

女子青年における対人有能性 —同性関係と異性関係—

諸井克英・浅野浩一*・伊藤啓介*
伊藤尚子*・渡邊美穂子*

I. 問題

人間の生涯の各段階における発達課題を系統的に提起した Havighurst (1953) は、青年期での仲間集団の形成の重要性を指摘し、同年齢の男女との洗練された交際の学習と自己の性別に応じた社会的役割の学習を発達課題として挙げた。青年(18~24歳)を対象とした国際比較調査(総理府青少年対策本部, 1994)をみると、米国では、大半の者が同性と異性親友の両方がいると報告しており(78.4%; 同性のみ 14.5%), Havighurst の指摘通り、異性を含む仲間関係を活発に営んでいることが窺える。しかし、我が国の結果では、同性親友のみがいる者(48.9%)と同性に加え異性親友もいる者(46.9%)に分かれ、米国と様相が異なっている。このような日米差は、高校生を対象とした別の調査でも現れている(日本青少年研究所, 1997)。

つまり、米国の青年は、同性との同輩関係の形成・維持に加え、異性の友だちや恋人をもつことが日常生活における重要な目標の1つとなっている。しかし、異性獲得の失敗やその懸念が不適応感をもたらし、臨床的問題を引き起こす可能性もある。このため、米国では、異性不安という概念の下で多くの研究が行われており、治療法とともに、異性不安を測定する尺度も開発されている(富重, 1993 参照)。しかし、次の問題を指摘できる。a) 対異性に限定した対人不安と種々の状況で異性に発揮される能力の区別が曖昧, b) 測定されてい

*:すべて人文学部社会学科〈社会心理学コース〉平成7年度卒業生(人文28回)。浅野浩一(岐阜県北方町役場), 伊藤啓介(日動火災海上保険), 伊藤(旧姓:神谷)尚子(セントラルシステムズ), 渡邊美穂子(石村萬盛堂)。

る不安(あるいは技能)が異性関係に特有な現象であるかどうか未確認。a) については、たとえば Twentyman, Boland, & McFall(1981)がまず男性版を作成し、後に Williams & Ciminero(1978)が女性版をつくった対異性相互作用尺度(SHI)は、種々の状況での異性との関係開始能力感を測定している。b) に関しては、一般的に、これらの研究では、異性不安(あるいは技能)が同性の同輩関係の中で生起する不安(あるいは技能)と異なるのかという問題意識が希薄である。たとえば、異性交際の開始技能と自己主張性技能を測る尺度を開発した Levenson & Gottman(1978)の研究では、異性との交際技能不全の者は、治療セッション後に2つの技能ともに向上したが、自己主張性技能不全の者では自己主張性技能の向上のみが認められた。しかし、2つの技能が対同性技能と対異性技能に対応しているわけではない。

本研究の目的は、対人有能性を中心にすえ、同性関係の開始・維持に関わる有能性と異性関係の場合の有能性を別々に測定したうえで(それぞれ対同性一有能性、対異性一有能性と呼ぶ)、この2種類の有能性が対人不安や交友状況と弁別的な関係を示すかを検討する。なお、対人有能性とは、対人関係の営みに関して抱かれる有能感の水準である。類似した概念として社会的技能を挙げることができる。しかし、これについては種々の定義が試みられている(堀毛, 1990; 相川, 1997 参照)。ここでは、対人関係の営みに関する行動、能力、認知や、感情などを体系的に位置づけることはせず、対人有能性に限定して研究を試みる。本研究の主要目的が、相互作用相手の性別による有能性感情の弁別性の検討にあるからである。

Buhrmester, Furman, Wittenberg, & Reis(1988)によれば、対人有能性は、次の2通りの仕方で扱われる。a) 対人課題領域のタイプに従って有能性を区分する、b) 効果的な相互作用を規定する行動上の技能を明らかにする。Buhrmesterらは、a)の方向で、対人有能性を包括的に測定する自己報告尺度を開発した。彼らは、先行研究を広く吟味し、5つの対人課題領域を設定し(開始、否定的主張、開示、情動的支援、コンフリクト処理)、各領域に8項目が含まれる対人有能性質問紙を作成した。同性友人とデート相手(あるいは恋人)の場合ごとに有能感を評定させ、確証的因子分析によって、5つの対人課題領域の設定が妥当であり、対象が同性か異性かによって対人有能性の構造が異なることはないことが見出された。対同性と対異性という区別をしながら、結局、彼らは2種類の有能性を同質的に扱っている。また、和田(1991)は、Buhrmesterらによる5領域に対応した尺度項目を作成し、探索的因子分析を試み、親密関係

維持、関係開始、自己主張の3因子を認めた。ただし、彼の項目では、対同性と対異性に関わる内容が混在している。

一方、Riggio(1986)は、相互作用相手の性別を考慮していないが、b)の立場から、包括的に社会的技能を測る尺度を開発した。コミュニケーション過程の観点に基づき、7つの基本技能が設定された(情動的表出性、情動的感受性、情動的統制、社会的表出性、社会的感受性、社会的統制、社会的操作性；各技能15項目)。因子分析が行われたものの、設定した7因子がそのまま再現されているわけではない。榎野(1988)もこの尺度の日本語版を作成しているが、因子の妥当性が未検討である。

このように包括的尺度作成の試みも行われているが、相互作用相手の性別によって異なる技能が存在することを証明することが意図されていない。堀毛(1994)は、対人的コミュニケーション全般に関わる技能と異性関係に特有な技能を仮定し、それぞれを別々に測る尺度を考案し、これらの技能水準と異性関係の進展度との関連を調べた。

先述したように、本研究では、対同性一有能性および対異性一有能性と対人不安や交友状況との関連を検討する。Leary(1983 a)は、対人的原因によって生じる不安の独自性を指摘し、他者による評価の予測や他者評価への直面が対人不安の基本的原因であると考えた。その上で、対人不安に関する3つの理論(条件づけアプローチ、社会的技能アプローチ、認知的アプローチ)を検討し、自己呈示を中核とする独自の対人不安理論を提起した。また、彼は、相互作用の随伴性の有無によって対人不安のタイプを区別し、随伴的相互作用で生起する不安を相互作用不安、非随伴的相互作用での不安を聴衆不安とした。この2タイプの不安を測る対人不安感(social anxiousness)尺度が考案された(Leary, 1983 b)。もともとこの尺度では不安の対象の性別は考慮されていないが、本研究では、この尺度を改変することによって同性との相互作用に対して感じる不安と異性の場合の不安を別々に測定する(それぞれ対同性一不安、対異性一不安と呼ぶ)。一般的には対人有能性と対人不安との間には負の関係が予想されるが、相互作用相手の性別によって異なる有能性が存在するならば、次のように予測できる。予測1-a：対同性一不安は、対異性一有能性水準よりも対同性一有能性水準によって強く影響される。予測1-b：対異性一不安は、対同性一有能性水準よりも対異性一有能性水準によって強く影響される。

