

若者の対人環境管理に関する 社会心理学的研究(5)

—恋愛の進展におよぼすセルフ・モニタリング傾向の影響—

諸 井 克 英

I. 問題

Havighurst (1953) に従えば、青年期の重要な発達課題として「同年齢の男女との洗練された交際の学習」を挙げることができる。しかし、わが国の青年がそのような学習経験を十分に行っているとは必ずしもいえない。たとえば、青年（18～24歳）の意識を調べた国際比較調査（総理府青少年対策本部，1999）によると、米国の若者の多くが異性を含む仲間関係を活発に営んでいるのに（「親しい友人がいますか」：「同性のみ」13.9%，「異性のみ」4.8%，「両方いる」76.9%），わが国では仲間関係の同性親友への偏りが見られる（それぞれ，44.7%，1.1%，52.9%）。この5年前の調査結果と比較しても（総理府青少年対策本部，1994；「同性のみ」48.9%，「異性のみ」1.2%，「両方いる」46.9%），大きな変化は認められない。しかしながら，性交経験率は，ここ20年間に著しい増加傾向を示しており（日本性教育協会，2001；男子大学生の経験率1981年32.6%→1999年62.5%；女子大学生18.5%→50.5%），わが国における青年の異性交際の様相が確実に変容していると判断できる。このような青年の現状を踏まえ，本研究では，異性交際相手をもつ者が交際親密化過程の中で抱く恋愛感情に焦点をあて，恋愛行動の基底にある心理的メカニズムの解明を試みる。

松井（1990）は，男女大学生を対象として恋愛経験と恋愛感情との関係を検討した。「恋人もしくはもっとも親しい異性」との間の恋愛経験に関する30項目に回答させ，数量化Ⅲ類によってこれらの回答が1次元構造を構成しているこ

とが見出された。この次元は、友愛的な会話コミュニケーションから性行動や結婚の約束に至る親密化の進展を表していた。さらに、松井は、恋愛経験の有無に基づく親密化の進展段階と恋愛感情との関連を検討し、興味深い男女差を認めた。つまり、男子では関係初期に恋愛感情の高まりが認められるのに、女子では関係後期に上昇が見られる。彼は、この差異の解釈として次の3通りの可能性を指摘した。①女子が関係の主導権をもたず受動的になる、②女子にとって結婚に結びつく恋愛は重要であるために、慎重で防衛的になる、③関係離脱の可能性を留保することにより女子が関係の主導権をもとうとする。ここでは、松井の知見を以下のように仮説化し、このことの再確認を本研究の第1の目的とする。

仮説 I：男子は親密化の初期段階で恋愛感情の高まりを示すが、女子では後期段階でそれが現れる。

ところで、Snyder (1979) によれば、人には自分の行動の社会的適切さに対する関心から他者の行動に敏感になり、自分の行動を統制する傾向がある。彼は、このような傾向をセルフ・モニタリングと命名した。恋愛関係におけるセルフ・モニタリングの働きについても言及され (Snyder, 1986)、セルフ・モニタリングに富む者が、①交際の開始段階において相手の容姿を重視する、②交際期間が短期で交際した異性の数が多い、③性経験が豊富である、などの特徴的な傾向を示すことが報告されている。ここで、先の仮説 I にセルフ・モニタリングの働きを仲介させてみよう。親密化の後期段階になって恋愛感情を高揚させる女子の傾向は、セルフ・モニタリングの機能によって解釈されるかもしれない。松井 (1990) が示した3つの解釈のうち、②や③は恋愛関係において女子のほうが自分がおかれている状況を把握しながら自分の行動を決定することを意味している。つまり、女子では恋愛状況においてセルフ・モニタリング傾向が喚起され易いと推測できる。このように考えると、関係の進展と恋愛感情の高まりについて次のように仮説化できる。この仮説の検討を本研究の第2の目的とする。

仮説Ⅱ：セルフ・モニタリング傾向に富む者は、親密化の後期段階で恋愛感情の高まりが現れる。

ところで、Lennox & Wolfe (1984) は、Snyder (1974) がセルフ・モニタリング傾向の個人差を測定するために作成した尺度を次のように批判した。①セルフ・モニタリング尺度で抽出された因子が Snyder (1974) によってもともと設定された内容領域に対応していない、②セルフ・モニタリング概念の適応的な定義に矛盾する結果がある。この疑問に基づき、Lennox & Wolfe は尺度の再構成を試み、もともとのセルフ・モニタリング概念の定義を狭め、「自己呈示変容能力」と「他者の表出行動に対する敏感さ」の2下位尺度から成る改訂セルフ・モニタリング尺度を作成した。2つの下位概念のうち、前者は恋愛関係の中で相手に示す行動、後者は相手の気持ちや意図の読みとりに関係する。したがって、仮説Ⅱも、これらの側面に対応して設定する必要があるが、ここでは区別せずにセルフ・モニタリングの2側面の弁別的働きは仮定しなかった。

本研究では、仮説ⅠとⅡを検討するために、短大・大学の男女学生を対象に質問紙調査を実施した。

Ⅱ. 方法

調査対象および調査の実施

3つの短大・大学で「心理学」の講義を受講している学生を対象に、『異性に対する意識と行動』調査の名目で質問紙調査が実施された。青年期の範囲を明らかに逸脱している者(25歳以上)を除き、後述する改訂セルフ・モニタリング尺度に完全に回答した者399名(男子194名、女子205名)を分析対象とした。質問紙の実施状況と被験者の内訳を Table 1 に示す。全体の平均年齢は19.58歳($SD=1.16$)であったが、男子(19.79歳, $SD=1.30$, 18~24歳)のほうが、女子(19.39歳, $SD=.98$, 18~23歳)に比べて年齢が若干高かった(*Mann-Whitney* の *U* 検定, $z=2.98$, $p=.003$)。

