

自己開示と対人ストレスが抑うつに及ぼす影響

立教大学大学院現代心理学研究科 川久保 惇
立教大学現代心理学部 小口 孝司

Effects of self-disclosure and interpersonal stressors on depression

Atsushi Kawakubo (Graduate School of Contemporary Psychology, Rikkyo University), and
Takashi Oguchi (College of Contemporary Psychology, Rikkyo University)

Previous studies have shown that interpersonal relationships have a positive influence on social adaptation as well as the health of the body and mind. At the same time, personal relationships may serve as a serious stressor creating adverse effects as well. The present study examined the process by which interpersonal stressors and self-disclosure contributed to depression. Based on previous findings, we proposed a hypothetical model. To test the validity of this model, structural equation modeling was performed using cross-sectional data of 219 undergraduate students. The results confirmed that subscales of the self-disclosure scale had opposing influences on interpersonal stressors. A further study on strategies for coping with these stressors is required.

Key words : self-disclosure, interpersonal stressors, depression.

対人関係が個人の身体・精神的健康、さらには社会的適応に対して好ましい影響を及ぼしていることは、これまで多く指摘されてきた (e.g., Barrera, 1986)。その一方で、対人関係が深刻なストレスラーとして個人の健康や適応に悪影響を及ぼすこともあり、そうした可能性に関する知見も蓄積されている (橋本, 2005)。

たとえば、青年期における適応に対する対人ストレスの否定的影響 (Compas, Orosan, & Grant, 1993) の重要性が報告されており、本邦でも中学生 (岡安・嶋田・丹羽・森・矢富, 1992)、高校生 (大迫, 1994; 谷口, 2014) ならびに大学生 (橋本, 2000) を対象とした研究が行われてきている。また、日常生活で感じるストレスの中で、最も苦痛を感じるものは夫婦間の諍いなどの対人ストレスであり、その悪影響はそれ以外のものよりも持続されやすいことが指摘されている

(Bolger, DeLongis, Kessler, & Schilling, 1989)。これらの知見はいずれも、対人関係におけるストレスが個人の健康にネガティブな影響を及ぼすことを示唆していると考えられる。さらには、対人関係の肯定的側面と否定的側面の影響力を比較した研究の多くが、否定的側面による悪影響が肯定的側面による影響を上回ることを示している (e.g., Horwitz, McLaughlin, & White, 1998)。

いかなるストレスがどのように影響をおよぼすのかについて、さらに詳細な検討も行われている。橋本 (1997) は、青年期にある大学生は対人関係のどのような側面にストレスを感じるのかという観点から、対人ストレスを対人葛藤、対人劣等と対人摩擦の3つに分類した。対人葛藤は、日常生活でときどき起こる、社会の規範からは望ましくない顕在的な葛藤場面を指す。また対人劣等は、対人関係において劣等感を触発する事態やス

キルの欠如などに関するもの、そして、対人摩擦は日常のコミュニケーションにおいて頻繁に起こる配慮や気疲れがストレスとなっている事態であるとされた。このようなストレスイベントは、誰でもあっても日常生活を送る上で、全てを避けることはできない。それゆえ、対人ストレスに如何に対処するかは、青年期だけではなく、その後の社会生活においても重要な課題であると言えよう。

ここで、対人関係上の問題を生起させてしまう原因の一つである、社会的スキルの欠如、あるいは低さに注目する。先行研究によれば、社会的スキルの高い個人は、現実のさまざまな場面において適応性が高いことが報告されている。たとえば、職務における誠実さ・職務遂行能力(Witt & Ferris, 2003)や Computer-Mediated Communication (CMC) 上での精神的健康の維持能力との相関の高さ(五十嵐, 2002)が指摘されてきた。逆に、社会的スキルの不足は、社会的不適応状態につながるとされている。たとえば、相川(1996)は、大学生の孤独感と社会的スキルとの関連を検討し、孤独感の高い者は言語の明瞭さや表情の適切さを欠く傾向があること、対人交流後に相手と自分を両方とも否定的に評定する傾向があることを報告している。すなわち、石井(2014)が指摘するように、社会的スキルは、良好な対人関係行動を支えるのみならず、その後の社会的適応にもつながる重要な能力であると考えられる。