先述したように、青年期の対人関係では、同性関係と異性関係が混ざり合って展開される。その場合、対象の性別に応じた有能性が必要であるとすれば、

予測 1-a, b と同様に, 交友状況についても次の予測ができるだろう。予測 2-a: 対同性の交友状況は, 対異性一有能性水準よりも対同性一有能性水準によって強く影響される。予測 2-b: 対異性の交友状況は, 対同性一有能性水準よりも対異性一有能性水準によって強く影響される。

ところで, 対人有能性は性格を基盤として形成される。基本技能と性格特性との関連を調べた研究もみられる (Riggio, 1986; 樫野, 1988 など)。前青年期から青年期への対人関係の展開では, 同性関係の形成が先行することから, 堀毛(1994)は, 対異性技能を下位技能の 1 つであると見なしている。したがって, ここで扱う対同性一有能性や対異性一有能性が相互作用相手の性別に応じた下位概念であるならば, 種々の性格特性と同程度の強さの関係をもつかもしいない。対照的に, 先行する同性関係の展開の中で対同性一有能性が形成され, そこから対異性一有能性が独立的に芽生えるのであれば, 性格特性との関連は対同性一有能性のほうが強いであろう。本研究では, このことも付加的に検討する。

以上に述べたように, 本研究では, 青年期にある女子を対象として対人有能性の分化に関する検討を行う。青年期の拡大に伴い新たな時期区分を提唱している加藤(1987)によれば, 20 歳頃の時期は青年期中期とされる。また, 男子に比べて女子は, 対人関係を重視する傾向にあるため(斎藤・中村, 1987), 対人有能性の不全は, 心理学的に深刻な結果をもたらすはずである。したがって, 20 歳頃の女性を対象とした検討は意義があると思われる。

II. 方法

調査対象および調査の実施

常葉学園富士短期大学で“心理学”の授業を受講している男女学生(1・2年生)を調査対象とした。講義の時間を利用して, 3 回にわたって質問紙形式で一斉に実施した(1994 年 9 月 26 日, 10 月 17 日, 24 日)。なお, 記名方式を用いたが, 目的は授業の出席チェックであることを強調した。a) 少数であった男子学生, b) 3 回の調査のいずれかに参加しなかった者, c) 記入もれのあった者, d) 青年期の範囲を明らかに逸脱している者を除き, 女子学生 242 名を分析対象とした(平均年齢 18.58 歳, $SD = .59$, 18~20 歳)。

質問紙の構成

3回にわたる調査で用いた質問紙は、次の通りである。調査Ⅰでは、新性格検査と交友状態に関する質問紙、調査Ⅱと調査Ⅲでは、対人的有能性尺度と対人不安尺度である。ただし、対象とした2クラスのうちの一方では、調査Ⅱで同性に対する対人的有能性と対人不安、調査Ⅲで異性に対する対人有能性と対人不安について評定させた。他方のクラスでは、調査Ⅱで異性、調査Ⅲで同性について回答させた。

(1) 調査Ⅰ

調査Ⅰでは、回答者の基本的属性に加え、新性格検査と交友状況に関する質問紙が実施された。なお、その他、認知欲求尺度なども実施したが、ここでは触れない。

① 新性格検査

回答者の基本的な性格特性を測定するために、柳井・柏木・国生(1987)による新性格検査を用いた。彼らは、YG性格検査に関する問題点克服のための実証的研究を踏まえ、12の下位尺度(社会的外向性、神経質、劣等感、自己顕示性、攻撃性、持久性、活動性、進取性、抑うつ性、共感性、非協調性、規律性)と虚構性下位尺度から構成される新性格検査を提起した(各下位尺度は10項目、全項目数130)。130項目のそれぞれについて、3点尺度で評定させた(“1. はい”, “2. どちらともいえない”, “3. いいえ”)。得点は、各下位尺度の概念に一致するほど高くなるようにした。

② 交友状況

被験者の交友状況を回答させた。その際、同性関係および異性関係それぞれの量的な特徴や質的な特徴を尋ねた。同性関係については、「心のわかりあえる親友」と「友だち」の人数について回答させた。さらに、それぞれの状態に対する満足感を4点尺度で尋ねた(“4. かなり満足である”～“1. かなり不満足である”; 該当する人物がいないときには、いない状態に満足しているかを答えさせた)。異性関係では、同性の場合と同様な項目に加え、恋人の有無と恋人の状態に対する満足感も回答させた。なお、親友、友だち、恋人の基準については、各回答者に委ねた。

(2) 調査Ⅱ・Ⅲ

調査ⅡとⅢでは、同性あるいは異性に対する対人有能性と対人不安が測定された。

① 対人有能性尺度

被験者の対人有能性の測定のために、Buhrmesterら(1988)の対人有能性尺度(ICQ)を用いた。この尺度は、対人有能性5領域それぞれ8項目あり、合計40個の項目から構成される。本研究では、文意を損なわないようにして尺度の日本語版を作成した(Table 1参照)。ただし、ICQの評定形式は、当該の対人課題を扱う能力の程度とそのような対人課題を処理するときの快・不快感情を同時に回答させており、測定上の観点からは不適切である。Levenson & Gottman(1978)の尺度でもこのような不適切な方法が用いられている。本研究では、得意が苦手かという有能感に限定して回答させた。対同性版では、同性の人との日ごろの接し方を思い浮かべてもらい、40項目それぞれに4点尺度で評定させた(“4. かなり得意である”~“1. かなり苦手である”)。対人有能性が高いほど高得点になるようにした。対異性版では、異性の人との接し方を念頭に同様な仕方で回答させた。

② 対人不安尺度

被験者の対人不安が、Leary(1983)によって作成された対人不安感尺度に基づいて測定された。Leary(1983)の対人不安感尺度は、相互作用不安と聴衆不安を測定する項目から構成される(それぞれ、15項目、12項目)。本研究では、生和ら(1990)の作成した日本語版も参照しながら、原版の日本語訳を試みた。対同性版では、各項目の文章を対同性用に変更した。ただし、1項目(“もし音楽家だったら、コンサートの前にあがってしまうだろう。”)については、すべての聴衆が同性であるという状況が奇異であるため、削除し、合計26項目とした(Appendix 1)。26項目それぞれについて、4点尺度(“4. かなりあてはまる”~“1. ほとんどあてはまらない”)で評定させた。得点は、同性に対する対人不安が高いほど高得点となるようにした。対異性版も作成し、同様に回答させた。

