

主観的幸福感と自己開示の内面性の関係*1

有 倉 巳 幸

主観的幸福感の心理学的研究は、欧米では数多く行われているが、本邦ではあまり行われていない。また、この領域と密接な関係にある精神的健康は、非常に多くの研究がなされているが、本邦ではそのほとんどがネガティブな側面（例えば、抑うつ感や神経症傾向など）から行われている。それは、こうした状態に悩まされている人たちをどのように立ち直らせたらいいか、あるいはこうした人たちをどのようにしたら健康な状態で生活させることができるようになるかといった臨床的な問題からアプローチされてきた。しかし、精神的健康は、臨床的なアプローチからだけで検討できる問題ではない。精神的に健康な状態、すなわち幸福な状態とはどのようなものを指すのかといったアプローチも必要であると思われる。この必要性に関しては、Brudburn (1969) や Argyle (1987) がすでに指摘している。彼らは、幸福は必ずしも不幸の対極ではないと主張しており、抑うつ感や神経症傾向などの測定からだけでは明らかにならない側面に焦点を当てる必要性を指摘している。こうした指摘を踏まえると、本邦の研究も個人のポジティブな状態に着目した研究データをもっと蓄積していき、臨床的なアプローチからでは明らかにならない点を追究していく必要があると思われる。

ポジティブな状態に着目した研究は、本邦では、主観的幸福感、満足感、ゆとり、適応感といった用語のもとで行われている。本研究は、そのうちの主観的幸福感に焦点を当ててゆく。吉森・植田・有倉 (1992) は、幸福という言葉が人によって様々な意味をもつため、幸福という言葉を避け、ハッピーネスという用語を用いた。吉森らの研究でハッピーネスとは「自己の存在、成長、有能さなどについての主観的評価を含む、重要な人生領域における様々な事象についての満足感、肯定的認知や感情からなる主観的判断の総体」と定義されている。この定義のもとで尺度化がはかられ、調査の結果、4つの因子が抽出され、順に、生活充実感、将来に対する積極的展望、ストレスバッファ、自己肯定感と命名された。この尺度は、抽出された因子から理解されるように、実存的な意味での幸福や精神的健

*1 本研究は、日本心理学会第57回大会にて発表された。

康における幸福を測定できるものとなっている。本研究では、主観的幸福感の研究ということでこのハピネス尺度を用いるが、その際の主観的幸福感は、「自己の主観的なよい状態の評価」と定義するととどめておく。

主観的幸福感の研究は、アプローチの仕方によって大きく2つに分類することができる (Argyle, 1987; Diener, 1984)。一つは、幸福感が状況によって規定されるというボトムアップ的なアプローチであり、もう一つは、幸福感の高い人は状況をポジティブに解釈するというトップダウン的なアプローチである。後者のトップダウン的なアプローチでは、精神的に健康なパーソナリティが主観的幸福感の高さと関連すると仮定され、実際多くの研究で支持されている。例えば、自尊心の高さが幸福感和正の相関を示した研究 (cf., Diener, 1984) や自尊心の高さは他のどの変数よりも強く幸福感和関連していることを示した研究 (Campbell, 1981) がある。また、自己統制感の高さが幸福感和正の相関を示した研究 (e. g., Larson, 1989; Yukura, Ueda, & Yoshimori, 1994) などもみられる。こうした研究の他に、主観的幸福感を構成する3つの成分 (ポジティブな感情・ネガティブな感情・生活満足感) のそれぞれについて検討された研究もある (e. g., Brudburn, 1969; Emmons & Diener, 1985; Headey & Wearing, 1989)。一般にポジティブな感情は、社交性、外向性、活動性と正の相関があり、ネガティブな感情は、情動性、神経質傾向、外的統制感と正の相関がみられている。このように、精神的に健康な人にどのような特徴がみられるのかを記述することは主観的幸福感を解明する上で重要なことである。しかし、こうした特徴を記述する方法は、なにもパーソナリティとの関係を検討するだけにとどまらない。主観的幸福感の高い人の認知・行動面に着目するのも一つの方法と考えられる。特に、対人関係の認知はその中でも主観的幸福感との高い関係を見いださせる側面であろう。実際に、幸福感の高い人はそうでない人より良好な関係を維持しており (Wessman & Ricks, 1966)、友人とのつきあいに多くの時間を割いている (Larson, 1978) という結果が得られている。また、生活領域の満足度を説明変数とし、ハピネス得点を基準変数とした重回帰分析では、友人関係の満足度が有意な標準化回帰係数を得ている (植田・吉森・有倉, 1992)。

こうした対人関係を作り深めていく方法の一つとして、自己に関する情報を他者に伝えるという行為、すなわち自己開示をあげることができる。Jourard (1959) は、この自己開示が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、自己開示と精神的健康との間に正の相関関係がみられると主張した。この研究以来、自己開示と精神的健康の関係について検討がなされてき

たが、必ずしも仮説を支持する結果が得られてこなかった。これらの結果を受けて、Cozby (1973) は、両者の間に逆U字型の曲線関係を仮定し、適度な自己開示こそが精神的健康の一兆候であると主張した。つまりこの仮説は、自己開示の過多も過少*²も精神的に健康であるとはいえないことを意味している。しかし、この仮説も支持する結果が決して多いとはいえず、その理由に「適度」や「精神的健康」をどうとらえるかがあげられる(遠藤, 1989)。

