開示状況における開示意图と開示規範からのズレとについて

——性格特徴との関連——

遠 藤 公 久*

THE WILLINGNESS OF SELF-DISCLOSURE AND THE DEVIATION FROM NORMATIVE SELF-DISCLOSURE IN DISCLOSURE SITUATIONS

Kimihisa ENDO

This report proposed a revised version of self-reporting Self-Disclosure Situations Survey (SDSS) originally developed by Chelune (1976). SDSS provided two total scores: the willingness of self-disclosure and the deviation from normative self-disclosure in a number of situations. Study I examined SDSS's reliability and the structure of disclosure situations by means of factor analysis. Five disclosure situations were identified: personal situations, unfamiliar situations, extraordinary situations, private situations, and family situations. Study II investigated the relation of the two scores with some personality characteristics. It was suggested that the willingness score could be a valid index for discloser's mental health and that the deviation score reflected discloser's public aspects of self-consciousness. Further implications were discussed.

Key words: self-disclosure, willingness, deviation, mental health.

問 題

人は日々会うさまざまな社会的状況において、自己についての情報を交換している。自己のどの領域についてどの程度の情報を公開（自己開示: self-disclosure）するのが適切かの判断は、個人の置かれた各状況によって異なるはずであろうし、またその判断の適切さはその個人の対人的適応上からして重要な問題といえよう。

自己開示研究の先駆者である Jourard (1959) は、自分にとって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であると述べている。そして、自己開示と精神的健康との間には正の相関関係がみられるという主張をした。しかし、その後の研究は、必ずしもこの仮説を支持するものばかりではなく、負の相関関係 (Persons & Marks, 1970) や何の

関連性も見い出されないものもあった (Stanley & Bownes, 1966)。このような矛盾した諸結果に対して Cozby (1973) は、Jourard (1964) の示唆を受けて、従前のような両者の間に線形的関係を想定する代わりに、逆U字型の曲線的関係 (curvilinear) を仮定することで統一的説明を与えた。すなわち、自己開示の過多も過少も精神的健康といえず、適度な自己開示こそ精神的健康の一兆候であるとした。

確かにこの仮説的モデルは了解性の高いものといえるが、その後これを支持する研究は必ずしも多いとはいえない (Carpenter & Freese, 1979)。その理由として、「適度」や「精神的健康」をどう捉えるかがあげられる。「適度」というときに、一体どの程度の自己開示を指しているのか、またそれは何を基準にして「適度」であるといえるのか、さらに、「精神的健康」とは一体何を指標にしたらいいいのか、といった疑問が残される。

Chaikin & Derlega (1974) は、開示相手との関係によ

* 筑波大学心理学研究科 (Doctoral Program in Psychology, University of Tsukuba)

って自己開示の適切さの判断が異なることを実証し、「適度」とは一義的に捉えられないことを示した。つまり、関係の親密度によって「適度」の基準が変動するということである。これは、Jourard (1959) や Cozby (1973) の「適度」の捉え方と軌を一にする。また関係の親密度の他にも、大坊・岩倉(1984)が指摘しているように、開示場所の要因も見逃がせないであろう。公共性の高い空間とそうでない空間とでは、当然「適度」の意味が変わってくるからである。

また、精神的健康あるいは対人的適応の指標を何にするかという問題については、観察された行動として捉えるか、あるいは性格特徴として捉えるかによって、その操作的基準が異なるのは言うまでもない。特に後者を指標とする場合、これまで孤独感(Berg & Peplau, 1982)、神経症的傾向(Cunningham & Strassberg, 1981)、また回帰性(Pederson & Higbee, 1969)などが報告されている。その他、親和傾向(Ando, 1978)、外向性(Chelune, 1976)、承認欲求(Cravens, 1975)、セルフ・モニタリング(Shaffer, Smith, & Tomarelli, 1982)、自尊感情や自意識(Miller, Berg, & Archer, 1983)などの報告もある。このうち親和欲求や外向性、また承認欲求や私的自意識と自己開示との間には、これまで正の相関関係が報告されてきたのに対して、孤独感や神経症的傾向については必ずしも一貫した、あるいは統一的な結果が報告されているわけではない。

例えば、Solano, Batten, & Parish (1982) は、孤独感と重要人物への自己開示との関係に言及している。その結果、男性では異性の友人において、女性では同性、異性の友人双方において、自己開示と孤独感とは中程度の負の相関関係がみられた。さらに、孤独感の高い者は低い者に比べて、初対面の人に対して自分を相手に知らせることができず、相手の自己開示の親密度を正確に認知する感受性も欠如していた。また、Berg & Peplau (1982) によれば、自己開示と孤独感には負の相関関係があり、その関係は特に女性に強くみられるとしている。その理由として、女性では男性の性役割よりも感情表出や信頼が親密な関係のなかで中心的役割を果たしている点をあげている。親密な関係のもてない女性は、その分、自己開示も少なく、孤独感も多いというのである。