ところで、社会的スキルと一言で言っても、それにはさまざまな側面があることが知られている(cf. 相川, 2000; Riggio, 1986)。それらの各側面は、対人ストレスに対して異なった効果や影響力を及ぼしていると考えられる。それゆえ、対人ストレスとの関係を検討するためには、その社会的スキルの内容をより具体的に測定することが求められる。具体的なスキルが数多くある中で、他者との関係性を築き、維持するために極めて重要なスキルと考えられるものとして、自己開示がある(cf. Cohen, Sherrod, & Clark, 1986; Wei, Russell, & Zakalik, 2005)。そこで、本研究では、具体的な対人的な技能としての自己開示を取り上げる。

自己開示は、「他者に対して、言語を介して伝達される自分自身に関する情報、およびその伝達行為」と定義されている(小口, 1999)。これまでの自己開示を取り上げた研究において、自己開示が良好な精神健康に結びつくこと、対人関係における親密さに関係すること(余語, 2007)、さらには、他者に対して自らの情報を開示することが開示者の健康を増進すること(e.g., Pennebaker, 1997)などが確認されてきている。それゆえ、自己開示は、心理的健康や社会的適応などの文脈で扱われることが多いとされる(cf. 森脇・坂本・丹野, 2002)。

これまで述べてきたように、個人が日常生活で経験する不適応の多くは、対人関係に由来する。適切に自己開示ができるか否かという問題は、健全な対人関係を構築・維持できるかという問題と密接に関係するため(高野・坂本・丹野, 2012)、本研究では適切な自己開示の程度と対人ストレス、さらには精神的健康の指標としての抑うつとの関連を検討する。具体的には、構造方程式モデリングを用いて、適切な自己開示、対人ストレス、抑うつの三者関係を検討する。先行研究から、以下のような結果が予測される。適切な自己開示は、対人ストレスの頻度を低減させるであろう(仮説1)。対人ストレスを多く経験する人は、抑うつが高いであろう(仮説2)。

方 法

調査時期

調査は2014年7月に実施した。

調査対象者

私立大学に通う大学生225名(男性89名、女性136名)が調査に参加した。平均年齢は、19.58歳($SD = 1.23$)であった。

手続き

調査は大教室で集団実施された。調査対象者には、調査用紙が配布され、調査への参加は任意であり、調査によって得られたデータは統計的に処理されるため、データから個人が特定されること

はないことが説明された。その後、調査の主旨に同意した場合のみ、調査実施者の合図とともに調査用紙への回答を始めるよう教示が与えられた。

質問紙の構成

性別、年齢を尋ねた。さらに、指標として以下の尺度を用いた。

抑うつ程度 The Center for Epidemiologic Studies Depression (以下 CES-D とする) (Radloff, 1977) の日本語版 (島・鹿野・北村・浅井, 1985) を用いた。この尺度は、一般人口中の抑うつ状態の程度の測定に有用であると報告されている (島他, 1985)。過去一週間の抑うつ状態に関係する身体的および精神的症状の程度を問う項目により構成され、高得点の者ほど、抑うつ傾向が高く、精神的健康度が低いと判断する。「最近の一週間を思い返して下さい。以下の事柄が、あなたにどのくらい当てはまりますか? 当てはまる数字に○を付けて下さい。」と教示した。回答は、「ない」から「非常にある」の4件法で回答した。全20項目の合計得点を CES-D 得点とした。抑うつかそうでないかを示すカットオフ値は16点とされており、16点未満だと健常だと判断される。

適切な自己開示 適切な自己開示尺度 (森脇他, 2002) を使用した。この尺度は、状況にふさわしい適切な自己開示を行っているかどうかを測定することを目的で作成された。全12項目から成る。「普段、個人的な話 (相談事など) を他人に打ち明けることを思い浮かべて下さい。以下の項目について、自分に最もよく当てはまるものを一つ選んで下さい。」と教示した。各項目について、「全く当てはまらない」から「よく当てはまる」1点から4点を付与した。この尺度は、社会的スキルを測定する KiSS-18 (菊池, 2004) と正の相関があることが確認されている (森脇他, 2002)。

対人ストレッサー 対人ストレッサー尺度 (橋本, 2005) を使用した。この尺度は、さまざまな対人関係における日常的な対人ストレッサーを包括的に捉えることを目的として開発された。「最近およそ一ヶ月のあいだ、以下のようなできごと

がどのくらいありましたか。1 (まったくなかった) - 4 (しばしばあった) のなかから、もっともよく当てはまると思うもの、いずれかひとつに○をつけてください。」と教示した。橋本 (2005) における18項目を使用した。