Table 1
質問紙の実施状況と被験者の内訳

				男子	女子	計
常葉学園富士短期大学	「心理学」	1998年	11月9日	26	71	97
常葉学園大学教育学部	「社会心理学」		11月14日	7	22	29
静岡大学人文学部	「認知社会心理学」		12月1日	68	47	115
静岡大学共通教育	「認知と行動」		11月26日	42	23	65
静岡大学人文学部	「社会学概論」		11月17日	51	42	93
合計				194	205	399

質問紙の構成

質問紙は、①改訂セルフ・モニタリング尺度、②被験者の基本的属性、③異性との交友状況、④ Love & Liking 尺度、⑤恋愛行動経験尺度から構成されている。

1. 改訂セルフ・モニタリング尺度

本研究では、セルフ・モニタリング傾向における個人差を測定するために、Lennox & Wolfe (1984) によって作成された改訂セルフ・モニタリング尺度を用いた。Lennox & Wolfe は、先述したように、Snyder (1974) が作成したセルフ・モニタリング尺度に疑問を投げかけ、尺度の修正を試みた。その結果、彼らは、「自己呈示変容能力」と「他者の表出行動に対する敏感さ」の2下位尺度から成る改訂セルフ・モニタリング尺度を提起した。諸井 (1995, 1997) は、この改訂尺度の日本語版を作成し、高校生や大学生を対象として予想通り2因子を得た。また、堀毛 (1987) や石原・水野 (1992) もこれらの2因子が現れたことを報告している。

ここでは、諸井 (1997) による日本語版 (Table 2 参照) を用い、被験者のセルフ・モニタリング傾向を2側面から測定することにした。13項目それぞれについて、「この6ヵ月間の自分の状態にあてはまるかどうか」を、4点尺度で評定させた(「4. かなりあてはまる」～「1. ほとんどあてはまらない」)。セルフ・モニタリング傾向が強いほど高得点になるようにした。

2. 異性との交友状況

調査時点で被験者が異性とどのような交友を営んでいるかを尋ねた。①恋愛相手あるいは親しい異性の存在，②恋人との交友状況，③片思い経験，④失恋経験，などについて回答させた。本研究では，①の回答を利用する。ここでは，「恋人」あるいは「最も親しい異性」を同定させ，イニシャルを記入させた。

3. Love & Liking 尺度

被験者がイニシャルを記入した人物に対する恋愛感情と好意感情をそれぞれ測定した。そのために，Rubin (1970) の Love & Liking 尺度を用いた。Rubin は，対人魅力の概念で曖昧に扱われていた恋愛感情の心理的測定を試みた。対人魅力に関する実証的文献とともに，恋愛に関する思弁的考察を参照しながら，恋愛感情と好意感情をそれぞれ触診する70項目を作成した。異性関係を対象に大学生に評定させ，因子分析によって項目を淘汰し，Love & Liking 尺度を作成した（各13項目）。わが国においても，藤原・黒川・秋月（1983）が「定期的につきあっている親しい異性」同士を対象にこの尺度の因子的妥当性を検討している。負荷が小さかったり，仮定と逆の因子への高い負荷を示す項目が見られたものの，基本的に Rubin と一致した2因子が得られた。また，諸井（1989）は，「同性の最も親しい友だち」を対象として男女学生に18項目から成る短縮版（Rubin, 1973）を実施し，因子的妥当性を確認した。

本研究では，諸井（1989）が用いた短縮版によって，被験者が「恋人」あるいは「最も親しい異性」として同定しイニシャルを記入した人物に対する恋愛感情と好意感情を測った（各9項目，Table 3 参照）。18項目それぞれについて，当該人物に対する気持ちや態度にあてはまるかどうかを，4点尺度で評定させた（「4. かなりあてはまる」～「1. ほとんどあてはまらない」）。各感情が強いほど高得点になるようにした。

4. 恋愛行動経験尺度

被験者がイニシャルを記入した人物とのつきあいの中での種々の行動経験の有無を尋ねた。松井（1990）の28項目を利用した（Table 4 参照）。彼は，男女大学生を対象にこの尺度を実施し，数量化Ⅲ類を用いてこの尺度の1次元性を

見出した。イニシャルを記入した人物とのつきあいの中で、これら28項目それぞれの経験の有無を回答させた（「1. はい」～「0. いいえ」）。

なお、項目の配列順効果を相殺するために、各尺度では2タイプの配列順の異なる質問紙を使用した。

Ⅲ. 結果

被験者の限定

改訂セルフ・モニタリング尺度に完全に回答した399名を対象として、Lennox & Wolfe (1984) が仮定した「自己呈示変容能力」と「他者の表出行動に対する敏感さ」の2次元性を確認した。さらに、「恋人」あるいは「最も親しい異性」のイニシャルを記入し、Love & Liking 尺度および恋愛行動経験尺度に完全回答した者257名について、尺度分析を行った。

なお、イニシャル記入者のうち、「恋人」を挙げた者と「ボーイフレンド・ガールフレンド」を挙げた者の割合は男女でほぼ同じであった（恋人：男子58名、女子80名；ボーイフレンド・ガールフレンド：男子63名、女子56名／男女差： $\chi^2_{(1)}=3.05, ns.$ ）。

各尺度の検討

改訂セルフ・モニタリング尺度および Love & Liking 尺度は、先行研究によって2因子から構成されることが認められている。本研究では、因子分析（主因子法、プロマックス回転〈 $k=3$ 〉）によって、原研究で確認された因子に対応する下位尺度構成を行った。明確な負荷量パターンが得られるまで〈①特定因子に負荷量が十分に大きく（ $|.400|$ 以上）、②他因子への負荷が小さい（ $|.400|$ 未満）〉、因子分析を反復した。最終的な因子分析の結果で各因子に $|.400|$ 以上の負荷を見せた項目を下位尺度項目とし、下位尺度ごとに信頼性の検討を行った。下位尺度構成項目の平均値を下位尺度得点とした。恋愛行動経験尺度については、松井（1990）や飛田（1991）と同様に数量化Ⅲ類を用い