遠藤(1989)は、「適度」を所属集団の規範ととらえ、その所属集団の平均値を「適度」な自己開示の指標とし、そこからの逸脱度を精神的健康の一指標とした。しかし、曲線の関係は認められず、主に線形的関係が示された。彼は、曲線関係が支持されなかった理由として、被験者に健常な大学生を使用したことと、開示の意向という態度の面からとらえたことの2点をあげた。前者では、臨床群をもうけていないことが曲線関係が認められなかった理由としてあげているが、もし曲線関係が認められるとするならば、臨床群の多くは過剰な自己開示をしていることになる。すなわち、彼の研究結果では線形的関係が支持されているので、もし逆U字型分布が成立するならば、臨床群の多くが過剰な自己開示をしていなければならないだろう。従って、臨床群の多くが過剰な自己開示をしているというのは、これまでの知見を参照しても考えられないことであるから、前者の理由は支持できない。後者では、自己開示を測定する尺度の点から考える必要がある。自己開示測定尺度はいくつかの側面から分類できるが、その分類の一つに、態度を測定するのか、経験を測定するのかという側面があげられる。遠藤(1989)は、将来的にどれくらい自己開示をしようと思っているのかという意向(willingness)を問うものであったが、これは前者の態度を測定していることになる。彼は、この測定法で、精神的健康との関連性を検討した。その結果、2つの分析方法が採用されたのであるが、開示意向得点とパーソナリティ得点(孤独感、神経症傾向、外向性)との間には、男性にのみ線形的な関係が認められた。また、開示意向得点の平均からの逸脱度とパーソナリティ得点(公的自己意識)の間には、男性にのみ線形的な関連が認められた。これについて彼は、もし自己開示を後者のような測定法、つまり過去の経験や習慣あるいは行動としてとらえるならば、適度な自己開示、すなわち逆U字型の自己開示が望ましいとしている。これとは

*2 自己開示の過多・過少というのは、量的なものであるというよりは、質的なもの、すなわち、どれくらい内面的な自己開示をしているかどうかを指していると考えられる。

対照的に、Berg & Peplau (1982) の研究では、この2つのタイプの尺度と孤独感の関連を検討したが、男性については両タイプの尺度とも関連性が認められず、女性については開示意向尺度において孤独感と負の関連性が認められていた。

これらの研究で使用された尺度は、前者の過去の経験などを問う尺度 (MTI ; Miller, Berg, & Archer, 1983) では開示内容を扱っているが、後者の開示意向を問う尺度 (SDSS ; Chelune, 1976) では開示内容を扱っておらず、状況の変化に応じて自己開示の程度をどのように変えるかを扱っている。従って、この両タイプが異なる内容を扱っているため、直接比較することは不可能である。これについては、開示意向尺度で使用されている項目のそれぞれについて、過去の経験を問うような教示に変えることで解決できると思われる。もし、教示を変えても曲線的関係が認められなければ、もっと積極的に両者の線形的関係を考慮してもよいと思われる。

一方、「精神的健康」をどのようにとらえるかという問題については、観察された行動としてとらえる方法と性格特徴としてとらえる方法があげられる (遠藤, 1989)。後者の性格特徴としてとらえる場合に取り上げられたパーソナリティ変数は、その多くが孤独感である (e.g., Berg & Peplau, 1982 ; Chelune, Sultan, & Williams, 1980 ; 遠藤, 1989 ; 榎本・清水, 1992)。それは、パーソナリティとしての孤独感の高いことが親密な対人関係を形成できないことと密接な関係があり、自己開示がこの関連性に寄与しているところが大きいことにある (Stokes, 1987)。この点は、社会浸透理論 (Altman & Taylor, 1973) においても示唆されている。

この他、神経症的傾向 (Cunningham & Strassburg, 1981 ; 遠藤, 1989) や対人不安 (Snell, 1989) などがあるが、これらに代表されるように精神的健康の指標をネガティブな特性に求めている傾向にある。先にも論じたが、幸福が必ずしも不幸の対極でないと考えれば、精神的健康の指標にもポジティブな側面からのアプローチが必要ではないであろうか。つまり、幸福な人、精神的に健康な人がどのような自己開示をするのかということが検討されてもよいはずである。そこで、本研究では、吉森ら (1992) が作成したハッピーネス尺度を用いて、主観的幸福感と自己開示の関係を検討していく。

これらの関係を検討していく上で整理すべきこととして、開示対象 (ないしは開示状況) と開示者の性があげられる。対象によって自己開示の程度が異なることは一般に知られている。社会的浸透理論 (Altman & Taylor, 1973) に従えば、相手との関係が親密になるにつれて、自己の内面的な開示をするようになる。

このことは、多くの研究で明らかになっている (e.g., Derlega & Chaikin, 1976 ; Hatch & Leighton, 1986 ; Morton, 1978)。これらの知見を総合すれば、初対面の関係では、比較的表面的な開示が適切であり、親密な関係ではかなり内面的な開示が適切であろう。Chelune (1977) は、開示状況や開示対象を適切に区分し、それに従って自己開示の程度を調整している能力の重要性を示唆した。これは、相手・状況に応じて適切な自己開示ができるということが対人適応上重要であることを意味する。また、先述したが、精神的健康においても重要である。例えば、仲のよい友人に内面的・個人的な自己開示ができないのは、ストレスを和らげようとする対人的機能(ストレスバッファ)が正常でないことを意味している。

ところで、相手・状況による自己開示の仕方は、性別によって異なることが明らかにされている (cf., Hill & Stull, 1987)。例えば、Stokes, Childs, & Fuehrer (1981) は、親友に対する開示は女性の方が男性より多いのに対し、初対面の人に対する開示は男性の方が女性より多いという結果を示している。このような性差を媒介する要因として、Hill & Stull (1987) は、1)開示の話題や相手の性別などの状況要因、2)性役割態度、3)性役割同一性、4)性役割規範、5)自己開示尺度をあげた。このような要因を媒介して行われる自己開示が、男性と女性でその適切さが異なっているならば、精神的健康との関連性においても異なっていると思われる。一方、精神的健康の指標として用いるハピネスにも性差がみられ、女性の方が男性より幸福感が高いことを報告している (e. g., Brudburn, 1969 ; Smith & Kleugel, 1982 ; 吉森・植田・有倉, 1992)。こちらの性差にも、情緒的な内容を際立たせるような性役割が関係しているという知見が得られている (Wood, Rhodes, & Whelan, 1989) ことから自己開示との関連性において男性と女性で異なっていると予想されよう。