項目の配列順による効果のないことを確認するために、各尺度でそれぞれ配列順の異なる質問紙を使用した。新性格検査と対人有能性尺度では4タイプ、対人不安尺度で3タイプの質問紙がそれぞれ用いられた。

III. 結果

交友状況

交友状況の量的側面をみると、当然のことであるが、同性、異性ともに、友人数のほうが親友数を上回った(同性—親友数： $m=3.34$, $Md=3.00$, $SD=2.25$, $0 < N=9 > \sim 15$ 人；友人数： $m=18.99$, $Md=15.00$, $SD=15.79$, $2 \sim 160$ 人／異性—親友数： $m=1.07$, $Md=1.00$, $SD=1.47$, $0 < N=120 > \sim 10$ 人；友人数： $m=5.87$, $Md=5.00$, $SD=5.85$, $0 < N=53 > \sim 30$ 人／Wilcoxonの符号検定：それぞれ $Z=13.402$, $Z=11.744$, $p < .001$)。質的な点では、同性では親友状態満足感のほうが友人状態満足感よりも高いが、異性の場合には逆の傾向がみられた(同性—親友状態満足感： $m=3.55$, $SD=.70$ ；友人状態満足感： $m=3.36$, $SD=.64$ ／異性—親友状態満足感： $m=2.68$, $SD=.98$ ；友人状態満足感： $m=2.82$, $SD=.88$ ／ $t=3.59$, $p < .001$, $t=2.55$, $p < .05$)。また、親友数、友人数ともに、同性のほうが多かった($Z=12.244$, $Z=13.131$, それぞれ $p < .001$)。親友状態満足感や友人状態満足感の場合も、同性のほうが高かった($t=12.71$, $t=8.72$, それぞれ $p < .001$)。

28.5% ($N=69$)の回答者に恋人がおり、恋人状態満足感($m=2.28$, $SD=1.05$)は、親友状態満足感や友人状態満足感よりも低かった($t=5.11$, $t=6.95$, $p < .001$)。しかし、恋人がいる者($m=3.41$, $SD=.75$)の満足感は、いない者($m=1.83$, $SD=.78$)よりもきわめて高かった($t=14.33$, $p < .001$)。

対人有能性、対人不安、および新性格検査

ここでは、対人有能性尺度、対人不安尺度、および新性格検査に関して、尺度としての統計的検討を加える。

(1) 対人有能性の基本的構造

① 対人有能性尺度に関する主成分分析

Buhrmesterら(1988)の対人有能性尺度は、5領域から構成される。そこで、40項目を対象として確証的因子分析を行った(LISREL 7; Jöreskog & Sörnbom, 1988)。しかし、対同性および対異性ともに、a) 5因子モデルの適

合度が不十分である (GLS 解—対同性: $GFI = .777$; 対異性: $.787$ / ML 解—対同性: $GFI = .745$; 対異性: $.759$; Buhrmester らは GLS 解に拠っている), b) 当該因子に含まれる項目のうち負荷量が小さい項目がみられる, c) 当該因子以外の因子との関連が示唆される項目がある, という理由から, 40 項目を対象とする主成分分析 (斜交回転, 直接 *oblimin* 法, $\delta = 0$) を行った。固有値 1.000 を上回る複数の解を求め, 項目負荷量 .400 を目安にして各主成分の意味を検討したところ, 対同性と対異性のいずれでも, 5 主成分解が最も明確であり, Buhrmester らの仮定した 5 主成分が現れた。次に, a) 仮定通りに負荷を示さない項目や, b) 複数の主成分に大きな負荷を示す項目を除去して, 再度主成分分析を行い, a) や b) の項目がないことを確認した。その結果を, Table 1 に示す。各主成分への負荷量の絶対値が .400 以上であったこれらの項目をそれぞれの下位尺度項目とし, 構成項目の単純合計得点を項目数で割った値を下位尺度得点とした。参考のため, この主成分分析での代表項目をモデル要素にして再度確認的因子分析を試みたところ, 若干の適合度の増加がみられた (GLS 解—対同性: $GFI = .864$; 対異性: $.828$ / ML 解—対同性: $GFI = .830$; 対異性: $.832$)。

対同性と対異性ともに, 開始, 否定的主張, 情動的支援の 3 領域では, ほとんどの項目が設定通りに採用され, α 係数も十分な値を示した。しかし, 開示とコンフリクト処理では, 採用項目が少なく, α 値も少し低かった。下位尺度得点の平均値の比較をすると ($p < .01$), 対同性では“情動的支援 > コンフリクト処理 > 開始 > 否定的主張 > 開示”, 対異性では“情動的支援 \approx コンフリクト処理 > 開始 > 否定的主張 > 開示”の傾向が認められた。また, 対同性と対異性で対応する領域同士の比較によると, 開始や情動的支援では対同性の場合のほうが有意に高く (それぞれ $p < .001$, $p < .01$), 否定的主張では対異性のほうが有意に高かった ($p < .05$)。

Table 1

対人有能性尺度に関する主成分分析(直接 oblimin 法, $\delta = 0$)の結果:
当該主成分での負荷量^(a)