結果

データに欠損が認められた調査対象者6名 (男性4名、女性2名) を以後の分析から除外した。その結果、分析対象者は219名 (男性85名、女性134名) となった。平均年齢は、19.57歳 ($SD = 1.23$) であった。

適切な自己開示尺度の因子構造

適切な自己開示尺度計12項目について因子分析を行った (最尤法・プロマックス回転)。スクリープロットと固有値の減衰状況より3因子解が妥当であると判断した。因子数を3に指定し、同様の因子分析を行った。すべての因子に関する因子負荷量が.35未満であった項目 (相手にあらかじめ話すことを知らせておいてから、個人的な話をする) を除外した結果、計11項目で構成される解釈可能な3因子が抽出された。

各因子名は、先行研究に倣って命名した。第1因子は、「個人的な話をするときは、その場の話の流れに気をつかう」、「相手の都合を考えて個人的な話をする」などの4項目からなり、「文脈的配慮」と命名した。第2因子は、「個人的な話をする時は、仲の良い人を選んで話す」、「信頼できる相手を選んで個人的な話をする」などの4項目からなり、「聞き手選択」と命名した。第3因子は、「個室など他の人から干渉されない場所を選んで個人的な話をする」、「静かで落ち着ける場所を選んで個人的な話をする」などの3項目からなり、「時間および場所選択」と命名した。

内的整合性についての検討 各因子の内的整合性について検討するために、因子ごとに Cronbach の α 係数を算出した。その結果、各因子の α 係数は、それぞれ、「文脈的配慮」で $\alpha = .83$ 、「聞き手選択」で $\alpha = .78$ 、「場所および時間選択」で α

Table 1
適切な自己開示尺度の因子分析結果

項目	1	2	3
Factor 1 文脈等配慮 ($\alpha = .83$)			
個人的な話をするときは、その場の話の流れに気をつかう	.86	-.02	.00
相手の都合を考えて個人的な話をする	.85	-.01	.01
聞き手に関心があるときを選んで個人的な話をする	.65	.00	.04
個人的な話をするときは、話題に共通点がありそうな相手を選んで話す	.44	.28	.00
Factor 2 聞き手選択 ($\alpha = .78$)			
個人的な話をする時は、仲の良い人を選んで話す	.01	.88	-.13
信頼できる相手を選んで個人的な話をする	.13	.74	-.07
少人数でいるときだけに、個人的な話をする	-.03	.52	.14
周囲に多くの人がいる時は、なるべく個人的な話をしない	-.03	.44	.24
Factor 3 時間および場所選択 ($\alpha = .73$)			
個室など他の人から干渉されない場所を選んで個人的な話をする	-.06	-.03	.93
静かで落ち着ける場所を選んで個人的な話をする	-.04	.20	.57
聞き手が忙しくないときを選んで個人的な話をする	.34	.05	.35
因子間相関			
	1	2	3
Factor 1	—	.66	.40
Factor 2		—	.50
Factor 3			—

Table 2
対人ストレス尺度の因子分析結果

項目	1	2	3
Factor 1 対人摩擦 ($\alpha = .86$)			
その場を収めるために、本心を抑えて相手を立てた	.78	.12	-.11
相手の機嫌を損ねないように、会話や態度に気を使った	.76	-.19	.13
本当は指摘したい相手の問題点や欠点に目をつむった	.71	-.07	.07
相手に合わせるべきか、あなたの意見を主張すべきか迷った	.68	.07	-.07
あなたのあからさまな本音や悪い部分がでないように気を使った	.64	-.07	.12
本当は伝えたいあなたの悩みや願いを、あえて口にしなかった	.57	.13	.07
Factor 2 対人葛藤 ($\alpha = .79$)			
相手を注意したら逆切れされた	.06	.76	-.20
相手から絶交や関わりの拒否をほのめかされたり、提案された	-.33	.67	.15
相手が都合のいいようにあなたを利用した	.02	.60	.21
あなたを信用していないような発言や態度をされた。	.26	.56	-.12
周囲に多くの人がいる時は、なるべく個人的な話をしない	.14	.49	.18
Factor 3 対人過失 ($\alpha = .77$)			
あなたの落ち度を、相手にきちんと謝罪・フォローできなかった	.04	-.01	.78
相手に対して果たすべき責任を、あなたが十分に果たせなかった	.01	-.01	.77
あなたのミスで相手に迷惑や心配をかけた	.06	-.04	.63
相手の仕事や勉強、余暇のじゃまをってしまった	.07	.24	.35
因子間相関			
	1	2	3
Factor 1	—	.47	.55
Factor 2		—	.54
Factor 3			—