従って、本研究では、1)主観的幸福感と自己開示の関連性を対象ごとに検討すること、2)この関連性の男性・女性の違いを明らかにすることを主な目的とする。

【方 法】

被験者

記入漏れ、記入ミスを除いた大学生336名と看護学校生34名の計370名(男性229名・女性141名)を分析に使用した。大学生は広島、岡山、山口にある4つの大学に在籍する者でほとんどが一年生であった。看護学校生も含め、年齢の最頻

値は19歳であった。

調査時期

平成4年の11月初旬から12月初旬にかけて実施した。

質問紙の構成

「大学生の生活観に関する調査」と題した質問紙を使用した。質問紙は無記名式であり、フェイスシートには、教示を載せ、学部、学年、年齢、性別、住居（下宿・寮・自宅）と居住形態（単身・家族と同居・友人と同居）を記入してもらう欄を設けた。分析に用いる尺度は、次のとおりである。

1)ハッピーネス尺度 吉森・植田・有倉(1992)が作成したもので、4因子からなる計14項目(4件法)で構成されていた。主観的幸福感が高いほど高得点になるように得点化された。

2)自己開示尺度 遠藤(1989)が作成した自己開示意向尺度に若干の修正・変更を加えて使用した。この尺度は、Chelune(1976)が作成したSDSS(Self-Disclosure Situations Survey)を改訂したもので、Cheluneの原版とは次の2つの点で異なっていた。a)原版は、状況の基本的次元に被開示者との関係(友人・初対面)とその人数(単数・複数)を据えていたが、改訂版は開示場所要因も考慮に入れて作成された。b)改訂版では、非開示者との関係に知人という他者水準を含めた。また、改訂版の項目は、5つの因子からなる18項目で構成されていた。本研究では、この改訂版にさらに2つの点を修正・変更した。a)事前に検討した際に意味が不明瞭であった一項目を除外した。b)評定法で、「1(表面的な話しかしたくないだろう)」を「1(表面的な話しかしない方だ)」に、「6(自分の感情や考えについて相手にわ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)」を「6(内面的に詳しく話をする方だ)」に変更した。これは問題提起で論じたように、態度を測定するのではなくて、経験を測定するために行った。従って、本調査での自己開示尺度は全17項目(6件法)から構成されている。なお、開示得点は開示度が内面的であるほど高得点になるように得点化された。以下、この尺度をR-SDSS尺度と呼ぶことにする。

この他に、質問紙には、対人観尺度20項目、友人観尺度2項目(吉森・有倉・周, 1992)ソーシャルサポート尺度28項目(周・吉森・有倉, 1993)が含まれていた。これらの尺度に関して、本研究では分析は行わない。

手続き

本調査で使用した質問紙は、大学の講義中に集団で実施された。なお、一部の質問紙は、筆者の知人の教官に依頼して実施された。

【結 果】

主観的幸福感に関する分析

主観的幸福感各項目と幸福感受点（全14項目の合計値）の平均・SDをTable 1に示した。内的整合性を表す α 値は、.836であり、この値は、14項目の総和を幸福感受点として用いるのに十分な数値であろう。男性の平均（標準偏差）は、36.80(7.23)であり、女性の平均（標準偏差）は、39.67(7.38)であった。t検定を行ったところ、女性の方が男性より主観的幸福感が高かった（ $t(368) = 3.68, p < .001$ ）。次に、吉森・植田・有倉（1992）で抽出された4因子をそれぞれ主観的幸福感の下位尺度として扱うことができるかどうかを検討するために、各因子に含まれる項目間の内的整合性を検討した。その結果、第3因子で $\alpha = .546$ 、第4因子で $\alpha = .543$ という値であった。これらの下位尺度は一つの測度として使用するには十分な高さであるとはいえないので、幸福感受下位尺度に関する分析を行わなかった。

Table 1 主観的幸福感尺度各項目の平均値と標準偏差（N=370）

| 質 | 問 | 平均値 | 標準偏差 |
|---|---|-------|------|
| 1. 毎日の生活が単なる繰り返しで、進歩がないような気がしている。 (R) | | 2.20 | .98 |
| 2. 日ごろ、生きがいのある生活をしていると思っている。 | | 2.31 | .88 |
| 3. 人に誇れるものがある。 | | 2.52 | 1.00 |
| 4. 毎日の生活がつまらなさと感じている。(R) | | 2.68 | 1.00 |
| 5. 心の底から笑ったり、怒ったり、泣いたりすることがある。 | | 3.04 | 1.00 |
| 6. 毎日の生活にハリがある。 | | 2.34 | .87 |
| 7. 生き方に自信がある。 | | 2.52 | .91 |
| 8. 夢を実現しようと意欲に燃えている。 | | 2.69 | .94 |
| 9. 将来に夢を持っている。 | | 3.05 | 1.04 |
| 10. 私のことを頼りがいが無いと思っている人がいる。(R) | | 2.26 | .85 |
| 11. 少しずつ成長しているような気がしている。 | | 2.94 | .89 |
| 12. 親しく打ち解けて話せる人がいる。 | | 3.47 | .81 |
| 13. 生きていく上でめざす目標がある。 | | 3.09 | .94 |
| 14. 私の大切にしている集団の中で、自分の個性が活かされていると 思っている。 | | 2.76 | .97 |
| 14項目の総和 | | 37.89 | 7.41 |

Note. 各項目の得点範囲は、1～4点であり、得点が高いほどその項目に当てはまることを示す。従って、幸福感受の得点範囲は、14～56点である。

(R)は逆転項目を示す。

自己開示の内面性（R-SDSS）に関する分析

R-SDSS 得点（17項目の総和）の平均（標準偏差）は、53.59(11.07)であった（Table 2）。遠藤（1989）で使用された尺度を多少改訂したので、改めて因子分析を施し、ガットマンカイザーの基準に従って、固有値 ≥ 1.00 で因子数を決定したところ、4因子が抽出された。この4因子で全分散の58.51%が説明される（Table 3）。各因子に対して負荷量が.400以上の項目を加算してそれぞれの因子の得点とした。各因子に含まれる項目をみると、開示対象ごとに分類されており、抽出順に、知人への開示状況（ $\alpha = .808$ ）、初対面への開示状況（ $\alpha = .722$ ）、同性の友人への開示状況（ $\alpha = .755$ ）、親密な異性への開示状況（ $r = .745$ ）と命名された。Table 4には、各下位尺度の平均と標準偏差を被験者全体、男女別に示した。各下位尺度の性差を検討するために、t検定を行ったところ、第3因子の同性の友人への開示状況、第4因子の親密な異性への開示状況で、女性の方が男性より内面的な開示をすると報告していた（順に、 $t(331.0) = 1.75$, $p < .$