て経験の次元性を探索した。

なお、全体サンプルと男女別サンプルそれぞれで予備分析を行った。項目水準で若干の差異が認められたが、構造差は見られなかったため、全体サンプルの分析結果を採用した。

1. 改訂セルフ・モニタリング尺度

まず、項目平均値の検討をしたところ ($1.5 < m < 3.5$; $SD > .60$)、不適切と判断される項目がなかったため、13項目すべてを分析対象とした。最初の因子分析で2因子解を求めたところ、2項目(3, 7)がいずれの因子にも高い負荷を示さなかった。残りの11項目を対象として再度因子分析を行った。Table 2に示すように、明確な因子負荷量パターンが得られた。

Table 2
セルフ・モニタリング尺度に関する因子分析の結果 (主因子法, プロマックス回転):
プロマックス回転後の因子負荷量

	I	II
[I. 他者の表出行動に対する敏感さ] $\alpha = .785$, $r = .480 - .598$, $m = 2.60$, $SD = .52$ / $Z = 1.793$ $p = .003$		
2 目をみれば、その人のほんとうの気持ちを正確に読み取ることができる。	.655	.081
4 話をしているときには、相手の表情のわずかな変化にも敏感になる。	.627	-.001
5 私の直感力は、相手の気持ちや行いの原因を知ることにも役に立つ。	.612	.068
6 相手が冗談を聞いて笑っても、内心ではその冗談を上品であると思っているかどうかを見抜くことができる。	.586	-.090
8 目をみれば、自分が相手に何か不都合なことを言ったかどうか分かる。	.576	.048
11 だれかが自分にうそをついても、表情やしぐさですぐにうそだと見抜くことができる。	.634	-.070
[II. 自己呈示変容能力] $\alpha = .781$, $r = .534 - .626$, $m = 2.72$, $SD = .56$ / $Z = 3.328$ $p = .001$		
1 まわりの人が望んでいることに応じて、自分の行動を変えることができる。	-.113	.672
9 相手や状況に応じて自分の行動を変えるのが苦手である。	-.035	.717
10 自分が今いる場面で必要とされていることに応じて、自分の行動を変えることができる。	.055	.666
13 その場面でどのようにふるまえばよいか分かれば、それに応じて、自分の行動をたやすく変えることができる。	.116	.695
[因子間相関]		.413
[除外項目]		
3 相手にどのような印象でも与えることができる。		
7 物事が自分の思い通りにうまくいかないときには、すぐに他のやり方に切り換えることができる。		
12 自分のためになると分かっているにもかかわらず、体裁をよくするのが苦手である。		

$N = 399$ (男子 $N = 194$; 女子 $N = 205$)

プロマックス回転 ($k = 3$)

初期固有値 ≥ 1.763 , 初期説明率 53.83%

*: 下位尺度構成の際に、得点を逆転した項目

α 値: 最終構成項目での α 係数; m 値: 構成項目の合計得点を項目数で割った値; SD 値: 標準偏差

Z 値: 正規性の検定 (Kolmogorov-Smirnov の適合度検定)

男女別 α 値: 男子 (I .813 / II .780) 女子 (I .782 / II .746)

男女別平均値 (SD): 男子 (I 2.56 (.57) / II 2.68 (.59) 女子 (I 2.63 (.47) / II 2.75 (.52))

「自己呈示変容能力」と「他者の表出行動に対する敏感さ」の2得点について、それぞれ男女差の検討を行ったが (t 検定)、有意な傾向は見られなかった。なお、両得点間の相関は.335 ($p = .001$) であった。

ところで、Snyder (1986) は、セルフ・モニタリング傾向に富む者の交際期間が短期であることを指摘している。そこで2つのセルフ・モニタリング得点と「最初に出会ってからの経過月数」とのピアソン相関を求めた。しかし、何の有意な相関も得られなかった。さらに、男女別分析や「恋人」がいる者に限定した分析も試みたが、同様に有意な関連はなかった。

2. Love & Liking 尺度

項目平均値の検討の結果、全項目が良好であった。1回目の因子分析では、両因子いずれにも2項目(10, 11)の負荷が小さく、Rubin (1970)の結果とは逆の因子に高い負荷を見せた項目(15)もあった。これらの項目を除いて因子分析を行うと、明確な因子負荷量パターンが現れた。結果をTable 3に示す。

下位尺度得点の男女差を見ると (t 検定)、「好意感情」得点では女子の得点が高い傾向が認められた ($t_{(255)} = 2.43, p = .016$)。なお、「恋愛感情」と「好意感情」の両得点間の相関は.402 ($p = .001$) であった。

3. 恋愛行動経験尺度

まず、90%を基準に測定した28項目の回答の偏りを検討した。2項目(5, 6)の肯定率が90%を上回ったので、残りの26項目を対象として、数量化Ⅲ類を実施した。第Ⅱ軸以下のアイテム・カテゴリー得点の検討も試みたが、意味ある解釈はできなかった。そこで、本研究では、松井(1990)と同様に、第Ⅰ軸のみを採用した。結果をTable 4に示す。この軸は、表面的な行動から親密な行動が配列されており、関係の親密化を表すと解釈できる。ここでは、第Ⅰ軸のケース得点を被験者が営む異性交際の親密化指標にした。

ケース得点の男女差を調べると (t 検定)、女子の方が親密な交際を営んでいると判断された(男子: $m = -.104, SD = .624$; 女子: $m = .093, SD = .603 / t_{(255)} = 2.59, p = .011$)。ケース得点を対象とした「被験者の性別」×「対象人物(恋人 vs ボーイフレンド・ガールフレンド)」の分散分析を行ったところ、対象人物

の主効果のみが得られた ($F_{(1,253)} = 321.25, p = .001$)。性別の主効果は傾向性が認められたにすぎないので ($F_{(1,253)} = 3.55, p = .061$)、親密化の男女差は、女子の対象人物が有意でないものの若干「恋人」が多いためと解釈した。