神経症的傾向もパーソナリティの健康性の一指標として注目されてきた。これまでの研究結果をみると、自己開示と神経症的傾向とは負の相関関係があるという報告もあれば(Pederson & Higbee, 1969)、支持されなかった研究もある(Stanley & Bownes, 1966)。武内(1982)は、女子大学生だけを対象にしているが、友人に対して自己

開放性(自己開示と同義としてもよいであろう)が高すぎる者も低すぎる者も神経症的傾向が高かった。また、上田(1978)は、自己開示の返報性という側面から、Chaikin, Derlega, Bayma, & Shaw (1975) の追試実験を行っているが、神経症的傾向と自己開示の間には有意な相関関係が認められなかった。一方、Cunningham & Strassberg (1981) によれば、神経症的傾向の高い者は、相手から受けた自己開示の親密度の高さにもかかわらず、自己開示の返報時間が少ないという特徴があった。これは、Chaikin らの結果を支持するものであった。

ところで、これまでの質問紙法による自己開示の研究では、Jourard (1964) によって作成された JSDQ (Jourard Self-Disclosure Questionnaire)、あるいはその改訂版が主に用いられてきた。これは、重要な他者(家族、友人など)への過去の自己開示経験を開示話題ごとに測定しようとしたものである。

ここで問題とされるべきこととして、このような測定法は、開示対象者が重要な他者だけに限定され、よく遭遇する初対面の人との社会的場面などが含まれていないこと、また「どの程度自分を打ち明けて話しますか」のように自己開示の習慣的側面や過去の経験などが強調されていて、積極的な自己開示の意向(willingness)が測定されてこなかったこと、さらに日常生活の一刻一刻変化する多様な状況(相手との関係や場所やその場の人数などの相互作用)における適切な自己開示の判断自体が問題に扱われてこなかったこと、などがあげられる。特に最後の、対人的状況における適切な行動の判断は、自己の置かれた状況の手がかりを社会的規範に則していかに敏感に認知できるかといった対人的能力・技能に多く依拠していると思われる。その意味で対人適応上の基底をなすと考えられる。

Chelune (1976) は、状況の力動的側面に着目して、各状況における適切な自己開示の判断の測定を試みた。具体的には、大学生における生活空間が取り上げられ、大学生にとって20の代表的な開示状況を設定した SDSS (Self-Disclosure Situations Survey) が作成された。それによって各状況における積極的な開示意向と、各状況において期待される開示量の規範(平均)との一致度とが測定された。そして、彼は、この個人の一致度を自己開示柔軟性(self-disclosure flexibility)と呼び、自己開示柔軟性が高い者ほど逸脱度(ズレ)が少なく、各状況での手がかりを適切に判断し、社会的に期待される形で自己開示できる、とした。上述した精神的健康との関連でいえば、自己開示柔軟性の高い者ほど、対人的適応力も高く、精神的な健康度も高いであろうという仮説を立て、そのこと

を検証したのである。例えば、孤独感の高い者ほど自己開示柔軟性が低いこと (Chelune, Sultan, & Williams, 1980) や、中程度の開示意图をもつ者で、自己開示柔軟性の低い者は高い者に比して神経症的傾向が強いという開示意图と自己開示柔軟性との間に交互作用のあること (Chelune & Figueroa, 1981) などが認められている。

本研究では、Chelune のこの自己開示柔軟性の概念を採用するが、「自己開示柔軟性」という用語の使用は避け、「開示規範からのズレ」という用語で統一することにした。

本研究の目的は、①SDSS を参考にし、日本人向けに作成した開示状況質問紙の信頼性、及び開示状況の構造を検討すること (研究Ⅰ)、②この質問紙で測定される開示意图や開示規範からのズレと性格特徴 (特に精神的健康) との関連について検討すること (研究Ⅱ) である。その際、性格特徴として、自己開示との間に一貫した結果のみられていない孤独感や神経症的傾向や自尊感情、自己の公的側面や私的側面への関心度として自意識 (公的・私的) や向性 (外向・内向)、またセルフ・モニタリングをそれぞれとりあげることにした。

研究Ⅰ

方法

対象者

国立大学、私立大学の男女大学生、合計 429 名 (女子 241 名)

質問紙の構成

SDSS (Chelune, 1976) では、状況の基本的次元に被開示者との関係 (友人と初対面) とその人数 (単数と複数) の 2 要因を据えているが、ここでは関係要因に知人という関係も含めた。その理由として、知人という関係が日本人特有の間柄で重要な「世間」の一部をなすと考えたからである。さらに開示場所要因も加えたが、これは予備調査の段階で、置かれた状況における自己開示の適切さの判断に及ぼす状況要因について検討したところ、開示対象者の人数よりも開示場所要因のほうがその判断との関連性が強いことがわかったためである**。また、SDSS の項目の中で日本では不適当と思われる状況 (例「ブラインドデートに参加しているとき」) を除き、新たな項目を加えた結果、開示状況質問紙は 18 項目から構成された (TABLE 1)。被開示者との関係、その人数、開示場

