尺度の信頼性

日本語版Five Facet Mindfulness Questionnaireは元々5因子構造であるが、逆転項目のみの因子も存在するため、今回は因子分析を行わなかった。内的一貫性を検討するためにChronbachの α 係数を算出したところ、 $\alpha = .82$ という結果が得

Table 6 Rumination-Reflection Questionnaire 日本語版の因子分析結果

	因子負荷量			平均値	標準偏差
	I	II	共通性		
5 本当に長い間、自分に起こったことを繰り返し考えたり、つくづくと考えたりしがちだ	.83	-.01	.69	3.70	1.18
1 自分のある側面について考えるのをやめたいと思っていても、そこに注意が向くことが多い	.74	-.16	.49	4.25	.89
2 最近自分が言ったことやしたことについて、頭の中でいつも思い返しているように思う	.71	-.08	.47	4.01	1.00
7 過去にあった場面で、自分がどう振舞ったかを頭の中でよく思い返している	.68	-.06	.43	3.85	1.00
3 時々、自分自身について考えるのをなかなかやめることができない	.66	.12	.50	3.85	1.10
4 口論や意見の不一致があると、その後長い間私は起こったことを考えつづける	.65	.02	.43	3.81	1.05
12 私は、恥ずかしい、あるいはがっかりした瞬間を思い返すのに、非常に多くの時間を費やしている	.64	-.05	.39	3.23	1.19
6 終わったことやしてしまったことを思い返すために時間を使うことはない*	.61	-.12	.34	3.67	1.07
9 あまり長い間、自分自身のことを繰り返し考えたり、じっくり考えたりすることは決してない*	.61	.12	.43	3.75	.99
8 自分がしたことについて、自らもう一度評価をしていることに気が付くことがよくある	.56	.15	.40	3.70	1.18
10 不愉快な考えを頭の中から外へ出すことはたやすい*	.52	-.09	.25	3.55	1.15
14 私はそれほど物事を深く考えるタイプの人ではない*	.48	.17	.32	3.51	1.17
11 もはや関心を持つべきではない人生の出来事について熟考することがよくある	.42	.14	.24	3.13	1.14
22 ものぐとの本質や意味について深く考えることがとても好きだ	-.01	.74	.54	4.19	1.45
23 自分の人生を哲学的に見ることがとても好きだとしばしば思う	-.02	.70	.48	4.80	1.26
21 もともと自己をととても探求したいと思っている	-.01	.69	.47	5.55	1.13
16 物事に対する自分の態度や気持ちに、強い興味がある	.06	.63	.43	4.90	1.25
15 「内的な」自己を探るのがとても好きだ	-.01	.62	.38	6.05	.92
18 なぜそうするのかを分析するのがとても好きだ	.09	.62	.43	5.93	.89
20 自己分析はあまり好きではない*	-.03	.54	.28	3.37	1.09
24 自分自身についてじっくり考えることは、楽しいとは思わない*	-.15	.54	.26	3.28	1.08
13 哲学的、抽象的な考えは、それほど私の興味を引くものではない*	-.01	.46	.21	3.19	1.20
因子間相関			.34		

*は逆転項目

られた。十分な信頼性が確認されたため、今回は39項目の合計得点を算出し、マインドフルネス特性として、今後の分析に用いることにした。

加藤 (2001) の友人満足感尺度は1因子構造のため、因子分析は行わなかった。内的一貫性を検討するためにChronbachの α 係数を算出したところ、 $\alpha = .85$ という結果が得られた。十分な信頼性が確認されたため、合計得点を算出し、以後の分析に用いることにした。

基礎統計

以上の分析をふまえて、本研究で使用する変数の基礎統計と相関行列を示す (Table 7, 8)。

マインドフルネスと反芻及び省察、気遣い、友人満足感の関連

マインドフルネスが、反芻及び省察、気遣い、友人満足感に影響するというモデルについて、共分散構造分析 (完全情報最尤推定法) を用いて検証を行った。その結果 (Figure 1)、適合度指標

は、 $\chi^2(8) = 10.54, n.s., CFI = .99, RMSEA = .04$ であり、十分な適合度が得られたと判断した。マインドフルネスは友人満足感に正の影響、反芻に負の影響を与えていた (パス係数はそれぞれ .26, -.52)。省察は向社会的気遣いに正の影響を与えていた (.14)。向社会的気遣いは友人満足感に正の影響を与えていた (.48)。一方、有意水準には達しなかったが、反芻は我慢気遣いに正の影響、我慢気遣いは友人満足感に負の影響を与えている傾向が見られた (.13, -.11)。