	対同性	対異性
〔開始: 対同性 $\alpha = .844$, $m = 2.53$, $SD = .54/K-S$ $Z = 3.816$, $p = .001$ 〕		
対異性 $\alpha = .847$, $m = 2.39$, $SD = .55/K-S$ $Z = 4.411$, $p = .001$	< I	< I
1 新しく知り合った人に、一緒に何かしないかと提案する。	.734	.712
6 新しく知り合った人と一緒にできることを見つける。	.728	.616
11 知り合いになりたいと思う人に話しかける。	.799	.715
16 新しく知り合った人が楽しくなるような行動をとってあげる。	.623	.608
21 あなたが知り合いになりたいと思う人に、自己紹介をする。	.776	.720
26 新しく知り合った人に、一緒に何かしないかと、電話をかける。	.579	.568
31 あなたが友だちになりたいと思う人の前で、第一印象をよくしようとする。	.427	.551
36 友だちをつくるために、パーティーや集まりに参加する。	.440	.612
〔否定的主張 ^(b) : 対同性 $\alpha = .769$, $m = 2.16$, $SD = .47/K-S$ $Z = 4.748$, $p = .001$ 〕		
対異性 $\alpha = .796$, $m = 2.22$, $SD = .47/K-S$ $Z = 4.777$, $p = .001$	< II	< II
2 あなたに対する接し方が気に入らないと、相手に告げる。	.586	-.613
7 あなたがやりたくないことをしてほしいと知り合いに頼まれたとき、「いやだ」と断る。	.780	-.758
12 相手の不当な要求を断る。	.748	-.674
17 相手があなたを無視したり思いやりに欠けると、その相手を責める。	.599	-.467
22 相手があなたを困らせることをしていると、その相手に告げる。	.662	-.661
27 相手が約束を破ったときは、その相手を問いつめる。	.508	-.517
32 相手があなたの気持ちを傷つけたと、その相手に告げる。	.485	-.548
37 相手があなたを怒らせることをしたと、その相手に告げる。	***	-.649
〔開示: 対同性 $r = .423$, $m = 1.88$, $SD = .60/K-S$ $Z = 4.420$, $p = .001$ 〕		
対異性 $\alpha = .516$, $m = 1.94$, $SD = .51/K-S$ $Z = 4.356$, $p = .001$	< V	< V
3 知り合ったばかりの人が話をしているときに、あなた自身の内密なことをもらす。	.727	.661
8 新しい友だちを信頼して、あなたの弱いところや傷つきやすいところを見せる。	.512	.579
13 あなたが恥ずかしいと思っている自分に関する部分を、親しい友だちに話す。	***	.559
18 「本当のあなた」を新しい友だちに知ってもらう。	***	***
23 あなたの「外側の殻」を打ち破って、親しい友だちへの信頼を深める。	***	***
28 あなたの心の中の不安や恐れていることを、親しい友だちに話す。	***	***
33 あなたが親しい友だちに感謝して気を配っていることを、その友だちに告げる。	***	***
38 本当にお互いのことを分かり合うために、知り合いと親密に話をする。	***	***

Table 1 のつづき

	対同性	対異性
情動的支援：対同性 $\alpha = .815, m = 2.94, SD = .47/K-S Z = 4.442, p = .001$ 対異性 $\alpha = .832, m = 2.87, SD = .50/K-S Z = 4.009, p = .001$	<III>	<III>
4 親しい友だちが人生の重大な決断(たとえば、職業選択や結婚など)をするのを、 助けてあげる。	.694	.662
9 友だちが何か「うっおんを晴らす」のを、気を使いながら耳を傾ける。	***	***
14 親しい友だちが直面している問題の核心や要点をつかむことができるように、 助けてあげる。	.686	.774
19 親しい友だちが家族や友人関係に関する問題を解決するのを、助けてあげる。	.820	.769
24 友だちが取り乱しているときでも、真剣に耳を傾けてあげる。	.511	.564
29 親しい友だちの気分が沈んでいるとき、言葉をかけたり、何かしてあげたりする。	.604	.593
34 友だちがかかえている問題にあなたが関心がないときでも、本当にその友だちの 立場に立った気づかいを見せる。	.575	***
39 親しい友だちが何か援助を必要としているとき、アドバイスを与えてあげる。	.711	.747
コンフリクト処理：対同性 $\alpha = .586, m = 2.80, SD = .59/K-S Z = 3.988, p = .001$ 対異性 $\alpha = .574, m = 2.80, SD = .49/K-S Z = 4.167, p = .001$	<IV>	<IV>
5 親しい友だちと大きないさかいになり始めたとき、自分のほうが悪かったと認める。	***	***
10 親しい友だちとけんかをしているとき、その友だちに対する不満を心の隅にしまう。	.670	.438
15 親しい友だちと争いになったときでも、その友だちの不満に心から耳を傾けてあげる。	***	***
20 けんかをしているときでも、友だちの立場に立って、その友だちの意見を本当に 理解する。	***	***
25 大きな争いになりそうなことについては、言うことを控える。	.804	.719
30 一方的に友だちを非難せずに、目の前の問題にその友だちと一緒に取り組む。	***	***
35 友だちと考え方が一致しなくても、その友だちが妥当な考え方をしていると認める。	***	.480
40 大きな争いを避けるためには、親しい友だちに対して感情を爆発させない。	.592	.742

{主成分間相関}	—対同性—				—対異性—			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV
II	.133	1.000			II	-.131	1.000	
III	.355	.071	1.000		III	.304	-.117	1.000
IV	-.042	-.194	.052	1.000	IV	-.057	.176	.011
V	.097	.063	.090	-.094	V	.114	-.081	.077

N=242

対同性：初期主成分固有値 ≥ 1.320 ，初期説明率 51.9%；対異性：初期主成分固有値 ≥ 1.401 ，初期説明率 51.5%

(a)：当該主成分以外の負荷量はすべて .400 以下である。

(b)：対異性での負荷量の方向は負であるが、有能性が高いほど得点が高くなるように統一するために、主成分名はこのままにした。

< > 内：出現主成分順

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

② 対人有能性得点間の関係

対同性と対異性それぞれで、対人有能性 5 得点間の相関をみると、同じ傾向が認められた。開始と情動的支援の間で最も高い正の相関値(対同性 $r = .497$ ；対異性 $r = .518$, いずれも $p < .001$)、否定的主張とコンフリクト処理の間で最も高い負の相関値(対同性 $r = -.300$ ；対異性 $r = -.300$, いずれも $p < .001$)が得られた。同一次元ごとに対同性得点と対異性得点間の相関を調べると、いずれの場合も高い正の相関値が得られた($r = .495 \sim .774$, いずれも $p < .001$)。次に対人有能性 10 得点を対象として主成分分析(斜交回転, 直接 *oblimin* 法, $\delta = 0$)を試みた。この結果を Table 2 に示す。対同性 5 得点と対異性 5 得点のまとめりは抽出されなかった。対応する有能性の種類ごとに主成分が形成され、開始と情動的支援は同一の主成分を構成した。

Table 2
対人有能性 10 得点に関する主成分分析：
斜交回転後(直接 *oblimin* 法, $\delta = 0$)のマトリックス
パターン負荷量

		I	II	III	IV
対異性—情動的支援		.923	-.075	.106	-.042
対同性—情動的支援		.895	-.054	.088	-.084
対同性—開始		.616	.144	-.345	.173
対異性—開始		.564	.156	-.371	.239
対同性—コンフリクト処理		-.113	.879	.068	-.038
対異性—コンフリクト処理		.051	.876	.051	-.061
対同性—開示		-.035	-.052	-.866	-.121
対異性—開示		-.030	-.086	-.813	.040
対同性—否定的主張		-.093	-.024	.028	.924
対異性—否定的主張		.042	-.084	.073	.875
{ 主成分間相関 }	II	.041	1.000		
	III	-.273	.114	1.000	
	IV	.211	-.251	-.199	1.000