** 被開示者との関係、人数、場所を組合わせ 48 状況を作成し、各状況での自己開示の適切性について判断を求めた。その資料について数量化Ⅰ類を行った結果、重相関係数 $R = .52$ 、関係、人数、場所それぞれの偏相関係数は $.46, .19, .27$ であった。

TABLE 1 開示状況質問紙項目と回転後の因子負荷量

開示状況項目	I	II	III	IV	V	共通性
1 友人と二人で喫茶店で雑談をしているとき	.69					.52
7 乗り物* 中である友人と一緒にいるとき	.70					.59
8 知人たち**が自分の家に遊びにきたとき	.69					.57
10 レストランで友人たちと食事を一緒にしているとき	.70					.68
16 乗り物の中でたまたま知人たちと一緒にになったとき	.52					.56
4 乗り物の中で、隣席の人が話しかけてきたとき		.59				.51
5 友達の家族と初めて出会ったとき		.78				.68
6 知人と街の道端で出会ったとき		.60				.52
9 一人で食事中、ある人が相席をしてよいかと尋ねてきたとき		.53				.57
13 初めてのクラスで全く知らない人たちの前で自己紹介をするとき		.61				.55
18 何人かの人に自宅で紹介されたとき		.67				.67
2 数人の友達とコンパ・クラス会などに参加しているとき			.65			.49
(12 ある知人に喫茶店にさそわれたとき)			(.41)			.47
14 居酒屋で知人数名と一緒にになったとき			.62			.57
11 公園でボーイフレンド (ガールフレンド) と散歩しているとき				.86		.83
15 ボーイフレンド (ガールフレンド) と自宅で二人きりであるとき				.87		.81
3 教室で数人のクラスの人たちと重要なテーマについて討論しているとき					.74	.65
17 家族と自宅で夕食をしているとき					.69	.62
因子負荷量の二乗和	2.82	2.76	1.85	1.84	1.50	10.77
寄与率 (%)	15.7	15.3	10.3	10.2	8.3	59.8

* バス・電車など ** 知り合って間もないが、自分が好意的に思っている人

所の 3 要因を主な構成要因に据えた。評定法は、1 を「私ならこういうときがあっても、表面的な話ししかしたくないであろう」、6 を「こういうときには自分の感情や考えについて相手に分かってもらうために、できるだけ詳しく話そうとするだろう」とし、その間に 2~5 の番号が設けられ、各状況における開示意图として適当な番号を集団で一斉に選択記入させた。得点可能な範囲は 18~108 点であった。

結果と考察

スピアマン-ブラウン公式による信頼性係数は、男性

で.85, 女性で.84, 全体では.84と高かった。また, 無作為に抽出された200名(男女各100名)の集団において, 得点の上位群と下位群(共に25%)について項目分析したところ, 18項目全てで上位群が下位群よりも評定値が5%水準で有意に高かった。再検査法による信頼性の検討はされていないが, 内的一貫性は高いといえる***。

18の項目について18×18の項目間相関行列を算出し, これを主因子分析し, 固有値 ≥ 1.0 を基準にしたところ5因子が抽出された。ここまですべて分散の59.8%が説明されていた。そこで, 第V因子までをバリマックス法により回転させた。TABLE 1は, 回転後の因子負荷量を示したものである(.50以上を選択基準にしてある)。

第I因子は, 友人・知人などと一緒に共有する状況である。第II因子は, 初対面の人と一緒にいるときに共有する状況である。第III因子は, 居酒屋やコンパのように賑やかな場所で, アルコール類などの力を借り, 日常性からの離脱を目的とした一種特殊な空間である。第IV因子は, 恋人と一緒に共有する最も親密度が高く, 閉鎖的な状況である。第V因子は, クラスや家庭などの一次集団のなかで, 重要な発言者となったり, 一家団らんのひとときを共有する状況である。第I因子から第V因子までをそれぞれ個人的状況, 社会的状況, 非日常的状況, 密接の状況, 家族的状況と呼ぶことにする。

そこで, これら5つの下位尺度についてそれぞれクロンバックの α 係数を算出したところ, 個人, 社会, 非日常, 密接, 家族的状況の順に, .79, .77, .57, .82, .45であった。家族的状況の信頼性係数がこれらのなかで最も低かった。

次に因子構造の性差について, Levine(柳井・新田訳, 1984)を参考にし, 因子負荷量の相対的パターンや大きさの側面から検討したところTABLE 2の結果を得た。男女, 全体とも5因子を抽出し, バリマックス回転した後, 各因子の負荷量ごとに平均平方偏差の平方根(RMS), 一致係数(CC), ピアソンの積率相関係数(r)が算出された。その結果, 女子の因子負荷量の相対的パターンや大きさは, 全般的に男子や全体の各因子のそれらと一致度は高いが, 女子の第III因子(非日常的状況)だけは男子や全体の第III因子とは一致度が低いことがわかった。一方男子と全体は各因子とも一致度が高く, 因子構造が類似していることがわかった。このことは第III因子において男女の因子構造(因子負荷量の相対的パターンや大きさ)が幾分異なることを示している。遠藤(1988)によれば, 男子大学生は,