なお、参考として、気遣い尺度を2因子の状態で共分散構造分析を行った結果も記載する。その結果 (Figure 2)、適合度指標は、 $\chi^2(6) = 8.97, n.s., CFI = .98, RMSEA = .05$ であり、許容範囲の適合度が得られたと判断した。マインドフルネスは友人満足感に正の影響、反芻に負の影響を与えていた (.27, -.52)。省察は向社会的気遣いに正の影響を与えていた (.16)。向社会的気遣いは友人満足感に正の影響を与えていた (.52)。一方、反芻から抑制的気遣いへのパス、及び抑制的気遣い

Table 7 基礎統計

変数名	度数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	α
向社会的気遣い	210	64.12	7.07	45.00	77.00	.88
尊重気遣い	209	41.22	6.85	14.00	55.00	.85
我慢気遣い	210	13.32	3.41	3.00	20.00	.71
反芻	207	48.13	9.28	17.00	65.00	.89
省察	207	29.98	6.59	16.00	45.00	.84
マインドフルネス	184	85.61	12.31	40.00	127.00	.82
友人満足感	204	25.76	4.83	9.00	36.00	.85

Table 8 相関分析結果

	2	3	4	5	6	7
1 向社会的気遣い	.08	.39***	.18*	.15*	-.09	.49***
2 尊重気遣い		.53***	.07	-.05	-.05	.21**
3 我慢気遣い			.13	-.02	-.09	-.04
4 反芻				.31***	-.53***	-.09
5 省察					-.03	.16*
6 マインドフルネス						.20**
7 友人満足感						

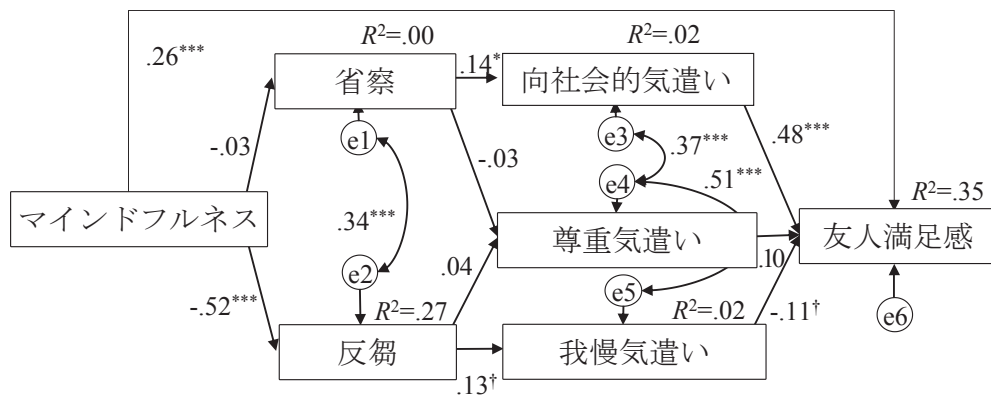
* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ 

Figure 1 気遣いを3因子に分けた場合のパス解析

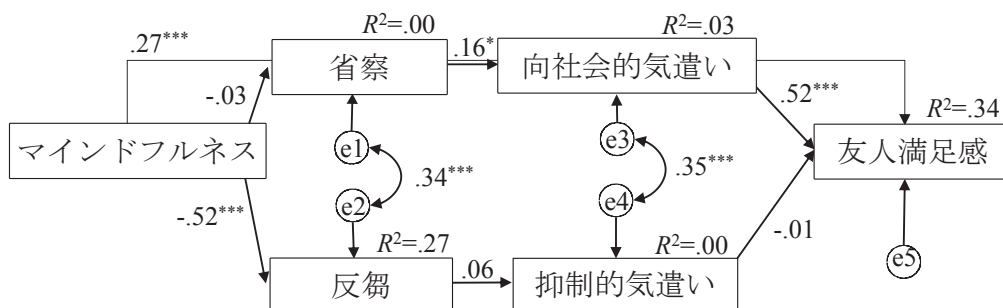


Figure 2 気遣い2因子解によるパス係数

から友人満足感へのパスは、いずれも有意ではなかった。この結果は、抑制的気遣いを尊重気遣い、我慢気遣いに分けた場合に、反芻から我慢気遣い、我慢気遣いから友人満足感へのパスがそれぞれ有意傾向となった上述の結果 (Figure 1) とは対照的であった。