Table 3
Love & Liking 尺度に関する因子分析の結果 (主因子法, プロマックス回転):
プロマックス回転後の因子負荷量

	I	II
〔I. 恋愛感情〕 $\alpha = .888, r = .505 - .750, m = 2.89, SD = .67 / Z = 1.310 p = .065$		
1 私は、ありとあらゆることについて「その人」を信頼できると感じています。	.489	.231
2 私は、「その人」のためなら、ほとんど何でもしてあげるつもりです。	.706	.069
5 もしも「その人」と一緒にいられないなら、私はとても悲しくなると思います。	.822	-.024
6 私は、ひとりぼっちになると、「その人」にとっても会いたくなります。	.838	-.117
9 私がいつも気にかけていることの一つは、「その人」の幸せです。	.641	.163
13 私は、「その人」の幸せに責任があると思います。	.707	-.087
14 「その人」に何か大事な相談をされると、私はとてもうれしくなります。	.431	.240
16 「その人」なしでやっていくなんて、私にはできないことです。	.825	-.052
〔II. 好意感情〕 $\alpha = .818, r = .407 - .680, m = 2.54, SD = .56 / Z = 1.050 p = .220$		
3 私は、「その人」が非常に適応力のある人物だと思います。	-.021	.465
4 私は、「その人」が責任ある仕事にふさわしいと強く推薦します。	-.040	.664
7 私の考えでは、「その人」は特別に成熟した人物です。	.022	.603
8 私は、「その人」の判断力に強い信頼をおいています。	.066	.748
12 「その人」は、少し知り合いになっただけで尊敬されるようになる人物です。	-.079	.719
17 「その人」は私がそうなりたいと思うような人物です。	.080	.655
18 私には、「その人」が賞賛されることはとても簡単なように思えます。	.079	.488
〔因子間相関〕		.395
〔除外項目〕		
10 私は、ほとんどどんなことでも「その人」を許すと思います。		
11 「その人」と少し知り合いになっただけで、ほとんどの人が「その人」に非常に好意的に接するようになります。		
15 「その人」は、私が知っているうちで最も好ましい人物の一人です。		

$N = 257$ (男子 $N = 121$; 女子 $N = 136$)

プロマックス回転 ($k = 3$)

初期因子固有値 ≥ 2.389 , 初期説明率 53.44%

初期固有値 ≥ 1.763 , 初期説明率 53.83%

*: 下位尺度構成の際に、得点を逆転した項目

α 値: 最終構成項目での α 係数; m 値: 構成項目の合計得点を項目数で割った値; SD 値: 標準偏差

Z 値: 正規性の検定 (Kolmogorov-Smirnov の適合度検定)

男女別 α 値: 男子 < I .902 / II .785 > 女子 < I .877 / II .835 >

男女別平均値 (SD): 男子 < I 2.88 (.70) / II 2.45 (.52) > 女子 < I 2.91 (.65) / II 2.61 (.58) >

Table 4
恋愛行動の経験に関する数量化Ⅲ類の結果—全体 (N=257)—

項目	(経験人数)	カテゴリー	得点
16 お互いの家族の話をする。	(225)	a	.300
12 こどもの頃の話をする。	(221)		.320
20 仕事や勉強を手伝ってやる (または, 手伝ってもらう)。	(172)	a	.320
1 個人的な悩みをうちあける (または, うちあけられる)。	(214)		.342
18 特別な用がないのに電話をする。	(207)	a	.404
24 さびしい時, 話を聞いてもらう。	(203)	a	.437
27 人に見せたくない面を相手に見せることがある。	(193)		.491
2 特別な用がないのに会いに行く。	(186)	a	.657
26 お互いの家 (または, 部屋) へ遊びに行く。	(181)		.664
14 ボーイフレンド (ガールフレンド) として友人やまわりの人に紹介した (紹介された)。	(165)	a	.684
11 二人でデートする。	(193)		.692
28 手を握ったり腕を組んだりする。	(189)		.714
7 プレゼントを贈るか, 贈られたことがある。	(178)		.719
9 相手と口げんかをすることがある。	(156)	a	.748
25 相手の買物につきあう。	(176)		.769
13 キスしたり, 抱き合ったりする。	(165)	a	.990
22 別れたいと思ったことがある。	(93)		1.056
15 恋人として友人やまわりの人に紹介した (または, 紹介された)。	(142)	a	1.126
23 性交する。	(145)		1.138
17 二人だけでハイキングに行く。	(77)		1.148
3 親に紹介したことがある (または, 紹介されたことがある)。	(103)	a	1.152
8 ベッティングをする。	(144)		1.157
21 相手を殴ったことがある (または殴られた)。	(41)		1.424
4 自分たちの結婚の話をする。	(94)	a	1.447
10 婚約ではないが, 結婚しようと約束した。	(77)	a	1.573
19 結婚してほしいと相手に求めた (または, 求められた)。	(83)	a	1.585
[肯定率が90%を超えるために, 分析から予め除去]			
5 肩をたたいたり, ちょっと体にふれる。	(240)		
6 相談事を聞いてあげる (または聞いてもらう)。	(238)		

第Ⅰ次元固有値 : .382 (第Ⅱ次元以下, .067, .061, .046…)

a : 女子の経験率が高い項目 (χ^2 検定, $p < .05$)

恋愛感情と好意感情におよぼすセルフ・モニタリング傾向の影響

関係の親密化に関するセルフ・モニタリングの働きについての仮説を検討するために分散分析を行った。恋愛感情と好意感情のそれぞれを従属変数とし、被験者の性別、セルフ・モニタリング傾向、および親密化の段階を独立変数と