Table 3
各変数の平均値と標準偏差

	男性 (n = 85)		女性 (n = 134)		合計 (N = 219)		t	p
	M	SD	M	SD	M	SD		
文脈等配慮	11.71	2.74	12.24	2.58	12.04	2.65	1.46	0.15
聞き手選択	12.48	2.81	13.40	2.36	13.04	2.58	1.73	0.16
時間および場所選択	7.49	2.08	7.56	1.57	7.53	1.78	0.19	0.85
対人摩耗	14.57	3.79	15.57	4.59	15.18	4.31	1.71	0.09 †
対人葛藤	8.23	2.84	7.90	2.80	8.03	2.81	0.84	0.40
対人過失	8.22	2.42	8.41	2.59	8.34	2.52	0.59	0.56
CES-D	16.71	8.59	20.12	8.85	18.79	8.89	2.81	0.01 **

† $p < .10$, ** $p < .01$

=.73であった。これらの結果から、3つの因子は十分な内的整合性を有していることが確認されたため、以降の分析で用いた。最終的な因子分析結果を Table 1 に示した。

対人ストレス尺度の因子構造

次いで、対人ストレス尺度についても同様の因子分析を行った（最尤法・プロマックス回転）。スクリープロットと固有値の減衰状況から3因子解が妥当であると判断し、改めて、因子数を3に指定した因子分析を行った。先述の結果と同様、すべての因子に関する因子負荷量が.35未満であった以下の3項目（「あなたの意見を相手が真剣に聞こうとしなかった」、「相手にとってよけいなお世話かもしれないことをしてしまった」、「相手に過度に頼ってしまった」）を除外した。その結果、計15項目で構成される3因子が抽出された。

第1因子は、「その場を収めるために、本心を抑えて相手を立てた」、「相手の機嫌を損ねないように、会話や態度に気を使った」などの6項目からなり、「対人摩耗」と命名した。第2因子は、「相手を注意したら逆切れされた」、「相手から絶交や関わりの拒否をほのめかされたり、提案された」などの5項目からなり、「対人葛藤」と命名した。第3因子は、「あなたの落ち度を、相手にきちんと謝罪・フォローできなかった」、「相手に対して果たすべき責任を、あなたが十分に果たせ

なかった」などの4項目からなり、「対人過失」と命名した。

内的整合性についての検討 対人ストレス尺度についても、因子ごとに Cronbach の α 係数を算出した。その結果、各因子の α 係数は、それぞれ、「対人葛藤」で $\alpha = .86$ 、「対人過失」で $\alpha = .79$ 、「対人摩耗」で $\alpha = .77$ であった。これらの結果から、3つの因子は十分な内的整合性を有していることが確認されたため、以降の分析で用いた。最終的な因子分析結果を Table 2 に示した。

男女別の得点と相関係数

CES-D 得点、適切な自己開示尺度と対人ストレス尺度の下位尺度得点について、男女別の得点を Table 3 に示した。なお、適切な自己開示尺度と対人ストレス尺度の下位尺度得点は、各項目の合計得点として算出した。t検定の結果、CES-D 得点のみ、男女間の得点に有意な差が認められた ($t(217) = 2.81, p < .01, r = .46$)。男性 ($M = 16.71$) よりも女性 ($M = 20.12$) の方が有意に高いことが確認された。また、対人摩耗は有意傾向ながら、男性 ($M = 14.57$) よりも女性 ($M = 15.57$) の方が高かった。

次いで、各変数間の相関関係を検討するために、Pearson の相関係数を男女に分けて算出した (Table 4)。男女共に「対人葛藤」、「対人過失」、「対人摩耗」と CES-D 得点の間に強い有意な正の相関が見られた ($r = .42 - .53, ps < .01$)。男性

Table 4
各変数の男女別の相関係数

	相 関 係 数						
	1	2	3	4	5	6	7
1 文脈等配慮	—	-.62 **	.52 **	-.45 **	-.03	-.15	-.00
2 聞き手選択	.53 **	—	.50 **	.35 **	-.07	.13	.17
3 時間および場所選択	.42 **	.40 **	—	.26 *	.10	.16	.21 *
4 対人摩耗	.31 **	.20 *	.18	—	.42 **	.51 **	.42 **
5 対人葛藤	.04	-.06	.06	.50 **	—	.52 **	.44 **
6 対人過失	.10	-.03	.07	.53 **	.53 **	—	.44 **
7 CES-D	-.02	-.08	-.03	.49 **	.40 **	.43 **	—