TABLE 2 因子負荷行列の比較統計量

	男子と女子			男子と全体			女子と全体		
	RMS	cc	r	RMS	cc	r	RMS	cc	r
第I因子	.16	.91	.77	.09	.97	.93	.10	.96	.91
第II因子	.21	.84	.64	.05	.98	.98	.18	.88	.73
第III因子	.30	.52	.32n.s.	.10	.94	.90	.28	.52	.31n.s.
第IV因子	.14	.90	.84	.09	.95	.93	.06	.97	.97
第V因子	.23	.63	.47	.20	.73	.59	.13	.89	.84

RMS: Root Mean Square (平均平方偏差の平方根)

パターンと大きさが完全に一致するときには0, 負荷量が ± 1 に等しく符号が反対の場合には最大値2をとる。

CC: Coefficient of Congruence (一致係数)

$-1 \leq CC \leq 1$, 値が大きいほうが一致度は高い。

相関係数(r)では n.s. 以外は全て5%水準以下で有意

女子学生に比べ, 居酒屋などで親密さの高い話題を取り上げることがより適切であると判断していた。このように開示状況として, 女子が居酒屋やコンパなどの非日常的状況へ付与する意味と男子が付与する意味とは質的な違いのあることが示唆された。

さらに因子得点を算出し, 各因子ごとに開示意向の男女の特徴の差異を検討した。その結果, 男子は女子よりも社会的状況と非日常的状況で開示意向が高かった($t(363.6)=3.29$, $t(332.3)=5.30$, 共に $p<.01$)。また, 女子は男子より個人的状況で開示意向が高かった($t(427)=-2.53$, $p<.05$)。これは, 大坊・岩倉(1984)が指摘しているように, 女子は親密な関係では男子に比べ自己開示が高いが, 関係が浅くなると急激に開示性が低くなるという特徴を反映するものと解釈できよう。つまり, 女子は男子に比べて, 関係の変化に伴う開示性の変動が相対的に大きいということである。そして, これらのことは, 女子のほうが開示性が高いという一般論に対して, 開示状況を考慮に入れた性差の検討がさらに必要であることを示唆するものであろう。

研究 II

方法

対象者

男女大学生 419 名 (女子 231 名)

性格特徴尺度

1) 孤独感尺度: 工藤・西川(1983)がUCLA孤独感尺度改訂版を翻訳改訂した20項目を4件法で評定させた。「決して感じない」から「しばしば感じる」までを1から4とし, 得点が高いほど孤独感が強いことを示すようにした。2) 神経症的傾向尺度: MPI (Maudsley Personality Inventory) の神経症的傾向尺度の全24項目が抽出された。評定法はMPIの方法に従い, 「はい」「?」「いいえ」の3件法を用いた。3) 自意識尺度: 菅原(1984)の翻訳改訂版より21項目が抽出された。公的

*** 妥当性の問題では, 評定方法が異なるが, JSDQ とは $r=.27$ ($N=50$) の相関関係が認められた。

TABLE 3 因子ごとの素点合計と性格特徴との相関関係

	因子I	因子II	因子III	因子IV	因子V	開示意向 得点
孤独感	-.18*	-.15	-.16*	-.13*	-.04	-.21**
男子(N=41)	-.22	-.40**	-.36*	-.12	-.18	-.42**
女子(N=106)	-.15	-.08	-.13	-.15	-.01	-.15
神経症的傾向	-.27**	-.20*	-.26**	-.04	-.19*	-.28**
男子(N=77)	-.31*	-.20	-.24*	-.01	-.34**	-.30**
女子(N=66)	-.22	-.19	-.26*	-.11	-.02	-.25*
自意識						
私的自意識	-.08	.04	-.08	.15	.13	.01
男子(N=48)	.06	.12	-.01	.19	.30*	.12
女子(N=84)	-.17	-.01	-.13	.13	.04	-.08
公的自意識	-.03	-.04	.15 ^a	.19*	.05	.03
男子(N=48)	-.04	-.08	.32*	.26*	.03	.07
女子(N=84)	-.05	.10	-.03	.06	.02	.01
自尊感情	.05	.18 ^a	-.01	.06	.12	.12
男子(N=45)	.07	.33*	-.09	.16	.01	.19
女子(N=41)	.09	.02	.08	-.03	.27 ^a	.09
外向性	.15	.25*	.25*	.15	.39**	.28*
男子(N=25)	.43*	.51**	.38	.36	.37	.53**
女子(N=47)	-.01	.09	.20	.01	.41**	.13
セ・モニタリング	.13*	-.01	-.02	.11	-.08	.06
男子(N=61)	.18	.01	.08	.23 ^a	-.01	.13
女子(N=90)	.09	.01	-.03	-.02	-.13	.01