Table 2 R-SDSS 各項目の平均・標準偏差（N=370）

| 質 | 問 | 平均値 | 標準偏差 |
|-------------------------------------|---|------|------|
| 1. 友達と二人で喫茶店で雑談をしているとき | | 3.97 | 1.37 |
| 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 | | 2.84 | 1.31 |
| 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 | | 3.49 | 1.41 |
| 4. 乗り物の中で、隣席の人が話しかけてきたとき | | 1.72 | 1.03 |
| 5. 友達の家族と初めて出会ったとき | | 2.18 | 1.09 |
| 6. 知人と街の道端で出会ったとき | | 2.44 | 1.13 |
| 7. 乗り物の中である友達と一緒にいるとき | | 3.65 | 1.24 |
| 8. 知人たちが自分の家に遊びに来たとき | | 3.89 | 1.28 |
| 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 | | 1.59 | .93 |
| 10. レストランで数人の友達と一緒に食事をしているとき | | 3.49 | 1.23 |
| 11. 公園でボーイフレンド（ガールフレンド）と散歩をしているとき | | 4.33 | 1.23 |
| 12. 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 | | 1.71 | .95 |
| 13. 居酒屋で知人数名と一緒にになったとき | | 3.23 | 1.28 |
| 14. ボーイフレンド（ガールフレンド）と二人きりであるとき | | 4.83 | 1.20 |
| 15. 乗り物の中でたまたま知人たちと一緒にになったとき | | 2.71 | 1.10 |
| 16. 家族と自宅で夕食をしているとき | | 4.34 | 1.37 |
| 17. ある知人に喫茶店に誘われたとき | | 3.18 | 1.14 |

Note. 各項目の得点範囲は、1～6点であり、得点が高いほどその項目に当てはまることを示す。

Table 3 R-SDSS の因子分析表 (N=370)

| 項 目 | I | II | III | IV | 共通性 |
|--------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 知人への開示状況 | | | | | |
| 13. 居酒屋で知人数名と一緒に | .730 | | | | .567 |
| 15. 乗り物の中で知人たちと一緒に | .648 | | | | .550 |
| 8. 知人たちが遊びに来た | .618 | | | | .485 |
| 17. ある知人に喫茶店に誘われた | .589 | | | | .486 |
| 6. 知人と街の道端で出会った | .434 | | | | .361 |
| 初対面への開示状況 | | | | | |
| 9. 一人で食事中に相席を求められた | | .716 | | | .556 |
| 4. 乗り物の中で隣の人が話しかけて来た | | .673 | | | .490 |
| 5. 友達の家族と初めて対面 | | .670 | | | .492 |
| 12. 初めてのクラス会で自己紹介 | | .589 | | | .427 |
| 同性の友人への開示状況 | | | | | |
| 10. レストランで数人の友人と一緒に | | | .715 | | .549 |
| 7. 乗り物の中で友人と一緒に | | | .616 | | .460 |
| 1. 友人と喫茶店で雑談 | | | .612 | | .446 |
| 2. 数人の友達とコンパに参加 | | | .521 | | .370 |
| 親密な異性への開示状況 | | | | | |
| 14. ボーイ (ガール) フレンドと二人きり | | | | .959 | .939 |
| 11. 公園でボーイ (ガール) フレンドと散歩 | | | | .721 | .636 |
| 残余項目 | | | | | |
| 3. 教室でクラスの人達と討論 | | .302 | | | .155 |
| 16. 家族と自宅で夕食 | | | .291 | | .144 |
| 因子負荷量の二乗和 | 2.189 | 2.187 | 2.166 | 1.616 | 8.158 |
| 寄与率 (%) | 15.70 | 15.69 | 15.54 | 11.59 | 58.51 |

Table 4 R-SDSS 各下位尺度の平均・標準偏差<全体・男女別>

| | Total (N=370) | | Male (N=229) | | Female (N=141) | |
|------------------|---------------|------|--------------|------|----------------|------|
| | M | SD | M | SD | M | SD |
| I. 知人への開示状況 | 3.09 | 0.89 | 3.13 | 0.93 | 3.02 | 0.83 |
| II. 初対面への開示状況 | 2.14 | 0.75 | 2.19 | 0.82 | 2.06 | 0.63 |
| III. 同性の友人への開示状況 | 3.66 | 0.90 | 3.60 | 0.95 | 3.76 | 0.81 |
| IV. 親密な異性への開示状況 | 4.58 | 1.14 | 4.47 | 1.19 | 4.77 | 1.02 |

Note. 数値は、各因子に含まれる項目を項目数で割ってある (range 1~6)

Table 5 R-SDSS 下位尺度と主観的幸福感との相関

| | Total (N=370) | Male (N=229) | Female (N=141) |
|------------------|---------------|--------------|----------------|
| I. 知人への開示状況 | .174*** | .184** | .196* |
| II. 初対面への開示状況 | .255*** | .333*** | .191* |
| III. 同性の友人への開示状況 | .238*** | .251*** | .196* |
| IV. 親密な異性への開示状況 | .242*** | .260*** | .159 |

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

10 ; $t(330.2) = 2.65$, $p < .01^{*3}$ 。また、知人への開示状況と初対面での開示状況では、統計的に有意な差はみられなかった。

主観的幸福感と自己開示の内面性との関係

幸福感得点と R-SDSS 下位尺度の相関、性別ごとの幸福感得点と R-SDSS 下位尺度の相関を Table 5 に示した。全体的に、男性の方が女性より相関が高いことがわかる。つまり、男性は内面的な自己開示をすると報告している人ほど幸福感が高いことが示唆されよう。一方、女性は男性に比べて、相関が低い。無相関検定の結果、女性において、親密な異性に対する自己開示の内面性と幸福感との相関が有意ではなかった。