$N = 242$

初期主成分固有値 ≥ 1.010 , 初期説明率 76.5%

(2) 対人不安の基本的構造

本研究では、同性と異性に対する対人不安が、Leary(1983)の対人不安感尺度を修正して測られた。原尺度の構成に従うと、相互作用不安と聴衆不安の2次元が現れることが期待される。しかし、確証的因子分析によるとそのような傾向がなく(GLS解—対同性： $GFI = .804$ ；対異性： $.814$ /ML解—対同性： $GFI = .764$ ；対異性： $.759$)、さらに主成分分析によってもそれらに該当する主成分も現れなかった。したがって、ここでは、単一次元尺度としての検討を行った。まず、26項目全体を対象に項目—全体得点相関分析を実施したところ、対同性と対異性のいずれでも同一の項目(項目18)の相関値が低かった(.166, .141；他の項目.341, .376以上)。残りの項目で同様な分析を行った。すべての項目の等質性が高いことを示す十分な相関値が得られた(対同性.341～.731, 対異性.374～.828)。 α 係数もきわめて高い値を示した(対同性.927, 対異性.952)。したがって、対同性および対異性のそれぞれで25項目の平均値を尺度得点とした(対同性： $m = 2.31$, $SD = .51$ ；対異性： $m = 2.64$, $SD = .59$)。両得点ともに正規分布を成していると判断できた(それぞれ, $K-SZ = .667$, $p = .765$ ； $K-SZ = .947$, $p = .332$)。また、2つの得点間の相関値は.636($p < .001$)であり、対異性不安のほうが対同性不安よりも有意に高かった($t = 10.70$, $p < .001$ ； $r = .636$, $p < .001$)。

(3) 新性格検査の検討

まず柳井ら(1987)の13個の下位尺度ごとに分析を行った。項目水準での平均値がかなり高かったり、逆にかなり低い項目がみられたので、これらを除き下位尺度ごとに主成分分析を実施した。未回転第1主成分負荷量.400を基準として、すべての構成項目がこの基準を満たすまで主成分分析を繰り返し構成項目を決定した。それを踏まえて、項目—全体得点相関分析を行い、構成の等質性を確認した($p < .01$)。各下位尺度ごとに、構成項目の平均値を求め、それを各下位尺度得点とした。これらの結果のまとめを α 係数とともにTable 3に示す。

Table 3
新性格検査の構成項目と α 係数

下位尺度名	構成項目	α 係数	第 I 主成分 (%)	平均値(SD)
1 社会的外向性	[118,14,1,105,27 * ,66,79,40,92,53]	$\alpha = .845$	42.5%	2.23(.43)
2 神経質	[25,103 * ,129,12,51,38,64,77 * ,116,90]	$\alpha = .834$	40.8%	2.18(.51)
3 劣等感	[102,115,50 * ,24 * ,128,89,11,37 * ,76,63]	$\alpha = .792$	35.4%	2.00(.43)
4 自己顕示性	[8,60,73,99,125,112,86,47,34x,21]	$\alpha = .792<.785>$	38.9%<35.9%>	2.03(.47)
5 攻撃性	[22,87,74,100,113,9,61x,48,126,35 * x]	$\alpha = .740<.726>$	35.8%<30.0%>	2.09(.45)
6 持久性	[57,44,109,96,31,83,5 * ,18,70,122x]	$\alpha = .779<.778>$	37.7%<35.0%>	2.03(.44)
7 活動性	[54,106,41,2,15,93,80,67,119x,28x]	$\alpha = .792<.765>$	41.6%<34.2%>	1.87(.45)
8 進取性	[30,121,4,43,56,17,69,82,108,95]	$\alpha = .767$	32.8%	2.07(.43)
9 抑うつ性	[52,13,130,39,78,26,91,104x,65,117]	$\alpha = .795<.793>$	39.1%<36.2%>	1.95(.49)
10 共感性	[120,29,42,107,3a,81,16x,94 * x,68 * ,55x]	$\alpha = .652<.647>$	37.8%<27.4%>	2.25(.38)
11 非協調性	[127,49,36,62x,114,75,10b,88,23,101]	$\alpha = .593<.632>$	26.7%<23.8%>	1.73(.36)
12 規律性	[110,45,84,6,123x,19,97,58,32,71]	$\alpha = .723<.718>$	31.4%<28.8%>	2.02(.44)
13 虚構性	[7,20b,33x,46 * ,59 * ,72b,85 * ,98b,111 * ,124 *]	$\alpha = .579<.548>$	32.6%<21.4%>	1.54(.39)

N=242

[] 内の数字：新性格検査の原項目番号（柳井・柏木・国生，1987）

*：逆転項目

a：得点平均値 ≥ 2.75 ；b：得点平均値 ≤ 1.25

x：未回転第 I 主成分負荷量.400を基準とした分析で除去された項目

< >内の数字：原尺度項目での値

平均値：構成項目の合計得点を項目数で割った値

このサンプルに特徴的な性格特性を抽出するために、これら 13 得点と尺度中性点(2)との比較を行った。共感性，社会的外向性，神経質，攻撃性，進取性の 5 得点が尺度中性点を有意に上回っていた ($t = 10.27$ ； $t = 8.11$ ； $t = 5.34$ ；それぞれ $p < .001$ ； $t = 3.20$ ， $p < .01$ ； $t = 2.40$ ， $p < .05$)。次に，13 得点の平均値の相互比較を行った。また，共感性，社会的外向性，および神経質の 3 得点は，他の得点よりも少なくとも 5%水準で有意に高かった(ただし，共感性 > 神経質の傾向， $p < .05$)。虚構性を除くと非協調性が最も低かった(すべて $p < .001$)。

次に，性格特性をさらに基本的次元に縮約するために，虚偽性を除く 12 個の下位尺度得点を対象にして，主成分分析を行った。直交 4 主成分解が最も解釈可能であった。この結果を Table 4 に示す。柏木(1997)によると，新性格検査 12 因子は，近年問題とされている Big Five(情緒不安定性，外向性，経験への開放，協調性，勤勉性)と対応している。本結果もこの Big Five を表していると解釈できる。第 I 主成分は“外向性”，第 II 主成分は“情緒不安定性”，第 III 主成分は“勤勉性”，第 IV 主成分は“非協調性”に対応している。なお，共感性が非協調性主成分にも高い負の負荷を示しているが，社会的環境に対する不適