した。そのために、セルフ・モニタリング得点と親密化得点との分布に基づき、被験者を選別した。

1. 被験者の選別

(1)セルフ・モニタリング傾向

本研究では、Lennox & Wolfe (1984) の仮定通りに、「自己呈示変容能力」と「他者の表出行動に対する敏感さ」の2因子が確認された。本来は、この2因子に基づく2つの独立変数を交差させた分析を行うべきであるが、1セルあたりの被験者数が少なくなる。そのため、2因子それぞれに対応した独立変数を同時に利用することはしなかった。

「自己呈示変容能力」得点分布に基づき、得点が2.75以下の者を低-変容能力群 ($N=123$)、2.75を超える者を高-変容能力群 ($N=134$) とした。また、「他者の表出行動に対する敏感さ」についても、得点が2.75以下の者を低-敏感さ群 ($N=142$)、2.75を超える者を高-敏感さ群 ($N=115$) に分割した。なお、出現頻度に男女差は見られなかった (変容能力: $\chi^2_{(1)}=1.62, ns.$; 敏感さ: $\chi^2_{(1)}=.046, ns.$)。

次に、「自己呈示変容能力」得点を従属変数として変容能力(2)×性別(2)の分散分析を行ったが、変容能力の主効果のみが有意だった ($F_{(1,253)}=395.52, p=.001$)。同様に、「他者の表出行動に対する敏感さ」得点についても敏感さ(2)×性別(2)の分散分析を実施したが、敏感さの有意な主効果のみが現れた ($F_{(1,253)}=413.18, p=.001$)。

(2)親密化水準

親密化得点に基づき、被験者を4群に分割した (Ex-Low 群: $x \leq -.507$; Low 群: $-.507 < x \leq +.106$; High 群: $+.106 < x \leq +.543$; Ex-High 群: $x > +.543$; x は被験者の得点)。ただし、女子の方が親密さの高い行動を示す群に含まれる有意な偏りが認められた (男子: Ex-Low 群38名, Low 群30名, High 群34名, Ex-High 群19名; 女子: それぞれ26名, 34名, 32名, 44名 / $\chi^2_{(3)}=11.65, p=.009$)。ケース得点を従属変数とし、親密化水準(4)×性別(2)の分散分析を行ったが、親密化水準の主効果のみが有意であった ($F_{(3,249)}=979.48, p=.001$)。

2. 恋愛感情および好意感情におよぼすセルフ・モニタリングの影響

恋愛感情と好意感情のいずれかを従属変数とし，以下の独立変数を用いた4つの分散分析を行った。①親密化水準(4)×変容能力(2)×性別(2)，②親密化水準(4)×敏感さ能力(2)×性別(2)。Table 5-a, 5-b, 6-a, 6-bには，条件別平均値と分散分析の結果を示す。

Table 5-a
恋愛感情得点と好意感情得点に関する条件別平均値(1)
—親密化水準×変容能力×性別—

親密化水準	変容能力	性別	(N)	—恋愛感情— 平均値 (SD)	—好意感情— 平均値 (SD)
Ex-Low	低	男子	(21)	2.62 (.61)	2.45 (.47)
		女子	(15)	2.62 (.67)	2.31 (.54)
	高	男子	(17)	2.34 (.63)	2.50 (.58)
		女子	(11)	2.53 (.64)	2.73 (.45)
Low	低	男子	(15)	2.79 (.66)	2.28 (.52)
		女子	(14)	2.79 (.69)	2.59 (.56)
	高	男子	(15)	2.53 (.58)	2.41 (.48)
		女子	(20)	2.51 (.59)	2.51 (.59)
High	低	男子	(15)	2.91 (.57)	2.33 (.51)
		女子	(14)	2.78 (.65)	2.30 (.62)
	高	男子	(19)	3.31 (.60)	2.65 (.62)
		女子	(18)	3.15 (.37)	2.91 (.41)
Ex-High	低	男子	(12)	3.52 (.47)	2.50 (.40)
		女子	(17)	3.43 (.49)	2.88 (.61)
	高	男子	(7)	3.54 (.43)	2.37 (.51)
		女子	(27)	3.18 (.53)	2.62 (.57)

N: 被験者数 SD: 標準偏差値

Table 5-b
恋愛感情得点と好意感情得点に関する分散分析の結果(1)
—親密化水準×変容能力×性別—

	(df)	—恋愛感情—	—好意感情—
親密化水準(A)	<3 / 241>	$F = 26.27$ $p = .001$	$F = .77$
変容能力(B)	<1 / 241>	$F = .42$	$F = 3.55$ $p = .061$
性別(C)	<1 / 241>	$F = .87$	$F = 5.98$ $p = .015$
A×B	<3 / 241>	$F = 4.15$ $p = .007$	$F = 4.01$ $p = .008$
A×C	<3 / 241>	$F = .86$	$F = .66$
B×C	<1 / 241>	$F = .04$	$F = .33$
A×B×C	<3 / 241>	$F = .37$	$F = 1.11$

Table 6-a
 恋愛感情得点と好意感情得点に関する条件別平均値(2)
 —親密化水準×敏感さ×性別—

親密化水準	敏感さ	性別	(N)	—恋愛感情— 平均値 (SD)	—好意感情— 平均値 (SD)
Ex-Low	低	男子	(23)	2.37 (.59)	2.27 (.40)
		女子	(18)	2.54 (.74)	2.43 (.54)
	高	男子	(15)	2.68 (.65)	2.77 (.54)
		女子	(8)	2.67 (.42)	2.63 (.54)
Low	低	男子	(16)	2.87 (.61)	2.41 (.48)
		女子	(19)	2.49 (.65)	2.49 (.56)
	高	男子	(14)	2.42 (.58)	2.27 (.52)
		女子	(15)	2.79 (.60)	2.62 (.60)
High	低	男子	(17)	2.91 (.56)	2.46 (.57)
		女子	(18)	2.82 (.55)	2.51 (.67)
	高	男子	(17)	3.35 (.60)	2.56 (.62)
		女子	(14)	3.20 (.45)	2.82 (.43)
Ex-High	低	男子	(10)	3.54 (.50)	2.44 (.53)
		女子	(21)	3.24 (.53)	2.75 (.54)
	高	男子	(9)	3.51 (.41)	2.46 (.33)
		女子	(23)	3.30 (.54)	2.70 (.65)