次に、遠藤（1989）に従って、R-SDSS 下位尺度の男女ごとの平均値をそれぞれの性別の自己開示規範と考え、そこからの差異得点を個人ごとに算出した。そうして得られた得点の分布を参照して、上位（差異得点 -1.00 以上）、中位（差異得点 ± 0.00 ）、下位（差異得点 $+1.00$ ）選び^{*4}、それぞれ R-SDSS 各下位尺度における H 条件、M 条件、L 条件とした。ここで、M 条件とは、ほぼ規範に沿った自己開示をしている条件であり、H 条件とは、過度に内面的な自己開示をしている条件であり、L 条件とは、過度に表面的な自己開示をしている条件であることを意味している。これらの条件間で幸福感に有意な差がみられるかを検討するために、1 要因 3 水準の分散分析を行った。このとき、Cozby（1973）の考えに従うならば、M 条件がもっとも幸福感が高いことになる。なお、各下位尺度における各条件の平均値は、Figure 1～4 に図示した。

まず、第 1 因子の知人への自己開示であるが、男性では有意な傾向の効果がみ

*3 分散の等質性の検定（F 検定）を行ったところ、男女間で有意に分散が異なるので、Welch の検定を行っている。

*4 あくまでも一つの目安であり、基準を満たしていない下位尺度もある。

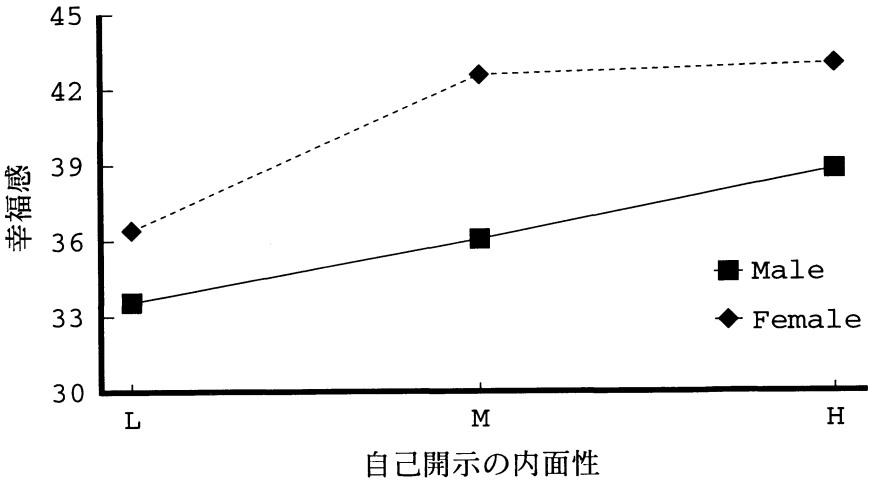


Figure 1 知人への自己開示内面性の程度ごとの幸福感

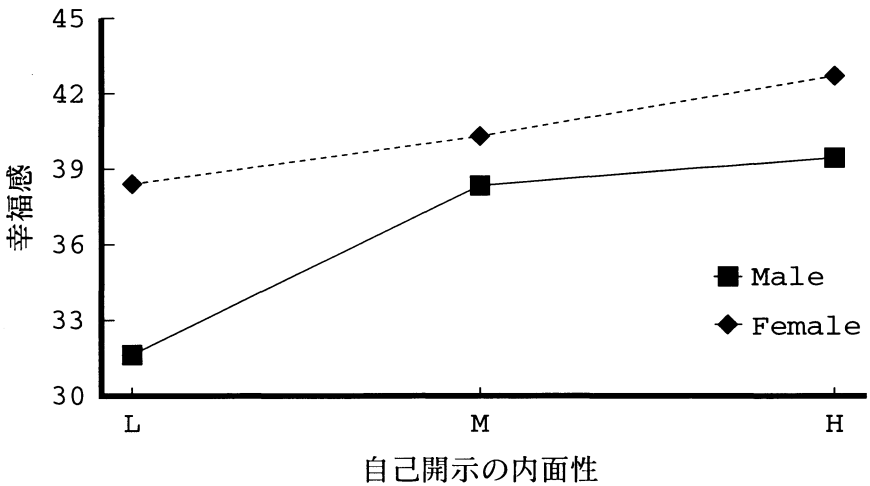


Figure 2 初対面への自己開示内面性の程度ごとの幸福感

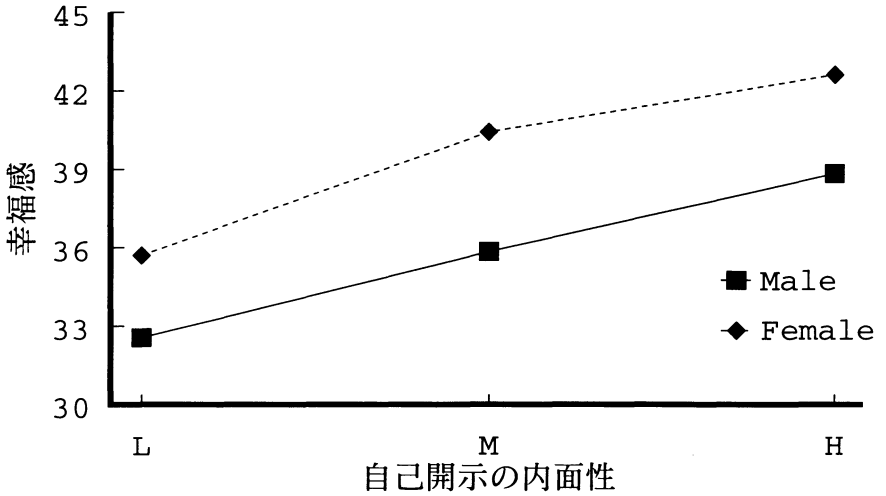


Figure 3 同性の友人への自己開示内面性の程度ごとの幸福感

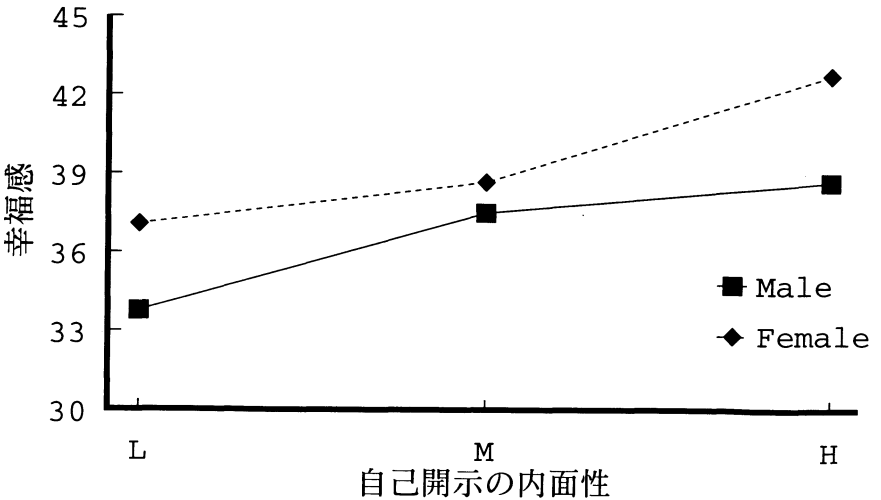


Figure 4 親密な異性への自己開示内面性の程度ごとの幸福感

られ ($F(2,90)=2.98, p<.10$), Tukey 法による下位検定の結果, H条件 ($M=38.70$) と L条件 ($M=33.60$) との間の差が有意であった。M条件の平均値はこれら両条件の間 ($M=36.00$) に位置していた。一方, 女性では有意な効果がみられ ($F(2,53)=4.11, p<.05$), Tukey 法による下位検定の結果, M条件 ($M=42.48$) と L条件 ($M=36.48$) との間の差が有意であった。H条件は, ほぼM条件と同じであった ($M=42.92$)。

第2因子の初対面への自己開示は, 男性では有意な効果がみられ ($F(2,119)=13.45, p<.001$), Tukey 法による下位検定の結果, H条件 ($M=39.30$), M条件 ($M=38.23$) と L条件 ($M=31.59$) との間で有意差がみられた。女性では有意な効果はみられなかった ($F(2,82)=1.58, n.s.$)。

第3因子の同性の友人への自己開示は, 男性では有意な効果がみられ ($F(2,114)=6.57, p<.005$), Tukey 法による下位検定の結果, H条件 ($M=38.79$) と L条件 ($M=32.56$) との間に有意差がみられた。また, M条件の平均値はこれら両条件の間に位置していた ($M=35.80$)。一方, 女性でも有意な効果がみられ ($F(2,68)=3.60, p<.05$), Tukey 法による下位検定の結果, H条件 ($M=42.57$) と L条件 ($M=35.71$) との間で有意差がみられた。M条件の平均値は, これら両条件の間に位置していた ($M=40.47$)。