合の背景には他者への共感のなさがあると解釈できる。また、劣等感が外向性主成分に負の負荷をみせたが、自分への自信の高さが環境への積極的関わりりの基底にあると思われる。つまり、Big Fiveのうち経験への開放(進取性が対応)を除く4次元が現れたと判断できる。本研究では、回帰法に基づき4主成分得点を求め、性格特性の4基本的次元得点とした。なお、虚構性得点については、後の分析での統制変量として利用した。

Table 4
新性格検査下位因子に関する主成分分析
(varimax 回転)の結果：主成分負荷量

	I	II	III	IV	h^2
(I. 外向性)					
7 活動性	.750	-.231	.354	.074	.747
4 自己顕示性	.740	.165	-.139	.132	.612
8 進取性	.725	-.044	.060	.145	.552
1 社会的外向性	.675	-.384	.141	-.144	.644
10 共感性	.546	.278	.286	-.512	.719
(II. 情緒不安定性)					
9 抑うつ性	.005	.841	.016	.247	.769
2 神経質	.001	.835	.148	.115	.732
3 劣等感	-.519	.672	-.123	-.135	.754
(III. 勤勉性)					
6 持久性	.101	.015	.833	-.123	.719
12 規律性	.066	.068	.819	.084	.687
(IV. 非協調性)					
11 非協調性	.032	.128	.085	.832	.717
5 攻撃性	.330	.276	-.106	.691	.674
主成分固有値	2.783	2.261	1.670	1.611	8.326

$N=242$

初期主成分固有値 ≥ 1.086 , 初期説明率 69.4%

回答者の性格特性が対人有能性におよぼす影響

対同性一有能性と対異性一有能性が性格特性との結びつきの点でどのような共通性と差異性をもつかを調べるために、性格特性の基本的4次元得点と虚構性を独立変数とし、対同性一有能性5得点および対異性一有能性5得点のそれ

それを従属変数とする重回帰分析を行った。いずれの場合も有意な関連が得られたが、対同性および対異性のいずれでも開始、否定的主張、情動的支援では説明率(R^2)が比較的高かった。これらの結果を Table 5 に示す。

Table 5

性格特性が対人有能性におよぼす影響：重回帰分析の結果—標準化偏回帰係数—

	—対人有能性—				
	開始	否定的主張	開示	情動的支援	コンフリクト処理
〔対同性〕					
外向性	.566a<.569a>	.227a<.236a>	.201b<.197b>	.439a<.438a>	-.214a<-.217a>
情緒不安定性	-.268a<-.265a>	-.230a<-.221a>	.121d<.117d>	-.060<-.060>	.101<.098>
勤勉性	.128c<.125d>	-.093<-.101>	.066<.070>	.186a<.186b>	.078<.081>
非協調性	-.067<-.059>	.361a<.388a>	.052<.042>	-.193b<-.194b>	-.107<-.117d>
虚構性	-.017<-.010>	-.059<-.234a>	.024<-.040>	.002<.061>	.021<.097>
R^2	.413a	.268a	.059c	.268a	.077b
〔対異性〕					
外向性	.575a<.559a>	.234a<.228a>	.244a<.241a>	.408a<.395a>	-.150c<-.138c>
情緒不安定性	-.234a<-.251a>	-.311a<-.316a>	.089<.086>	-.064<-.078>	.082<.094>
勤勉性	.091d<.106d>	-.116c<-.111d>	-.065<-.062>	.180b<.193b>	.059<.048>
非協調性	.129c<.081>	.366a<.350a>	.061<.052>	.016<-.024>	-.194b<-.158c>
虚構性	.105d<.011>	.034<-.135c>	.019<-.069>	.089<.056>	-.079<.027>
R^2	.401a	.288a	.072b	.206a	.060c

$N=242$

< >内：ピアソン相関値

a : $p < .001$; b : $p < .01$; c : $p < .05$; d : $p < .10$

性格の4基本的次元は、5つの有能性領域のいずれかと有意な関連をみせた。対同性と対異性の場合で次のような弁別的結びつきが認められた。a) 開始では、対同性で勤勉性、対異性で非協調性、b) 否定的主張では対異性でのみ勤勉性、c) 情動的支援では対同性でのみ非協調性、d) コンフリクト処理では対異性でのみ非協調性。

対人有能性が対人不安および交友状況におよぼす影響

対人有能性が対人不安におよぼす影響をみるために、対同性と対異性のそれぞれで、有能性5得点と虚構性得点を説明変数とし、対人不安得点を従属変数とする重回帰分析を行った。次に、対同性—有能性と対異性—有能性それぞれが対人不安に影響している程度を比較するために、一連の重回帰分析を実施し

た。a) 対同性一有能性 5 得点と虚構性を説明変数とし、後で対異性一有能性 5 得点を追加、b) 対異性一有能性 5 得点と虚構性を説明変数とし、後に対同性一有能性 5 得点を追加。a) では対異性一有能性独自の説明力(ΔR^2)、b) では対同性一有能性独自の説明力をみることができる。

交友状況に関する 10 変数(対同性：親友数，友人数，親友状態満足感，友人状態満足感；対異性：恋人の有無，親友数，友人数，恋人状態満足感，親友状態満足感，友人状態満足感)を従属変数として同様な分析を行った。

(1) 対人不安

一連の重回帰分析の結果を Table 6 に示す。

Table 6
対人有能性が対人不安におよぼす影響：
重回帰分析の結果—標準化偏回帰係数—

	対同性—不安	対異性—不安
〔A. 対同性〕		
開始	-.428a<-.472a>	-.339a<-.388a>
否定的主張	-.253a<-.332a>	-.234a<-.297a>
開示	.243a<.069>	.221a<.068>
情動的支援	-.139c<-.342a>	-.127c<-.299a>
コンフリクト処理	.013<.093>	.100d<.159c>
虚構性	-.047<.000>	-.149c<-.097>
R^2	.351a	.285a
〔B. 対異性〕		
開始	-.350a<-.425a>	-.492a<-.569a>
否定的主張	-.234a<-.335a>	-.304a<-.417a>
開示	.084<-.103>	.095d<-.143c>
情動的支援	-.083<-.305a>	-.056<-.372a>
コンフリクト処理	.022<.076>	.012<.084>
虚構性	-.018<.000>	-.123c<-.097>
R^2	.245a	.427a
対同性一有能性の ΔR^2	.125a	.060a
対異性一有能性の ΔR^2	.019	.202a