**p<.01, *p<.05, a p<.10

自意識が11項目、私的自意識10項目からなり、それぞれ、「非常にあてはまる」を7とし、「全然あてはまらない」を1とする7件法を用いた。4) 自尊感情尺度：遠藤・安藤・冷川・井上(1974)による23項目からなる改訂版を採用した。評定法は「ほとんど思わない」を1とし、「非常にしばしば思う」を5とする5件法を用いた。5) 向性尺度：MPI から24項目が抽出された。評定法はMPI に準じた。6) セルフ・モニタリング尺度：岩淵・田中・中里(1982)を採用した。このうち22項目を取り出し、「非常にそう思う」を5とし、「全くそう思わない」を1とした5件法による反応形式が採られた。

実施手続

対象者の負担軽減のため、性格特徴尺度の中から無作為に1〜2選択し、開示状況質問紙と共に順序効果のないように配列した。その結果、孤独感尺度は147(女子106)名、神経症的傾向尺度は143(女子66)名、自意識尺度は132(女子84)名、自尊感情尺度は86(女子41)名、向性尺度は72(女子47)名、セルフ・モニタリング尺度は151(女子90)名に実施された。

結果と考察

1. 開示意向得点と性格特徴との関連

各状況項目の素点を合計(開示意向得点)したところ、平均58.5、標準偏差11.9であった。

開示意向得点と性格特徴との間には、孤独感($r=-.21$, $p<.01$)と神経症的傾向($r=-.28$, $p<.01$)にそれぞれ有意な負の相関関係がみられた(TABLE 3)。孤独感や神経

症的傾向が低い人ほど開示意向が高いことが示された。また、外向性と正の相関関係が認められ($r=.28$, $p<.05$)、外界に目をやり、外部の事物や現象に注意を向ける傾向の強い者ほど開示意向が多いことがわかった。以上のように、開示意向の程度は精神的健康度の一指標になることが示唆された。

そこで、開示意向とこれらの性格特徴との関係が一次的(linear)なのか、それとも二次的(quadratic)なのかについて検討した。各性格特徴ごとに回帰分析を行った結果、孤独感($F(1, 144)=6.45$, $p<.05$)、神経症的傾向($F(1, 139)=12.3$, $p<.01$)、外向性($F(1, 69)=5.81$, $p<.05$)で有意な線形的な関係が認められた****。一方、セルフ・モニタリング($F(1, 148)=3.04$, $p<.10$)で2次の曲線的傾向がみられた。そこで、開示意向得点を四分偏差で4水準に分け、性要因も含めて、2要因の分散分析を施したところ、5%水準で有意な開示意向要因の主効果がみられ($F(3, 153)=3.70$)、性要因の主効果もまた交互作用も有意差は認められなかった。多重比較により開示意向得点が第3の四分点(Q3)にあるときに最もセルフ・モニタリング得点が高く、曲線的傾向にあることが確認された。平均よりもやや多めの開示意向をもつ者は、自己の置かれている状況における自己呈示や自己表出の適切さに強い関心をもっていることがわかった。

次に、研究Iで得られた5因子について因子負荷量が.50以上の項目の素点を加算した。第I因子では1, 7, 8, 10, 16の項目、第II因子では4, 5, 6, 9, 13, 18の項目、第III因子では2, 14, 第IV因子では11, 15, 第V因子では3, 17の項目がそれぞれ合計された。TABLE 3にこれらの得点と性格特徴との相関係数(線形的関係)を示す。

これをみると、孤独感の低い者は、個人的状況または非日常的状況での開示意向が高く($r=-.18$, $-.16$, ともに $p<.05$)、神経症的傾向の低い者は、密接的状況を除いて、各状況で開示意向が高かった。また、外向的な者は、社会的状況($r=.25$, $p<.05$)、非日常的状況($r=.25$, $p<.05$)、そして家族的状況($r=.39$, $p<.01$)において開示意向が高かった。さらに公的自意識の高い者は、密接的状況において開示意向が多い傾向がみられた($r=.19$, $p<.05$)。しかし、全体的に自意識、自尊感情、セルフ・モニタリングと各状況における開示意向とは関連性が認められなかった。