N: 被験者数 SD: 標準偏差値

Table 6-b
 恋愛感情得点と好意感情得点に関する分散分析の結果(2)
 —親密化水準×敏感さ×性別—

	<df>	—恋愛感情—	—好意感情—
親密化水準(A)	<3 / 241>	F= 25.34 p= .001	F= .92
敏感さ(B)	<1 / 241>	F= 3.63 p= .058	F= 3.40 p= .067
性別(C)	<1 / 241>	F= .97	F= 5.02 p= .026
A×B	<3 / 241>	F= 2.19 p= .090	F= 1.48
A×C	<3 / 241>	F= .87	F= .61
B×C	<1 / 241>	F= .93	F= .04
A×B×C	<3 / 241>	F= 1.98	F= .86

(1)恋愛感情

変容能力を独立変数とする①の分析では、親密化水準の主効果と親密化水準×変容能力の交互作用効果がそれぞれ有意であった。親密化水準の有意な効果は親密化の深まりとともに恋愛感情が高揚することを表している。しかし、この傾向は、有意な交互作用効果によって限定されている。交互作用効果に関

する下位検定を行ったところ、変容能力 2 群それぞれで親密化水準の主効果が有意であった ($F_{(3, 253)} = 10.31, p = .001$; $F_{(3, 253)} = 17.41, p = .001$)。次に、各親密化水準ごとに変容能力 2 群を比較すると、Ex-High 群で有意な差が認められ ($F_{(1, 255)} = 6.60, p = .011$)、High 群では傾向性があった ($F_{(1, 255)} = 3.77, p = .053$)。Fig. 1-a から分かるように、変容能力に乏しい者ではかなり親密な段階 (Ex-High 群) になってから恋愛感情が高まるが、変容能力に富む者の場合にはある程度の親密化水準 (High 群) で恋愛感情の高揚が認められた。

敏感さを用いた②の分析では、親密化水準の主効果のみが有意であった。したがって、親密化の高まりは恋愛感情の上昇をもたらすが、セルフ・モニタリング傾向のうち自己呈示変容能力が重要な媒介的働きを示すといえた。

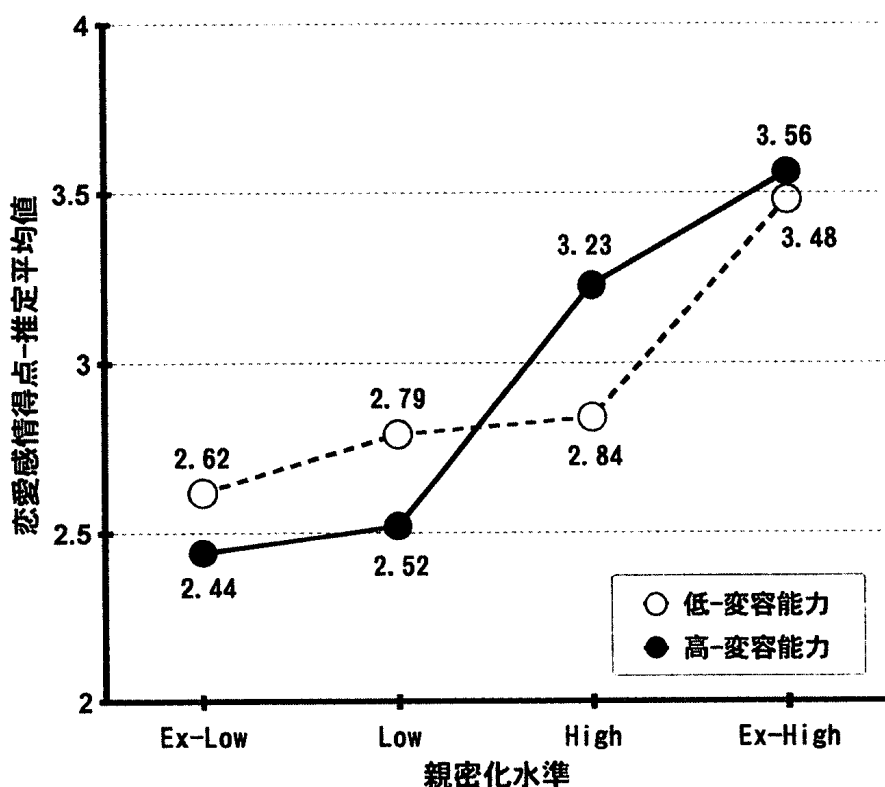


Fig. 1-a 恋愛感情得点の条件別推定平均値 (親密化水準×変容能力)

(2)好意感情

①の分析によれば、有意な性別の主効果が認められ、女子の方が交際相手に

対する好意感情が高いことを示していた。また、Fig. 1-b に表すように、有意な親密化水準×変容能力の交互作用効果があった。交互作用効果に関する下位検定によって、次のことが明らかになった。低-変容能力群のみで有意な親密化水準の主効果が見出された ($F_{(3,253)} = 3.21, p = .024$)。各親密化水準ごとの変容能力2群比較では、High 群でのみ有意差が得られた ($F_{(1,255)} = 12.22, p = .001$)。ある程度の親密化が高まった段階 (High 群) で変容能力2群間に差が生じるといふ特異な傾向が見出された。