上段は男性, 下段は女性

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

では「時間および場所選択」は、「対人摩耗」とCES-D得点との間に中程度の正の相関 ($r = .21$, $p < .05$) が確認された。一方、女性では、それらの相関は確認されなかった ($r = -.03 - .18$, *ns.*)。自己開示と対人ストレスが抑うつに及ぼす影響

男女で異なる結果が得られた相関分析の結果を踏まえつつ、先行研究の知見も考慮して、適切な自己開示と対人ストレスが現在の抑うつに影響を与えるとしたモデルを作成した。ここでは、それぞれが抑うつに至る流れを男女別に分析するために多母集団同時分析を行った (Figure 1)。なお、分析には Amos 22 (母数の推定方法は最尤推定法) を用いた。

その結果、適合度は $GFI = .974$, $AGFI = .918$, $CFI = .992$, $RMSEA = .029$ であった。GFI, AGFI ならびに CFI は、その範囲が 0.0 から 1.0 の範囲に収まるように定義されており、1.00 に近いほど良いモデルと判定される。また、RMSEA は 0.05 以下であれば当てはまりがよく、0.1 以上であれば当てはまりが悪いと判断する (豊田, 1998)。これらの基準から、構成されたモデルの適合は十分であると判断した。

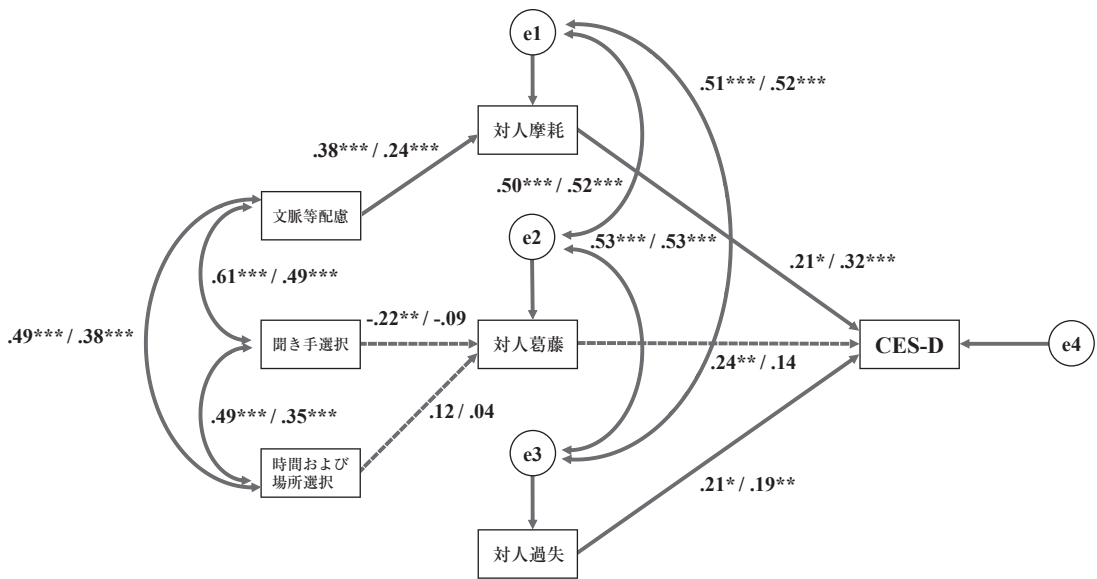
3つの対人ストレスのうち、対人摩耗と対人過失は男女ともに、抑うつ程度を表す CES-D に対して有意な正の影響を与えていた (男性: $\beta = .21$, $p < .05$; 女性: $\beta = .32$, $p < .001$)。しかし

ながら、対人葛藤が抑うつに有意な正の影響を与えていたのは男性のみであった ($\beta = .21$, $p < .01$)。次いで、適切な自己開示について、文脈的配慮は男女共に対人摩耗に対して有意な正の影響を与えていた (男性: $\beta = .38$, $p < .001$; 女性: $\beta = .24$, $p < .001$)。一方、聞き手選択が対人葛藤に有意な負の影響を与えていたのは、男性のみであった ($\beta = -.22$, $p < .01$)。