第4因子の親密な異性への自己開示は, 男性では有意な効果がみられ ($F(2,96)=3.81, p<.05$), Tukey 法による下位検定の結果, H条件 ($M=38.66$) と L条件 ($M=33.82$) との間に有意差がみられた。一方, 女性でも有意な効果がみられ ($F(2,104)=4.60, p<.05$), Tukey 法による下位検定の結果, H条件 ($M=42.73$) と M条件 ($M=38.67$), L条件 ($M=37.14$) の間に有意差がみられた。このように結果は, Cozby (1973) の指摘する逆U字の関係を示さず, 概ねH条件, すなわち過度に内面的な自己開示をしている条件がもっとも幸福感が高く, 自己開示と精神的健康の間に直線的な関係が認められるという Jourard (1959) の見解に沿うものであった。

【考 察】

主観的幸福感の性差について

本研究の結果, 女性の方が男性より幸福感が高いと報告していた。これは, この尺度を開発した吉森・植田・有倉 (1992) の結果と一致するが, 同一の尺度で高校生を対象とした有倉・大谷・安部 (1995) の研究とは一致しない。この点に

関しては、今度、同一の尺度で様々な母集団を仮定したデータの蓄積をする必要があるだろう。多くのデータを蓄積することで初めて、幸福感の全体的な様相や発達の推移を検討することが可能になると思われる。

ところで、女性の方が男性より幸福感が高いという結果は、他の幸福感尺度を用いた研究を通してみると、男性が女性より幸福感が高いという結果より多く報告されている (cf. Wood, Rhodes, & Whelan, 1989)。Woodら (1989) は、女性の方が男性より高い幸福感を報告する理由として、男性と女性の社会的役割をあげている。彼女らは、女性が行う役割、例えば世話をするという役割とは、他者の要求に対する感受性や情緒的表出を必然的に伴うものであり、またそうした情緒的表出をするものであると一般に思われているからであると考えている。

自己開示の性差について

本研究で使用した R-SDSS (遠藤, 1989) は、多少の改訂を行っているために、改めて因子分析を施した。その結果、先行研究のように開示状況が5つに分類されるのではなくて、開示対象が4つに分類されていた。この開示対象ごとに、自己開示の内面性の性差を検討したところ、同性の友人と親密な異性で女性の方が男性より内面的な自己開示をすると報告していた。これに対して、有意ではなかったが、初対面と知人では男性の方が内面的な自己開示を報告していた。この結果は、Stokes, Childs, & Fuehrer (1981) の結果と一致している。

問題提起のところで指摘した性役割規範 (Hull & Stull, 1987) が性差を媒介していると考えれば、次のような説明が可能になろう。すなわち、男性は、対人関係を始める (initiate) ことが期待されるために、初対面や知人のようなまだ比較的關係の浅い段階での自己開示が多くなる。一方、女性は、関係が一定の深さになった段階で相手との調和を保つことが期待されるために自己開示が多くなるであろう。