$N=242$

< >内：ピアソン相関値

a : $p < .001$; b : $p < .01$; c : $p < .05$; d : $p < .10$

① 対同性—不安

対同性—有能性 5 得点を説明変数とした分析では、有意な関連が認められた。開始、否定的主張、情動的支援の点で有能であるほど、不安が低くなり、開示有能性が高いほど不安も高くなる傾向があった。標準化偏回帰係数の点からは、開始有能性が最も重要な働きをしているといえる。対異性—有能性 5 得点の場合も有意な関連があったが、対異性—有能性の独自の影響はなく、予想通り、対同性—有能性の独自の影響が認められた。

② 対異性—不安

対異性—有能性 5 得点の分析では、開始有能性と否定的主張有能性が備わっているほど不安を感じない有意な傾向が認められた。また、虚構性も有意な負の規定因であった。対同性—有能性 5 得点での分析も有意であり、対異性と対同性のいずれも有意な独自の影響力を示したが、予測と一致して説明力は対異性—有能性のほうでかなり大きかった。

(2) 交友状況

交友状況に関する測度を従属変数とした一連の重回帰分析の結果を Table 7-a と 7-b に示す。

① 同性交友状況

同性交友状況の量的側面についての分析では、親友数は対同性—有能性や対異性—有能性と有意な関連をみせたが、友人数の場合には有意な傾向はなかった。しかし、親友数では、予測と異なり、対異性—有能性の独自の影響のみが認められた。質的な側面である満足感については、すべての分析で有意な関連が得られた。友人状態満足感では、予測と一致して、対同性—有能性の独自の影響が得られたが、親友状態満足感では、親友数と同様に対異性—有能性の独自の影響のみがあった。

② 異性交友状況

恋人の有無は、予測通り対異性—有能性とのみ有意な関連を示し、対異性—開始有能性の働きが認められた。しかし、恋人状態満足感は、2 種類の対人有能性のいずれとも有意な関連がなかった。親友と友人の量的側面と質的側面のいずれでも、予測と一致して対異性—有能性の独自の影響がみられた。友人状態満足感では対同性—有能性の独自の影響も認められたが、その大きさは対異性—有能性の独自の影響に比べ小さかった。親友数と友人数では、対異性—開始有能性と対異性—情動的支援有能性が有意な規定因であり、親友状態満足感と友人満足感では対異性—情動的支援の重要な役割が認められた。

Table 7-a
対人有能性が同性交友状況におよぼす影響：
重回帰分析の結果—標準化偏回帰係数—

	—同性—			
	〔人数〕		〔満足感〕	
	親友(P)	友人(Q)	親友	友人
〔A. 対同性〕				
開始	.209b	.114	.103	.153c
否定的主張	-.067	-.122	.024	-.021
開示	.062	.005	.006	-.120d
情動的支援	.035	.041	.174c	-.039
コンフリクト処理	-.029	.001	-.091	.072
虚構性	.080	.065	.042	.285a
<i>R</i> ²	.072b	.036	.076b	.118a
〔B. 対異性〕				
開始	.063	-.057	.034	.009
否定的主張	.059	-.061	.084	.053
開示	.134c	.047	.026	.070
情動的支援	.180c	.149	.228b	-.026
コンフリクト処理	-.001	-.054	-.137c	.064
虚構性	.097	.083	.041	.310a
<i>R</i> ²	.101a	.029	.108a	.098a
対同性—有能性の ΔR^2	.027	.034	.012	.046c
対異性—有能性の ΔR^2	.056c	.027	.044c	.025

N = 242

(P) : 5人以上を5とカテゴリー化 ; (Q) : 25人以上を25とカテゴリー化
a : $p < .001$; b : $p < .01$; c : $p < .05$; d : $p < .10$

Table 7-b
対人有能性が異性交友状況におよぼす影響：
重回帰分析の結果—標準化偏回帰係数—

	—異性—					
	〔人数〕			〔満足感〕		
	恋人(p)	親友(q)	友人(r)	恋人	親友	友人
〔A. 対同性〕						
開始	.092	.229b	.297a	.000	.050	.166c
否定的主張	.069	.081	.028	.095	.126d	-.009
開示	-.038	-.018	-.095	-.011	-.057	-.122d
情動的支援	.086	.159c	.207b	.039	.152c	.062
コンフリクト処理	-.034	-.003	-.052	-.071	-.058	-.014
虚構性	.016	.013	-.007	.098	.081	.108d
<i>R</i> ²	.033	.128a	.189a	.025	.064c	.054c
〔B. 対異性〕						
開始	.260a	.193b	.237a	.140	.107	.144d
否定的主張	.031	.095	.046	.009	.035	-.003
開示	-.025	.054	.045	-.031	.035	.078
情動的支援	.058	.224b	.272a	.051	.192b	.174c
コンフリクト処理	-.077	.004	-.011	-.109	-.090	.056
虚構性	.001	.003	-.013	.070	.054	.108d
<i>R</i> ²	.095a	.177a	.225a	.044	.095a	.111a
対同性—有能性の ΔR^2	.025	.006	.022	.025	.029	.043c
対異性—有能性の ΔR^2	.086a	.055b	.059b	.045d	.061b	.100a

N = 242

(p) : 恋人がいる者を1, 恋人がいない者を0とカテゴリー化

(q) : 3人以上を3とカテゴリー化; (r) : 10人以上を10とカテゴリー化

a : $p < .001$; b : $p < .01$; c : $p < .05$; d : $p < .10$

IV. 考察

本研究の主目的は、Buhrmesterら(1988)の対人有能性尺度を用いて対同性—有能性と対異性—有能性の弁別性を検討することであった。確証的因子分析ではBuhrmesterらによる5次元性の仮定を支持するには至らなかった(なお、彼らの分析でもML解の適合度が低い)。しかし、主成分分析によって、開示とコンフリクト処理の構成項目が少数となったが、対同性および対異性ともに原

尺度通りの5次元性が得られた。したがって、構成項目に若干の対同性と対異性の差があるものの、対人有能性5次元の仮定は、おおむね支持されたと判断できる。先述した和田(1991)の研究では、3因子が抽出されているが、次の理由によるだろう。a) 対同性と対異性の有能性の弁別的区別をすることを目的としていない、b) 5次元性の確認というよりも探索的に因子分析を利用している。

ところで、対人有能性10得点を対象とした主成分分析では、対応する有能性の種類ごとに主成分が形成され、開始と情動的支援は同一の主成分を構成した。堀毛(1994)は、異性に対して発揮される技能を下位技能として位置づけている。しかし、本研究の結果は、対同性と対異性で別々の技能が形成されるわけではなく、有能性の各基本領域で対同性と対異性の分化が生起することを示唆している。