考 察

本研究では適切な自己開示、対人ストレスと抑うつとの関連を検討した。始めに、使用した適切な自己開示尺度と対人ストレスの両尺度の因子構造を確認した上で、それぞれの尺度得点を算出した。その後、男女ごとの相関係数を算出し、さらに構造方程式モデリングを用いて、変数間の関係を男女別にモデル化した。

まず、適切な自己開示は対人ストレスの頻度を低減させる (仮説 1)、対人ストレスを多く経験する人は抑うつが高い (仮説 2)、とする本研究の仮説について述べる。分析の結果、男女の対人摩耗、対人過失と男性の対人葛藤が抑うつに対して有意な正の影響を及ぼしていることが認められた。そのため、仮説 1 はほぼ支持された。次いで、適切な自己開示に関しては、聞き手



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

GFI = .974, AGFI = .918, CFI = .992, RMSEA = .029

注) パス係数は標準化推定値。斜線の左側は男性, 右側が女性の結果を示す
男女共に有意であれば実線, それ以外の場合は点線で示した

Figure 1. 男女別の他母集団同時分析の結果

選択は、男性のみであるが、対人葛藤に有意な負の影響を及ぼしていることが確認された。しかしながら、文脈的配慮は、男女共に対人摩擦に有意な正の影響を及ぼしていた。すなわち、他者との会話において話の流れや相手の都合に気を配ることが、逆に対人ストレスの原因になることが示唆された。それゆえ、仮説2については部分的な支持に留まった。

橋本（2000）によれば、対人葛藤、対人摩擦と社会的スキルの関連について、前者は社会的スキルの欠如から生じるとした。しかしながら、対人摩擦については、対人関係を円滑に進めようとする意図にも拘わらず、気疲れを感じる事態であると指摘している。すなわち、対人摩擦とは、個人が社会的スキルを発揮しようとする意図を持ち、表面的には問題のない相互作用と実現・発揮しつつも、内心では気疲れを感じる事態であるという。それゆえ、この事態は社会的スキルを保持していることによって生起するものであり、社会的

スキルの欠如によるものではないと指摘されている。適切な自己開示を社会的スキルとして測定し、その一部の下位尺度がそれぞれ対人ストレスに正負の影響を与えていることを確認した本研究の結果は、この指摘と一致するものであると考えられる。

しかしながらその一方で、社会的スキルがあるのは事実であるが、そのスキルが十分に高いものではないために、対人ストレスになってしまっても考えられる。つまり、相手や状況に考慮しながらも、自分の言いたいこと、伝えたいことを述べていくというのが最も高い社会的スキルであり、それに届いていないために、対人ストレスが生じているとも思える。しかし、自身にとってはストレスフルなスキルとなっても、他者にとっては望ましいスキルであるであろう。まずは、他者のストレスにならないようなスキルを発展させ、その上で自己にとっても負担とならないような行動を行えるようなスキルを獲得していく

ことが対人ストレスを低減することにつながると考えられる。すなわち、今回は自己開示する側のストレスを対象としたため、スキルと対人ストレスとが相反する形になってしまったが、会話を交わす当事者間でのストレスというより広いストレスを考えることによって、社会的スキルと対人ストレスとの一次関数的な関連を想定していくことができるのではないと思われる。

次いで、男女で異なる結果が得られた結果について述べる。抑うつ程度を示す CES-D 得点は、男性よりも女性の方が高かった。これは、本邦の一般成人において、抑うつ得点は女性が有意に高いことを明らかにしているこれまでの知見 (e.g. 今野・鈴木・大崙・降旗・高橋・兼板・大井田・内山, 2010) と一致する。他方、適切な自己開示と対人ストレッサーの相関については、男性よりも女性の方が対人感受性が高いため、ストレッサーの認識がよりの確である可能性や、好意的関係にある友人関係ほど、スキル不足による対人葛藤が問題として顕在化しやすい可能性 (橋本, 2005) などが、理由として考えられるが、本研究の結果だけでは結論に至ることはできず、今後、引き続き検討していく必要がある。また、分析対象者 (男性 85 名, 女性 134 名) の総数に男女で差があったことが結果に影響した可能性も排除できず、モデルの男女差の解釈には注意が必要だろう。

本研究では、大学生を対象とした一時点における横断的なデータを用いて分析を行った。しかしながら、この横断的なデータのみで実際の因果関係について言及することは困難である。たとえば、抑うつ気分に陥ることで逆に適切な自己開示を行えなくなるといった、本研究の提示したモデルとは逆方向のモデルも理論的には成立しうる。そうした可能性を排除するためには、縦断調査や実験法の使用を検討する必要があるだろう。