主観的幸福感と自己開示の内面性の関係について

これまでの研究では、自己開示の内面性と精神的健康 (本研究では幸福感) の関係が線形的 (Jourard, 1959) であるか、あるいは曲線的 (Cozby, 1973) であるかが検討されてきた。本研究で用いた SDSS (遠藤, 1989) は、ある他者に自己開示を行う場合の状況を重視したものであった。遠藤は、特定の状況での適度の自己開示が精神的健康にとって重要であり、過少でも過多でも精神的健康にとっては好ましくないと考えた。つまり、自己開示の程度と精神的健康の間に逆U字型関係 (すなわち曲線的関係) を仮定したが、孤独感や神経症傾向とは線形的関係が認められた。彼は、この尺度が将来的にどれくらい自己開示をしようと

思っているのかといった意向を問うものであったため線形的関係が得られたということを経験の一つにあげていた。従って、過去の経験や習慣あるいは行動を問うのであれば、逆U字型の自己開示量が望ましいと示唆していた。そこで、本研究ではその点を考慮して、尺度を過去の経験や習慣などを尋ねる方法に改めてこの尺度（R-SDSS）を使用した。しかし、得られた結果は幸福感との線形的関係であった。また、R-SDSS 下位尺度の中でも自己開示の内面性と最も密接な関係があると思われるストレスバッファでも、線形的関係が支持された。先行研究でも、Berg & Peplau (1982) も女性について線形的関係が認められたことを報告していることから、少なくとも自己開示状況を扱った尺度（SDSS）は、精神的健康との間には線形的関係が認められると考えてもよいと思われる。

もっとも、この尺度が含む欠点がこうした関係をもたらしていることも否めない。本研究で得られた4つの下位尺度のそれぞれの得点分布に注目すると、特に女性では、初対面への自己開示には床効果（floor-effect）が、親密な異性への自己開示には天井効果（ceiling-effect）が認められる。すなわち、初対面の人に対して、女性のほとんどの回答者は表面的な自己開示をすると報告しており、一方、親密な異性に対して、女性のほとんどの回答者は内面的な自己開示をすると報告していた。このように、分布の正規性が認められないことが問題点の一つにあげられる。このことが、曲線関係が認められないことの理由には直接結びつくわけではないのだが、正規分布するような尺度の方が望ましいことに疑いはない。

親密な人に、内面的な問題、すなわち、抱えている悩みやストレスを伝えることができるということは、感情浄化の機能として作用し、それによって精神的健康を維持し、高めることができる（安藤、1990）。自己報告式の質問紙では、このような傾向が現れやすいと思われる。これが、他者評定形式であると、ほとんど自分のことを話さない人はもちろんだが、やたらと自分のことを話す人も、端から見れば、孤独感が高い人であると評価してしまうであろう。すなわち、もし開示内容が客観的に他者によって評価されるならば、自己開示の内面性と精神的健康の関係に、逆U字型を認めることができるのではないと思われる。

主観的幸福感と自己開示の内面性との関係にみられる性差

本研究の第2の目的は、幸福感と自己開示の内面性との関係に性差がみられるのかを検討することであった。性差を検討するために、本研究ではまず、それぞれの性ごとに相関係数を算出した。無相関検定の結果、男性では、幸福感とR-SDSS 下位尺度との相関係数がいずれも0.1%水準で有意であったのに対し、

女性は、親密な異性への自己開示の内面性において相関係数が有意でなかった。相関係数の有意性だけで性差を論じるのに無理があるかもしれないが、女性のほうが男性より、自己開示の内面性から幸福感を予測することが難しいと考えられる。

次に、性別ごとの自己開示規範（それぞれの性別における自己開示の平均値）をもとに、過度に内面的な自己開示をしている条件、適度な自己開示をしている条件、過度に表面的な自己開示をしている条件を抽出し、それらの幸福感を比較した。様相は多少異なるものの、女性の初対面への自己開示を除いて、ほぼ直線的関係が認められた。これらの結果のうちで特に注目する点をあげるとすると、初対面への自己開示であろう。男性は、有意な効果がみられ、しかも、分散比は、他のどの対象への自己開示よりも高い（ $F = 13.45$ ）。一方、女性では、唯一有意な効果が認められなかった。先述したように、男性は、対人関係を始めることが期待されるため、その期待どおりに自己開示を行うことができると報告している人は、幸福を感じているのであろうと思われる。それに対して、女性は、そうしたことを期待されていないため、自己開示が幸福感に影響しなかったと考えられる。ただし、女性の自己開示への反応は、先述したように床効果が認められるため、強く結論づけることはできないと思われる。

これらの分析をとおして、女性は、男性より自己開示の内面性が幸福感を予測しないものと思われるが、その理由としては以下の2つがあげられよう。一つは、分布が歪曲していることである。特に、分析結果に強く影響しているとは思われないのだが、反応が正規分布するような測定をすることが望ましいと思われる。もう一つは、自己報告の際の歪みに求めることができよう。Woodら（1989）は、幸福感において性差が生じるのは、男性と女性が内的な感情状態を報告する際に異なっていることを示唆した。彼女らは、女性が示す公的行動が私的な情緒と一致しないとき、その公的行動と一致するように私的な情緒を修正することをあげている。換言すれば、女性の役割で求められている行動（自己開示）が自分の情緒（幸福感）と一致しないとき、情緒の方を求められている行動にあわせるというものである。従って、匿名の質問紙調査の結果、社会的望ましさが低められ、私的な情緒がそのまま報告されるために、自己開示の内面性と幸福感の相関が低まったと予想される。今後の研究では、性役割認知や公的自己意識などとの関連を検討していく必要があると思われる。