**** SAS (Statistical Analysis System) パッケージの RS-REG (Response Surface Regression) プログラムを用いた。

性差について同様な検討をしてみると、全般的に男子のほうが女子に比べて、開示意向と性格特徴との関連が強かった。これは、女子の開示意向のほうが相対的に個人差要因よりも状況要因のほうにより多く規定されることを示唆する。孤独感の高い男子は、社会的状況や非日常的状況における開示意向が低かった ($r = -.40, p < .01$; $r = .36, p < .05$)。神経症的傾向の高い男子は、個人的状況、非日常的状況、家族的状況において開示意向が低かった ($r = -.31, -.24, -.34$, それぞれ $p < .01, p < .05, p < .01$)。また、私的自意識の高い男子にとっては、家族的状況 ($r = .30, p < .05$) で、公的自意識の高い男子にとっては非日常的状況 ($r = .32, p < .05$) でそれぞれ開示意向が高かった。さらに自尊感情の高い男子にとっては、社会的状況 ($r = .33, p < .05$) で、外向的な男子にとっては個人的状況 ($r = .43, p < .05$) と社会的状況 ($r = .51, p < .01$) でそれぞれ開示意向が高かった。女子では神経症的傾向の高い者は非日常的状況 ($r = -.26, p < .05$) で開示意向が低く、また外向性の高い者では家族的状況 ($r = .41, p < .01$) で開示意向が高かった。

このように、開示意向と性格特徴との関連を論ずるには開示状況や性差を考慮することが肝要である。全般に男子の開示意向と強い関連がみられた開示状況は社会的状況や非日常的状況であり、女子にとっては主に家族的状況であった。また、男女を問わず友人などに対する開示意向（個人的状況での開示意向）の高さは精神的健康にとって重要であると思われる。さらに、興味深いのは、自尊感情や外向性の高い男子では社会的状況で開示意向が多い傾向がみられたのに対して、女子では家族的状況での開示意向が多い傾向があったことである。このように自尊感情や外向性の高さと男女による開示状況への意味づけとに食い違いがみられるのは、相違なる性役割意識に依拠するものと推測される。

2. 開示規範からのズレと性格特徴との関連

性を独立変数とし、18項目の開示意向を従属変数として多変量分散分析 (MANOVA) を行った結果、性要因に有意な効果がみられた ($F(18,48) = 4.51, p < .01$)。そこで、状況ごとに単変量分散分析によって検定をしたところ、性差のみられた項目は1, 2, 4, 5, 9, 12, 13, 14, 16, 17であった。それらは男女別に $|z|$ 得点 (標準得点の絶対値) を算出した。その結果、各項目の $|z|$ 得点の合計 (開示意向の平均からのズレ) の平均は14.5、標準偏差は4.8であった。開示規範からのズレが小さいということは、その個人の開示意向が所属する集団規範から逸脱する程度が低いことを意味する。すなわち、常に高(低)い開示意向をもつのではなく、状況に応じた開示意向を

もつということである。このズレと性格特徴との関連を検討したところ、公的自意識と弱い負の相関関係が認められた ($r = -.19, p < .05$)。すなわち、自分が人からどうみられているかという意識の強い者ほど、開示意向の規範からの逸脱度が小さいことがわかった。特に、その傾向は男子で顕著であった ($r = -.43, p < .01$)。また、その他の性格特徴との間には有意な相関関係はみられなかった。この理由の1つとして、上述したように、開示意向と性格特徴とは線形的関係が強かったために、規範的な開示意向よりも高い開示意向をもつ者の逸脱度と低い開示意向をもつ者の逸脱度とが相殺し合った可能性が考えられる。

各状況ごとに男女別に検討すると、孤独感や神経症的傾向の強い男子は、家族的状況において規範から逸脱した開示意向をもつことが示された ($r = .27, .25$, ともに $p < .05$)。また、公的自意識の高い男子は、密接の状況以外の状況において規範的な開示意向をもつ傾向があった ($-.33 \leq r \leq -.39$)。また、私的自意識の強い女子は、家族的状況で規範から逸脱した開示意向をもっていた ($r = .28, p < .05$)。このように、開示意向規範からのズレと性格特徴との関連も一義的には捉えられず、性差や開示状況などとの関係から検討していく必要があろう。

全体的考察

①自己開示意向と性格特徴との関連性について

自己開示と精神的健康とは逆U字型 (二次曲線的) の関係があるという仮説は、本研究では支持されず、主に線形的傾向が示された。特に孤独感、神経症的傾向、外向性でこの傾向が認められた。この理由は2つ考えられる。その1つに、サンプリングの問題があげられる。本研究では、対象者を大学生に絞り検討した。このため精神的健康という点では、臨床群を設けたわけではないので、平均的な得点分布に多少偏りすぎた可能性は否定できない。したがって、ここでの知見はあくまでも大学生についてのこととすべきであり、その限定性には注意を要する。また、もう1つには教示の差異があげられる。Cozby (1973) は、自己開示の過去の経験やその習慣的側面 (JSDQ) をそして行動面を取り上げて、精神的健康との間に逆U字型の関係を想定していたが、本研究では積極的な開示意向を測定しようとした。前者のように自己開示を過去の経験や習慣あるいは行動として捉える場合、対人的適応や対人的機能からすれば、適度な自己開示、すなわち逆U字型の自己開示量が社会的に望ましいであろう (当然、開示相手との関係によって適度のレベルが異なるであろう)。一方後者のように開示意向という態