考 察

抑制的気遣いの2側面—尊重気遣いと我慢気遣い

過去のデータを再分析した結果、抑制的気遣い因子の項目を因子分析すると、2 因子に分かれることが繰り返し示された (Table 1, 2, 3)。

本研究でも抑制的気遣い因子の項目のみで再度因子分析を試みた結果、友人を尊重して良好な関係を維持しようとしている尊重気遣いと、本音を我慢することで友人との葛藤を避けているような我慢気遣いの2 因子が抽出された (Table 5)。尊重気遣いは、相関分析では友人満足感と弱い正の相関がみられたが (Table 8)、共分散構造分析では、いずれの変数とも有意な関連は示されなかった (Figure 1)。一方、我慢気遣いについては、共分散構造分析において、反芻が我慢気遣いを増大させ、結果的に友人満足度を低下させるという影響が示唆された (Figure 1)。これらは抑制的気遣い因子として分析した際には得られなかった結果であるため (Figure 2)、抑制的気遣いをさらに2 因子に分けることには意義があると考えられる。尊重気遣いは、友人満足感と弱い正の相関がみられたことから、抑制的気遣いのプラス面だと示唆される。我慢気遣いは、反芻と正の関連、友人満足感と負の関連が見られたことから、抑制的気遣いのマイナス面だと考えられる。よって、友人満足感は、向社会的気遣いと抑制的気遣い (プラス面) から正の影響を受け、抑制的気遣い (マイナス面) から負の影響を受けるだろうという仮説は、支持された (仮説5)。

マインドフルネスと反芻・省察、気遣い、友人満足感との関連

マインドフルネスについて、今回は1因子構造として扱ったが、結果として反芻への負の影響、友人満足感への正の影響が示された。先行研究でもマインドフルネスは反芻と中程度の負の相関が

示されており (藤野・梶村・野村, 2015)、内的一貫性の高さからも、マインドフルネスを1 因子として扱ったことは、特に問題はなかったと考えられる。

マインドフルネスから省察への影響は示されなかったが、省察から向社会的気遣い、友人満足感への正の影響が示された (Figure 1)。マインドフルネスは、省察を増大させるだろうという仮説は、支持されなかった (仮説2)。また、省察は向社会的気遣いを増大させるだろうという仮説は支持されたが、抑制的気遣いのプラス面を増大させるという仮説は支持されなかった (仮説3)。省察を含む私的自己意識は、共感的関心との正の相関が示されており、私的自己意識の高い人は自己の内面に意識を向けやすく、自らの感情状態を他者の感情に巻き込まれることなく正確に把握することができると考えられている (谷, 2010)。共感的関心から向社会的気遣いには、正の影響が示されており (満野, 2015)、自己への洞察は他者理解につながり、良好な関係を構築するための一助となっていると考えられる。

一方、マインドフルネスは反芻を低下させ、友人満足感を増加させることが明らかとなった (Figure 1)。反芻は我慢気遣いを増加させ、友人満足感を低下させる可能性も示唆された。マインドフルネスは、反芻を低減させるだろうという仮説は、支持された (仮説1)。反芻は、抑制的気遣いのマイナス面を増大させるだろうという仮説は支持されたが、抑制的気遣いのプラス面を低減させるという仮説は、支持されなかった (仮説4)。反芻は、ネガティブな思考内容を強めるだけでなく、ポジティブな思考内容を弱めることで、抑うつを悪化させることが示されている (西川・松永・古谷, 2013)。くよくよと考え込んでしまいやすい傾向の人は、どうしたら改善できるか考えることになりにくく、その結果、不適応状態に陥りやすいことが推測される。反芻傾向が高い人は、解決思考に結びつきにくいいため、葛藤が予想されるとその問題とは直面化せず、我慢することで葛藤回避し、結局何も解決されないまま不満感を抱える結果になっていることが推測される。我慢気遣いは、友人との直接的な葛藤を避けることを目的として行われている可能性が高いと考えられる。また、我慢気遣いは友人満足感を低下さ