総 括

本研究は、自己開示の内面性と主観的幸福感の関係について検討した。自己開示の内面性は、Chelune (1976) のSDSSを改訂版によって、主観的幸福感は、吉森ら(1992)のハッピネス尺度を使用した。その結果、Cozby (1973) や遠藤(1989)の示唆するような逆U字型の関係は見いだされなかった。どちらかといえば、Jourard (1959)の示唆する直線的関係を支持していた。こうした結果は、自分の問題を自由に相手に伝えることができるという認知と幸福感が関連していることを意味していると言えよう。もし、他者評定という客観的な指標によって評価されるならば、Cozby (1973)の示唆する逆U字型関係を見いだすことができると思われる。今後は、そうした自己評定と他者評定の違いという側面から検討していく必要があると思われる。

自己開示の内面性と主観的幸福感の関係においては、男性と女性でその関係性が異なると思われる。本研究では、その原因をそれぞれの性別のもつ社会的役割(性役割)や情緒を表出する際の公的自己意識の問題に求めた。今後の研究では、これらの原因がどのように両者の関係を媒介しているのかを検討する必要があると思われる。

【引用文献】

- Altman, I., & Taylor, D. A. 1973 *Social Penetration : The development of interpersonal relationships*. New York : Academic Press.
- Argyle, M. 1987 *The Psychology of Happiness*. London : Methuen & Co. Led.
- Berg, J. H., & Peplau, L. A. 1982 Loneliness : The relationships of self-disclosure and androgyny. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 8, 624-630.
- Brudburn, N. M. 1969 *The Structure of Psychological Well-Being*. Chicago : Aldine.
- Campbell, A. 1981 *The Sence of Well-Being in America*. New York : McGraw-Hill.
- Chelune, G. J. 1976 The self-disclosure situation survey : A new approach to measuring self-disclosure. *JSAS Catalog of Selected Documents in*

- Psychology*, 6, 111-112.
- Chelune, G. J. 1977 Disclosure flexibility and social-situational perceptions. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 45, 1139-1143.
- Chelune, G. J., Sultun, F. E., & Williams, C. L. 1980 Loneliness, self-disclosure, and interpersonal effectiveness. *Journal of Counseling Psychology*, 27, 462-468.
- Cozby, P. C. 1973 Self-disclosure : A literature review. *Psychological Bulletin*, 79, 73-91.
- Cunningham, J. A., & Strassburg, D. S. 1981 Neuroticism and disclosure reciprocity. *Journal of Counseling Psychology*, 28, 455-458.
- Derlega, V. J., & Chaikin, A. L. 1976 Norms affecting self-disclosure in men and women. *Journal of Counseling and Clinical Psychology*, 44, 376-380.
- Diener, E. 1984 Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542-575.
- Emmons, R. A., & Diener, E. 1985 Personality correlates of subjective well-being. *Personality and Social Psychological Bulletin*, 11, 89-97.
- 遠藤公久 1989 開示状況における開示意图向と開示規範のズレとについて——性格特徴との関連—— 教育心理学研究, 37, 20-28.
- 榎本博明・清水弘司 1992 自己開示と孤独感 心理学研究, 63, 114-117.
- Hatch, D., & Leighton, L. 1986 Comparison of men and women on self-disclosure. *Psychological Reports*, 58, 175-178.
- Headey, B., & Wearing, A. 1989 Personality, Life events, and subjective well-being : Toward a Dynamic Equilibrium Model. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 731-739.
- Hill, C. T., & Stull, D. E. 1987 Gender and self-disclosure. In V. J. Derlega and J. H. Berg (Eds.) *Self-Disclosure*. New York : Plenum Press.
- Jourard, S. M. 1959 Self-disclosure and other-cathexis. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 59, 428-431.
- Larson, R. 1978 Thirty years of research on the subjective well-being of older Americans. *Journal of Gerontology*, 33, 109-125.
- Larson, R. 1989 Is feeling 'in control' related to happiness in daily life ? *Psychological Reports*, 64, 775-784.
- Miller, L. C., Berg, J. H., & Archer, R. L. 1983 Openers : Individuals

- who elicit intimate self-disclosure. *Journal of Personality and Social Psychology*, **44**, 1234-1244.
- Morton, T. L. 1978 Intimacy and reciprocity of exchange : A comparison of spouses and strangers. *Journal of Personality and Social Psychology*, **36**, 72-81.
- 周 玉慧・吉森 護・有倉巳幸 1993 ハッピーネスに関する社会心理学的研究(7) —ソーシャルサポートとの関連— (未公刊)
- Stokes, J. 1987 The relation of loneliness and self-disclosure. In V. J. Derlega and J. H. Berg (Eds.) *Self-Disclosure*. New York : Plenum Press.
- Stokes, J., Childs, L., & Fuehrer, A. 1981 Gender and sex roles as predictors of self-disclosure. *Journal of Counseling Psychology*, **28**, 510-514.
- Smith, E. R., & Kleugel, J. R. 1982 Cognitive and social bases of emotional experience : Outcome, attribution, and affect. *Journal Personality and Social Psychology*, **43**, 1129-1141.
- 植田 智・吉森 護・有倉巳幸 1992 ハッピーネスに関する社会心理学的研究(2) —大学生におけるハッピーネスと生活領域に対する満足度との関連— 日本心理学会第56回大会発表論文集, 190.
- Wessman, A. E., & Ricks, D. F. 1966 *Mood & Personality*. New York : Holt, Rinehart & Winston.
- Wood, W., Rhodes, N., & Whelan, M. 1989 Sex differences in positive well-being : A consideration of emotional style and marital status. *Psychological Bulltin*, **106**, 249-264.
- 吉森 護・植田 智・有倉巳幸 1992 ハッピーネスに関する社会心理学的研究(1) —ハッピーネス尺度の開発— 日本心理学会第56回大会発表論文集, 189.
- 吉森 護・有倉巳幸・周 玉慧 1992 ハッピーネスに関する社会心理学的研究(4) —ハッピーネスと対人観の関係— 中国四国心理学会論文集第25巻, 76.
- 有倉巳幸・大谷哲朗・安部麗子 1995 原因帰属様式と精神的健康の関係 鹿児島女子大学研究紀要, **17**, 1, 71-93.
- Yukura, M. Ueda, S & Yoshimori, M 1993 The relationship between locus of control and happiness. *Hiroshima Forum for Psychology*, **15**, 37-45.