度の面から捉える場合には、積極的に心を開こうという開示意向の高いほうがむしろ健康なパーソナリティであるといえるのではないだろうか。

開示規範からのズレと性格特徴とには、公的自意識において有意な関連性が確認された。各開示状況における開示規範からの逸脱に敏感である者は、自己の公的側面に関心の強い者であることがわかった。開示意向が高いほうが、パーソナリティの健康性も高いとすると、またさらに対人の適応の操作的基準を社会的文脈の適切な把握というように社会の側に視座を据えたとすると、自己開示をどのように社会的に受け入れられる(規範に則した)方向に制御するかが社会的な適応において重要といえる。そして、そのモニターとして、1つの役割を果たしているのが個人の公的自意識であると考えられる。それは、また、青年期における健全な自我の発達課題の1つである「自己の客観化」とも深い係わりをもつであろう。

しかし、当然これは社会的行動としての自己開示の場合であり、臨床的場面における自己開示では、この公的自意識による制御はある程度除去されなければ、十分なカタルシスの効果は望めない。また、極度な「自己客観化」は必ずしも健康の指標とは言いきれない点については注意を要するであろう。

②精神的健康の基準について

精神的健康の指標を何にするか、また適応の基準をどこに置くかは大きな問題である。精神的健康の捉え方として、精神的に不健康でないというような消極的な捉え方と、理想的なあるべき姿はいかなるものかのような積極的な捉え方があるであろう。本研究では、前者に近い捉え方をし、精神的健康の指標として、孤独感、神経症的傾向などの性格特徴を用いた。

また、適応の基準として、量的な基準、質的な基準、また機能的な基準があげられよう。量的な基準とは、平均的基準であって、平均からの過多あるいは過少なズレを不適応と考える。質的な基準とは、価値的基準であり、ある価値を設け、それに照らして適応、不適応を捉える。機能的基準とは、個人の内省によるものである。以上の点からみると、本研究では、量的基準に依っている。所属集団の平均を当該の集団の社会的規範とし、そこからの逸脱度を精神的健康の一指標にした。したがって、この考え方は正規分布を仮定している。

ところで、この正規分布を仮定した量的基準については基準としての稚拙さという点で批判もできるところであり、今後の研究の指針として、さらに質的基準あるいは機能的基準などを取り上げながら、健康なパーソナリティと自己開示の在り方について検討していく必要がある

う。

③開示状況の構造化について

開示状況の構造化のために、開示相手との関係、その人数、開示場所の3構成要因からなる状況を設け、それに対して因子分析を試みた。その結果、5つの開示状況が得られた。その中で、個人的状況、社会的状況、密接的状況は、主に開示相手との関係要因の影響を強く受けた状況であると思われる。また、非日常的状況では、日常性からの離脱を目的とした場面であり、関係要因や場所要因およびそれ以外の要因の複合的な影響が考えられる。

本研究では、非日常状況としてコンパ・パーティーや居酒屋などの酒類が介入する状況のみが項目としてあげられた。この状況は、特に大学生以上の年齢の状況として特有といえるが、その他にも、例えば見知らぬ土地への旅行などもこの状況に含まれるのではないだろうか。旅先でふと出会った見知らぬ人に自分の悩みなどをもらしたりすることがある。今後出会うことのない相手だからであり、また旅といった特殊な状況であるからかもしれない。このような、非日常的状況の検討も今後の課題であろう。また、この状況は男性の自己開示の場面として有意味な空間であり、性差が介在することが見出された。その点も考慮することが必要であろう。また、家族的状況では、家族の一員としている場面と、クラスの一員として重要な討議に参加している場合とが一緒になった。これら状況に通底するものを団らんと捉えてよいものかはここでは結論しかねる。しかし、神経症的傾向の高い男子ほどこの状況での開示意向が低かったり、自尊感情の高い女子はこの状況での開示意向が高かったり、その他開示規範からのズレとの関係においても重要な状況であるといえる。本研究では状況の構成に3要因を据えたが、さらに要因を探索していくこともさることながら、開示状況の構造の検討には、各要因の交互作用の考慮が肝要であろう。

以上、開示状況における開示意向と開示規範からのズレについて、性格諸特徴との関連から検討した。高い開示意向は、他者との積極的な係わり意向の表われでもある。そして、この積極的な係わり意向が、対人関係上で自己開示として行動化される際、置かれた状況にその開示がどの程度適切であるかの判断は、相手との関係の親密さの認知や自己の客観化と深い関連があるであろう。本研究では、この積極的な開示意向、および適切さの判断の一指標として開示規範からのズレを取り上げ、その個人の性格特徴との関連から検討しようとした。今後は、臨床的な対象を含め対象者の幅をひろげたり、実際の対

人場面における開示行動と開示意向との関連を検討する必要がある。ところで、本研究で得られた有意な相関係数の中には、統計的に有意であっても、必ずしも説明率が高いとはいえないものも多かった。自己開示と性格との関連は、一般に高くないとされる(Cozby, 1973)。本研究でも同様の傾向がみられたといえよう。今後の課題としてさらに、より高い説明率をもつ変数の探究や、開示の適切さの判断機構についての検討、などがあげられよう。