せる傾向が見られたため、気遣いの中でも不適応的な側面として位置づけられるだろう。

なお、マインドフルネスと気遣いに関連はなかった (Table 8)。マインドフルネスは自己に注意を向けているものであるため、気遣いのように他者を意識する内容のものとは直接関連がみられなかったと考えられる。

今後の課題

本研究の結果から、気遣い尺度は向社会的気遣い因子と抑制的気遣い因子の2因子構造ではなく、向社会的気遣い因子、尊重気遣い因子、我慢気遣い因子の3因子構造である可能性が示唆された。本研究においても気遣い尺度の因子分析結果 (全項目) は2因子構造となり、尊重気遣い因子と我慢気遣い因子は、あるとしても相関は高いと推測されるが、両者は友人満足度に相反する影響を与えることが示唆されたため、この2因子を別の内容のものとして検討していく意義はあると考えられる。こうした結果から、気遣いを「相手を思いやって助けようとする行動、あるいは葛藤回避や他者尊重のため、本心を隠す抑制的な行動」と再定義し、気遣いが3因子構造として抽出されるよう、我慢や他者尊重に関する気遣いの項目を精選していくことが課題としてあげられる。

引用文献

- 藤井恭子 (2001). 青年期の友人関係における山アラシ・ジレンマの分析 教育心理学研究, 49, 146-155.
- 藤野正寛・梶村昇吾・野村理朗 (2015). 日本語版 Mindful Attention Awareness Scale の開発および項目反応理論による検討 パーソナリティ研究, 24, 61-76.
- 後藤宗理 (2008). 思春期・青年期を中心とした研究の動向 教育心理学年報, 47, 61-70.
- 加藤司 (2001). 対人ストレス過程の検証 教育心理学研究, 49, 295-304.
- 北川嘉野・武藤 崇 (2013). マインドフルネスの促進困難への対応方法とは何か 心理臨床科学 = Doshisha Clinical Psychology: therapy and research 3, 41-51.
- Labelle, L.E., Campbell, T.S., & Carlson, L.E. (2010). Mindfulness-Based Stress Reduction in Oncology: Evaluating Mindfulness and Rumination as Mediators of Change in Depressive Symptoms. *Mindfulness* 1, 28-40.
- 満野史子 (2015). 大学生の友人関係における気遣いの研究——向社会的・抑制的気遣いの規定因と影響—— 風間書房
- 満野史子・今城周造 (2013). 大学生の友人に対する気遣い尺度の作成と規定因の検討 昭和女子大学大学院生活機構研究科紀要, 22, 31-46.
- 西川大志・松永美希・古谷嘉一郎 (2013). 反すうが自動思考と抑うつに与える影響 心理学研究, 84, 451-457.
- 岡田 努 (1995). 現代大学生の友人関係と自己像・友人像に関する考察 教育心理学研究, 43, 354-363.
- 岡田 努 (2010). 青年期の友人関係と自己—現代青年の友人認知と自己の発達 世界思想社
- 小塩真司 (2007). 思春期・青年期を中心とした研究の動向 教育心理学年報, 46, 55-63.
- Segal, Z.V., Williams, J.M.G. & Teasdale, J.D. (2002). *Mindfulness-based cognitive therapy for depression*. (越川房子 (訳) (2007). マインドフルネス認知行動療法 北大路書房)
- Sugiura, Y., Sato, A., Ito, Y., & Murakami, H. (2012). Development and validation of the Japanese version of the Five Facet Mindfulness Questionnaire. *Mindfulness*, 3, 85-94.
- 高橋良博・林 潔・高橋浩子・長澤里絵 (2012). マインドフルネス尺度についての一考察 駒澤大学心理学論集, 22, 19-24.
- 高野慶輔・丹野義彦 (2008). Rumination-Reflection Questionnaire 日本語版作成の試み パーソナリティ研究, 16, 259-261.
- 谷 芳恵 (2010). 公共場面における迷惑行為に対する罪悪感—共感性、公的自己意識、私的自己意識との関連から 神戸大学大学院人間発達環境学研究科研究紀要, 3, 21-26.
- Trapnell, P.D., & Campbell, J.D., (1999). Private self-consciousness and the Five-Factor Model of personality: Distinguishing rumination from reflection. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76, 284-304.

みつの ふみこ（昭和女子大学生生活心理研究所）
いまじょう しゅうぞう（昭和女子大学大学院）