②の分析では、性別の主効果のみが有意であり、①の解釈と同様である。

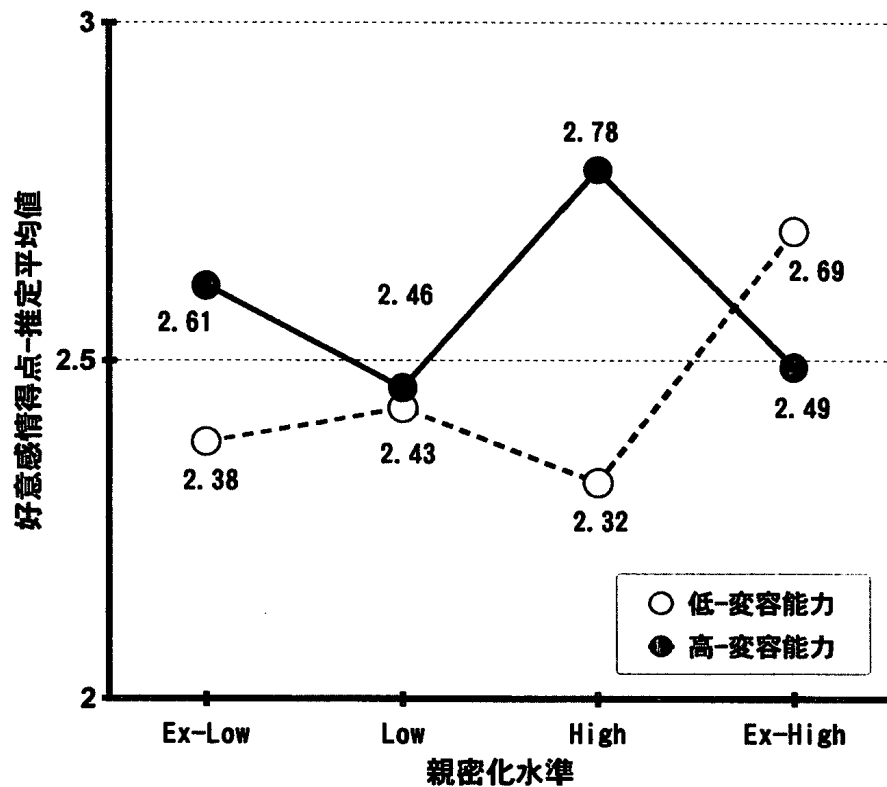


Fig. 1-b 好意感情得点の条件別推定平均値 (親密化水準×変容能力)

(3) 共分散分析

先述したように、セルフ・モニタリングの2側面である自己呈示変容能力と他者の表出行動に対する敏感さとの間には中程度の相関がある。そこで、(1)と(2)の結果をより明確にするために、共分散分析を実施した。先の①では「他者

の表出行動に対する敏感さ」得点，②の場合には「自己呈示変容能力」得点を，それぞれ共変量として，共分散分析を試みた。いずれの場合も先述した主効果と交互作用効果が有意であったので，本研究の結果はセルフ・モニタリングの他方の側面による影響を除外して解釈可能と判断した。

IV. 考察

本研究で用いた3つの尺度に関する尺度解析の結果についてまず述べる。Lennox & Wolfe (1984) が仮定したセルフ・モニタリングの2側面（自己呈示変容能力，他者の表出行動に対する敏感さ），Rubin (1970) が区別した親密な他者に対する感情の2側面（恋愛感情，好意感情）が抽出された。構成項目もほぼ十分であった。

次に，恋愛行動経験に関する数量化Ⅲ類による分析結果を考察する。全体としては，松井 (1990) と同様に恋愛関係の親密化を表す軸が得られた。飛田 (1991) は，37個の行動を設けて同様の分析を行い，併行して実施したクラスター分析の結果と合わせて第Ⅱ軸まで利用した。しかし，飛田の場合には被験者数が少なく数量化Ⅲ類の利用には問題があるといえる。したがって，本研究の恋愛関係の親密化次元解釈は適切であろう。

ところで，アイテム・カテゴリー得点の順番を見ると，松井 (1990) の結果と異なる点もあった。親密さの浅い段階での行動（「こどもの頃の話をする」など）や，親密さが深まったと解釈できる行動（「結婚してほしいと相手に求めた」など）については，松井の結果とほぼ同様であった。しかし，親密さが中程度と判断できる項目ではかなり得点順位の変動が認められた。興味深いことに，「性交する」が松井では「親密化の最終段階」に位置しているのに，本研究の場合には中程度の親密化段階にあった。この行動項目の経験率は，本サンプルのほうが性的に進んだ相手をもっていることを示唆している。さらに，この項目での男女差は検出されなかった。

また，松井 (1990) はケース得点に男女差を見出さなかったが，本研究では

単純な男女比較によれば女子のほうが親密な交際を営んでいた。しかし、「対象人物」と組み合わせた分散分析は、この男女差の解釈を限定した。「対象人物」が「恋人」とカテゴリー化された人物であれば当然親密な恋愛行動が営まれるはずだからである。また、社会的規範から、交際中の年齢関係が男子の方が年長であることが予想される。本サンプルでは、「恋人」を対象とした被験者に限定されるが、この規範に一致した有意な傾向が得られた（相手が年上：男子 $N=6$, 女子 $N=36$ ；相手が年下： $N=26$, $N=8$ ；同じ年： $N=26$, $N=36$ ； $\chi^2_{(2)}=29.82$, $p=.001$ ）。そこで、ケース得点を従属変数とする「相手との年齢関係」(3)×性別(2)の分散分析を試みたが、有意な主効果や交互作用効果は認められなかった。女性で相手が年長の者と交際している場合に進展度が高まることを意味する交互作用効果が期待されたが、そのような効果は見られなかった。

次に、本研究の主目的である仮説Ⅰと仮説Ⅱの検証結果について考察する。仮説Ⅰは松井（1990）の結果に従っており、仮説Ⅱでは Snyder（1979）が提起したセルフ・モニタリングの概念を媒介させた。まず、仮説Ⅰについては、予測された有意な「親密化水準×性別」の交互作用効果は得られなかった。したがって、本研究では、松井の知見は再現されなかったことになる。これは、次のように解釈できるだろう。先述した性交経験率の著しい増加に象徴されるように（日本性教育協会，2001）、異性交際の様相はかなり変容している。そのため、親密な異性交際の「到達点＝性の営み」に対する男女のずれが希薄化してきた。つまり、時代変化の中で仮説Ⅰが成立しなくなったのである。