2013 年に行われた国民生活基礎調査によれば、現在 12 歳以上の者のおよそ半数が、日常生活での悩みやストレスを抱えているという (厚生労働省, 2013)。このような現状を顧みれば、ストレ

スへの対処は喫緊の課題である。2014 年 6 月に、メンタルヘルス対策の充実・強化等を目的として、従業員数 50 人以上の全ての事業場にストレスチェックの実施を義務付ける「労働安全衛生法の一部を改正する法案」が国会で可決・成立したことは、そのための対策の一つと言えよう。このストレスチェック制度は、定期的に労働者のストレスの状況について検査を行い、本人にその結果を通知することで自らのストレスの状況に対する気付きを促し、個人のメンタルヘルス不調のリスクを低減させることを目指している。さらには、検査結果を集団ごとに集計・分析し、職場におけるストレス要因を評価し、職場環境の改善につなげることで、ストレスの要因そのものも低減させることを目的としている。このような企業や自治体の施策と同様、今後の個人レベルにおけるストレッサーの対処方略に関する具体策の検討が俟たれる。

引用文献

- 相川 充 (1996). 孤独感と社会的スキル. 相川 充・津村 俊充 (編) 社会的スキルと対人関係: 自己表現を援助する (pp.129-146), 誠信書房 (Aikawa, A.)
- 相川 充 (2000). セレクション社会心理学 20 人づきあいの技術——社会的スキルの心理学——サイエンス社 (Aikawa, A.)
- Barrera Jr, M. (1986). Distinctions between social support concepts, measures, and models. *American Journal of Community Psychology*, 14, 413-445.
- Bolger, N., DeLongis, A., Kessler, R. C., & Schilling, E. A. (1989). Effects of daily stress on negative mood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 808.
- Cohen, S., Sherrod, D. R., & Clark, M. S. (1986). Social skills and the stress-protective role of

- social support. *Journal of personality and social psychology*, 50, 963–973.
- Compas, B. E., Orosan, P. G., & Grant, K. E. (1993). Adolescent stress and coping: Implications for psychopathology during adolescence. *Journal of Adolescence*, 16, 331–349.
- 橋本 剛 (1997). 大学生における対人ストレスイベント分類の試み 社会心理学研究, 13, 64–75.
(Hashimoto, T. (1997). Categorization of interpersonal stress events among undergraduates. *Japanese Journal of Social Psychology*, 13, 64–75.)
- 橋本 剛 (2000). 大学生における対人ストレスイベントと社会的スキル・対人方略の関連 教育心理学研究, 48, 94–102.
(Hashimoto, T. (2000). Interpersonal stress events, social skills, and interpersonal strategies in undergraduate students. *The Japanese Journal of Educational Psychology*, 48, 94–102.)
- 橋本 剛 (2005). 対人ストレスサー尺度の開発 静岡大学人文学部社会学科・言語文化学科研究報告, 56, 45–71.
(Hashimoto, T. (2005). Development of the new scale of interpersonal stressor. *Annual reports of Departments of Sociology and Language & Literature*, 56, 45–71.)
- Horwitz, A. V., McLaughlin, J., & White, H. R. (1998). How the negative and positive aspects of partner relationships affect the mental health of young married people. *Journal of Health and Social Behavior*, 39, 124–136.
- 五十嵐 祐 (2002). CMCの社会的ネットワークを介した社会的スキルと孤独感との関連性 社会心理学研究, 17, 97–108.
(Igarashi, T. (2002). The effect of social skills on loneliness through mediation of CMC social networks. *Japanese Journal of Social Psychology*, 17, 97–108.)
- 石井 佑可子 (2014). 青年期における社会的スキルの発達の変遷——メタ認知・対人的距離化スキルの機能から—— 藤女子大学文学部紀要, 51, 75–96.
(Ishii, Y. (2014). Development of Social Skills during Adolescence: Analysis Based on Meta Cognition and Interpersonal Distancing Skill. *The Bulletin of the Faculty of Humanities, Fuji Women's University*, 51, 75–96.)
- 菊池 章夫 (2004). KiSS-18研究ノート 岩手県立大学社会福祉学部紀要, 6, 41–51.
(Kikuchi, A. (2004). Notes on the Researches Using KiSS-18. *Bulletin of the Faculty of Social welfare*, 6, 41–51.)
- 今野 千聖・鈴木 正泰・大寄 公一・降旗 隆二・高橋 栄・兼板 佳孝・大井田 隆・内山 真 (2010). 日本在住一般成人の抑うつ症状と身体愁訴 女性心身医学, 15, 228–236.
(Konno, C., Suzuki, M., Osaki, K., Furihata, R., Takahashi, S., Kaneita, Y., Ohida, T., & Uchiyama, M. (2010). Depressive symptoms and somatic complaints in Japanese adults. *Journal of Japanese Society of Psychosomatic Obstetrics and Gynecology*, 15, 228–236.)
- 厚生労働省 (2013). 平成24年 労働者健康状況調査 厚生労働省
Retrieved from <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa13/dl/01.pdf>
(2015年9月21日)
- 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の尺度作成の試み 性格心理学研究, 11, 12–23.
(Moriwaki, A., Sakamoto, S., & Tanno, Y. (2002). Development of self-disclosure and disclosure-recipient response scales for college students. *The Japanese Journal of Personality*, 11, 12–23.)
- 小口 孝司 (1999). 自己開示 中島 義明・安藤 清志・子安 増生・坂野 雄二・繁枏 算男・立花 政夫・箱田 祐司 (編) 心理学辞典