引用文献

- Ando, K. 1978 Self-disclosure in the acquaintance process: Effects of affiliative tendency and sensitivity to rejection. *Japanese Psychological Research* 20, 4, 194—199.
- Berg, J.H., & Peplau, L.A. 1982 Loneliness: The relationship of self-disclosure and androgyny. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 8, 624—630.
- Carpenter, J.C., & Freese, J.J. 1979 Three aspects of self-disclosure as they relate to quality of adjustment. *Journal of Personality Assessment*. 43, 1, 78—85.
- Chaikin, A.L., & Derlega, V.J. 1974 Variables affecting the appropriateness of self-disclosure. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*. 42, 588—593.
- Chaikin, A.L., Derlega, V.J., Bayma, B., & Shaw, S. 1975 Neuroticism and disclosure reciprocity. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 43, 1, 13—19.
- Chelune, G.J. 1976 The Self-disclosure situations survey: A new approach to measuring self-disclosure. *JSAS Catalog of Selected Documents in Psychology*, 6, 111—112.
- Chelune, G.J., & Figueroa, J.L. 1981 Self-disclosure flexibility, neuroticism, and effective interpersonal communication. *The Western Journal of Speech Communication*, 45, 27—37.
- Chelune, G.J., Sultan, F.G., & Williams, C.L. 1980 Loneliness, self-disclosure, and interpersonal effectiveness. *Journal of Counseling Psychology*, 27, 462—468.
- Cozby, P.G. 1973 Self-disclosure: A literature review. *Psychological Bulletin*, 79, 73—91.
- Cravens, R.W. 1975 The need for approval and the private versus public disclosure of self. *Journal of Personality*, 43, 3, 503—514.
- Cunningham, J.A., & Strassberg, D.S. 1981 Neuroticism and disclosure reciprocity. *Journal of Counseling Psychology*, 28, 5, 455—458.
- 大坊郁夫・岩倉加枝 1984 自己開示におけるパーソナリティと状況要因の役割 山形大学紀要(教育科学) 3, 3, 315—341.
- 遠藤公久・堀 洋道 1988 自己開示の適切さの判断に及ぼす状況要因の影響 筑波大学心理学研究, 10, 119—125.
- 遠藤辰夫・安藤延男・冷川昭子・井上祥治 1974 self-esteem の研究 九州大学教育学部心理学部門紀要, 18, 2, 53—65.
- 岩淵千明・田中国夫・中里浩明 1982 セルフ・モニタリング尺度に関する研究 心理学研究, 53, 54—57.
- Jourard, S.M. 1959 Self-disclosure and other-catexis. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 59, 428—431.
- Jourard, S.M. 1964 *The transparent self*. Princeton, New Jersey: Van Nostrand.
- 工藤 力・西川正之 1983 孤独感に関する研究(1)——孤独感尺度の信頼性・妥当性の——実験社会心理学研究, 22, 99—108.
- レビン M.S. 柳井晴夫・新田裕史(訳) 1984 多変量相関分析の方法 人間科学の統計学 9 朝倉書店 (Levine, M.S. 1977 Canonical analysis and factor comparison. Beverly Hills: Sage.)
- Miller, L.C., Berg, J.H., & Archer, R.L. 1983 Openers: Individuals who elicit intimate self-disclosure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44, 6, 1234—1244.
- Pederson, D.M., & Higbee, K.L. 1969 Personality correlates of self-disclosure. *Journal of Social Psychology*, 78, 81—89.
- Persons, R.W., & Marks, P.A. 1970 Self-disclosure with residivists: Optimum interview-interviewee matching. *Journal of Abnormal Psychology*, 76, 3, 387—391.
- Shaffer, D.R., Smith, J.E., & Tomarelli, M. 1982 Self-monitoring as a determinant of self-disclosure reciprocity during the acquaintance process. *Journal of Personality and Social Psychology*, 43, 163—175.

- Solano, C.H., Batten, P.G., & Parish, E.A. 1982
Loneliness and patterns of self-disclosure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 43, 524—531.
- Stanley, G. & Bownes, A.F. 1966 Self-disclosure and neuroticism. *Psychological Reports*. 18, 350.
- 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.
- 武内信子 1982 女子大学生における自己開放性の特徴と性格類型による検討 ノートルダム清心女子大学

紀要 6, (通巻 27 号) 29—37.

- 上田敏見 1978 Self-Disclosure の相互性に関する研究
(1) ——Neuroticism との関連を中心として——奈良教育大学紀要, 27, 1, 129—135.

付 記

本論文作成にあたり御指導いただいた筑波大学竹村研一教授に、また貴重な資料や御助言をいただいた同大学加藤隆勝教授に深く感謝の意を表します。

(1988年2月24日受稿)