一方、恋愛感情の場合に有意な「親密化水準×変容能力」交互作用効果が得られたが、その傾向は仮説Ⅱとは逆であった。つまり、変容能力が高い者は、低い者に比べて、早い時期（High水準）に恋愛感情の高まりを示した。また、変容能力が高い者では、もともとは予測しなかった好意感情の高まりもあった（High水準）。本研究では、恋愛関係におけるセルフ・モニタリングの働きを提起した Snyder（1986）に基づいて、仮説Ⅱを導き出した。しかし、本結果は、Bem（1972）による自己知覚理論の適用を示唆する。自己知覚理論によれば、人は態度などの自分自身の内的状態を自分自身の行動や状況から推測する。つ

まり、変容能力が高い者は、自分がおかれている状況に応じた行動を容易にとることができる。しかし、自分自身が示した行動がいわば「恋愛行動」にふさわしいほど、自分の中に恋愛感情を推測することになる。そのため、状況に応じた行動を容易にはとることができない者よりも、相手に対する恋愛感情の高まりが早期に生じるのかもしれない。ところで、セルフ・モニタリング傾向と対人関係との関連を検討した水野・橋本（1993）は、セルフ・モニタリング傾向が強い者が恋愛対象に強い恋愛感情を抱くことを見出した。この知見も、この解釈を間接的に支持するだろう。

本研究では、恋愛関係におけるセルフ・モニタリング傾向の役割が認められたが、次のような問題を指摘できる。①「親しい異性」から「恋人」へのラベリングの発展、②事後的に設定された親密化水準。つまり、今回報告した調査は、単一時点でのデータ収集によっており、交際過程を時間的に捕捉しているわけではない。そのため、「恋人」として相手をカテゴリー化する心理的メカニズムや、親密化と恋愛感情の変化との因果的關係という点からは、不十分であることは否めない。したがって、交際過程を時間的に捉える中でセルフ・モニタリングの働きを明らかにすることが今後の課題といえよう。

〈付記〉

- (1) 本研究は、川口真由・松井文恵・安江理恵子（静岡大学人文学部・社会学科・社会心理学コース平成12年度卒業）の諸氏が筆者の下で取り組んだ卒業研究に基づいている。彼らが収集したデータを筆者が再分析した。本研究で得られた成果は、卒業研究で彼らが示した熱意の賜物である。
- (2) データの統計的解析にあたって、*SPSS10.0J for Windows* を利用した。なお、数量化Ⅲ類の分析は、*SPSS10.0J for Windows* バンドル版数量化理論解析2.1版によった。
- (3) E-Mail:kmoroi@mail.dwc.doshisha.ac.jp

V. 引用文献

- Bem, D.J. 1972 Self-perception theory. *Advances in Experimental Social Psychology*, 6, 1-62.

- 藤原武弘・黒川正流・秋月左都士 1983 日本版 Love-Liking 尺度の検討 広島大学総合科学部紀要Ⅲ, 7, 39-46.
- Havighurst, R.J. 1953 *Human development and education*. New York : Longmans, Green & Co.,Inc. (荘司雅子監訳『人間の発達課題と教育』1995 玉川大学出版部)
- 飛田 操 1991 青年期の恋愛行動の進展について 福島大学教育学部論集, 50, 43-53.
- 石原俊一・水野邦夫 1992 改訂セルフ・モニタリング尺度の検討 心理学研究, 63, 47-50.
- 堀毛一也 1987 自己モニタリングの概念および尺度に関する検討 東北福祉大学紀要, 11, 185-199.
- 楠見幸子 1987 女子短期大学生の恋愛感情体験に関する研究—交際目的による相違について— 九州大学教育学部紀要 (教育心理学部門), 32, 65-70.
- Lennox, R.D., & Wolfe, R.N. 1984 Revision of the Self-Monitoring Scale. *Journal of Personality*, 46, 1349-1364.
- 松井 豊 1990 青年の恋愛行動の構造 心理学評論 33, 355-370.
- 水野邦夫・橋本 宰 1993 対人関係の形成におけるセルフ・モニタリング諸特性の特徴について—友人・恋愛関係をもとに— 同志社心理, 40, 17-26.
- 諸井克英 1989 対人関係への衡平理論の適用(2)—同性親友との関係における衡平性と情動的状态— 実験社会心理学研究, 28, 131-141.
- 諸井克英 1995 『孤独感に関する社会心理学的研究—原因帰属および対処方略との関係を中心として—』 風間書房
- 諸井克英 1997 セルフ・モニタリングと対人不安との関係におよぼす認知欲求の効果—女子青年の場合— 人文論集 (静岡大学人文学部社会学科・言語文化学科研究報告), 48(1), 31-71.
- 日本性教育協会 (編) 2001 『「若者の性」白書—第5回青少年の性行動全国調査報告—』 小学館
- Rubin, Z. 1970 Measurement of romantic love. *Journal of Personality and Social Psychology*, 16, 265-273.
- Rubin, Z. 1973 *Liking and loving: An invitation to social psychology*. Holt, Rinehart & Winston, Inc. (市川孝一訳『好きになること愛すること』1981 思索社)
- Snyder, M. 1974 Self-monitoring of expressive behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 30, 526-537.
- Snyder, M. 1979 Self-monitoring processes. *Advances in Experimental Social Psychology*, 12, 85-128.
- Snyder, M. 1986 *Public appearances private realities : The psychology of self-monitoring*. New York : W.H. Freeman and Company. (齊籐 勇監訳『カメレオン人間の性格

『セルフ・モニタリングの心理学』 1998 川島書店)

総理府青少年対策本部（編） 1994 世界の青年との比較からみた日本の青年―第5回
世界青年意識調査報告書― 大蔵省印刷局

総理府青少年対策本部（編） 1999 世界の青年との比較からみた日本の青年―第6回
世界青年意識調査報告書― 大蔵省印刷局