- (p.327) 有斐閣
(Oguchi, T.)
- 大迫 秀樹 (1994). 高校生のストレス対処行動の状況による多様性とその有効性 健康心理学研究, 7, 26–34.
(Ohsako, H. (1994). Diversity and effectiveness of highschool students' stress-coping depending on situations. *The Japanese Journal of Health Psychology*, 7, 26–34.)
- 岡安 孝弘・嶋田 洋徳・丹羽 洋子・森 俊夫・矢富 直美 (1992). 中学生の学校ストレスサーの評価とストレス反応との関係 心理学研究, 63, 310–318.
(Okayasu, T., Shimada, H., Niwa, Y., Mori, T., & Yatomi, N. (1992). The relationship between evaluation of school stressors and stress responses in junior high students. *The Japanese Journal of Psychology*, 63, 310-318.)
- Pennebaker, J. W. (1997). Writing about emotional experiences as a therapeutic process. *Psychological Science*, 8, 162–166.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1, 358–401.
- Riggio, R. E. (1986). Assessment of basic social skills. *Journal of Personality and social Psychology*, 51, 649–660.
- 島 悟・鹿野 達男・北村 俊則・浅井 昌弘 (1985). 新しい抑うつ性自己評価尺度について 精神医学, 27, 717–723.
(Shima, S., Shikano, T., Kitamura, T., & Asai, M. (1985). New self-rating scales for depression. *Clinical Psychiatry*, 27, 717–723.)
- 高野 慶輔・坂本 真士・丹野 義彦 (2012). 機能的・非機能的自己注目と自己受容, 自己開示パーソナリティ研究, 21, 12–22.
(Takano, K., Sakamoto, S., & Tanno, Y. (2012). Functional and Dysfunctional Self-focus, Self-acceptance, and Self-disclosure. *The Japanese Journal of Personality*, 21, 12–22.)
- 谷口 弘一 (2014). 対人ストレスコーピングの実践的介入——高校生を対象にして—— 長崎大学教育学部紀要：教育科学, 78, 57–65.
(Taniguchi, H. (2014). A practical intervention to promote senior high school students' interpersonal stress coping (Postponed-solution Coping) in Order to Reduce Their Stress Responses. *Bulletin of Faculty of Education, Nagasaki University. Educational science*, 78, 57–65.)
- 豊田 秀樹 (1998). 共分散構造分析〈入門編〉——構造方程式モデリング—— 朝倉書店 (Toyoda, H.)
- Wei, M., Russell, D. W., & Zakalik, R. A. (2005). Adult attachment, social self-efficacy, self-disclosure, loneliness, and subsequent depression for freshman college students: A longitudinal study. *Journal of Counseling Psychology*, 52, 602–614.
- Witt, L. A., & Ferris, G. R. (2003). Social skill as moderator of the conscientiousness-performance relationship: Convergent results across four studies. *Journal of Applied Psychology*, 88, 809–820.
- 余語 真夫 (2007). 自己開示一語りの治癒力—坂本 真士・丹野 義彦・安藤 清志 (編) 臨床社会心理学 (pp.63–79) 東京大学出版会 (Yogo, M.)

—— 2015. 9. 30 受稿, 2015. 12. 1 受理 ——