Buhrmesterら(1988)は領域間の比較を行っていないが、彼らの表をみる限りでは、相互作用相手の性別を問わず情動的支援が最も高い点は本研究と共通であるが、否定的主張や開示が最も低いわけではない。また、彼らの研究では、情動的支援を除く4領域で対異性よりも対同性の有能性が高い傾向がみられ、本結果と異なっている。長田(1994)によれば、現代青年は、いわゆるギャング・エイジの様相が変化したために、対人技能の習得が不十分となり、仲間との間に適度な距離をおくことによって表面的には円滑な対人関係を維持することになる。否定的主張や開示という点での有能性は、表面的な関係を志向する上では必要でないのだろう。同一領域間での相互作用相手の性別による差は、先述した交友状況に関する日米差と関係があるかもしれない。米国に比べて異性との交友があまり活発でない我が国では(総理府青少年対策本部, 1994; 日本青少年研究所, 1997)、対同性関係を始める技能は育まれるが、関係崩壊の危険につながる否定的主張は逆に抑制されているのだろう。

もしも、対同性一有能性と対異性一有能性が異なって形成されているならば、この2つは他の測度との弁別的関連を示すはずである。本研究では、性格特性、対人不安、および交友状況との関連が検討された。

まず、性格特性との結びつきについて考察する。対人有能性と性格特性との全体的関連では、弁別的特徴はみられず、対同性および対異性のいずれでも開始、否定的主張、情動的支援で強い関連が認められた。これは、2種類の有能性が別個に形成されるのではなく、先行する同性関係の中で培われた対同性一有能性から分化しながら対異性一有能性が育まれることを示唆している。し

かし、性格特性の4基本的次元と5つの有能性領域の関連をみると、対同性と対異性の場合で弁別的関連が見出された。

開始領域の場合、対同性では勤勉性、対異性で非協調性が独自の規定因であった。つまり、同性の友だちをつくる能力は本人の持続的努力によっているが、異性の友だちの獲得は、周囲との不適合を伴う可能性があるために非協調的性格が促進的働きをするのかもしれない。否定的主張については、対異性で勤勉性が独自の規定因となっており、持続的努力傾向が関係の中で否定的主張を行うことを抑制している。情動的支援では、対同性で非協調性が独自の規定因であり、周囲と適合的關係を維持する傾向が心の支えになる能力を育てている。コンフリクト処理では、対異性で非協調性が独自の規定因となっており、周囲への適合的關係をつくる傾向がいさかいの処理を曖昧にするといえる。このように、勤勉性と非協調性が弁別的関連をみせた。

次に、対人不安との関連をみよう。全体的な関連をみると、対同性—不安は対同性—有能性と、対異性—不安は対異性—有能性とそれぞれ強い弁別的關係を示し、予測1-a、1-bともに支持された。ところで、対同性—開示有能性が対人不安の有意な正の規定因になっているが、同性に対して内面を表出できることが対人不安を喚起することになる。これは、先述した青年の表面的關係志向性と関係があるだろう(長田, 1994)。つまり、内面の開示は、關係親密化の可能性とともに關係崩壊の危険も孕むからである。

最後に、交友状況との関連を検討する。同性の交友状況に関する予測2-aは、友人満足感でのみ支持された。親友数や親友満足感では対異性—有能性のほうが独自の影響をみせ、予測と逆になった。ところが、異性の交友状況ではすべての測度で予測2-bを支持する傾向が得られた。同性の親友については、個々の説明変数の水準でみると、対異性—開示や対異性—情動的支援が同性の親友人数の有意な規定因となっていることから、本来は異性との關係の維持・発展に発揮される技能が同性の親密な關係の形成に役立っていることになる。対同性—有能性は、親密な關係の維持・発展よりも表面的關係の維持のための道具として機能しているのかもしれない。対照的に、対異性—有能性は、もともと対異性關係の形成・維持・発展のために育まれるが、相互作用相手の性別を問わず關係の親密化自体の促進子となると思われる。この解釈は、同性の友人に関する満足感で予測が支持されたことと一致している。

ところで、対人不安と交友状況で見出された傾向は、次のように言い直すことができる。対人有能性と対人不安という認知水準の關係では、相互作用相手

の性別による弁別的関連が明確となる。ところが、認知水準(対人有能性)と行動水準(交友の量的側面)ではそのような区別が希薄になる。後者については、とくに友人と親友という関係の親密水準の違いを軸にしながら、今後も検討する必要があるだろう。

本研究で見出された種々の傾向に基づくと、本研究の主目的である相互作用相手の性別に応じた2種類の対人有能性が存在しているという仮定はおおむね妥当であると判断できる。しかしながら、本研究の抱えるいくつかの問題点も指摘できる。

まず、本研究では被験者を女性に限定した。先述した異性不安研究では(富重, 1993)、男性特有の問題として研究される場合が多い。たとえば、Twentymanら(1981)のSHIはもともと男性用である。異性不安の男女差が質的側面や量的側面で存在しているかについて先行研究でも未検討であり、男子被験者を含めた研究も重要といえる。

次に、対人有能性の基本領域についての問題を指摘できる。Buhrmesterら(1988)の5次元性が確認されたものの、探索的に得られた結果であり、開示やコンフリクト処理では構成項目数や信頼性の点で十分とはいえなかった。したがって、5次元性自体の検討を今後もさらに行うべきであろう。さらに、対同性と対異性での5次元領域は別々に形成されるのではなく、各領域の中で相互作用相手の性別による分化が生じると判断した。前青年期から青年期前期にある被験者も含めた発達の比較によって、2種類の有能性の分化がどのように生じるかを精緻に検討すべきであろう。

ところで、本研究では、自己報告測度が用いられた。Farrell, Mariotto, & Conger(1979)は、自己報告測度以外に異性に対する役割演技状況を設定した。そこでの遂行の自己評定や他者評定から、技能査定仕方によって対異性一技能や対異性一不安の水準が異なり、二者の関係の大きさも変化することが見出された。したがって、相互作用相手の性別による対人有能性の分化の問題も種々の測定仕方を用いて検討する必要がある。

最後に、青年の表面的関係志向性(長田, 1994)に関連した問題を指摘できる。本研究では、交友状況を人数と満足感という点から捉えた。さらに、友人や親友などの定義は被験者本人に委ねた。どのような関係が営まれているのかをもっと系統的に測定することにより、本研究で解釈として試みたような対人有能性と表面的関係志向性の問題を関連づけていくべきであろう。

〈付記〉

- (1) 本研究は、浅野浩一、伊藤啓介、伊藤尚子(旧姓：神谷)、渡邊美穂子(社会学科・社会心理学コース平成7年度卒業)が第1著者の指導の下で取り組んだ卒業研究データに由来する。彼らが整理した分析に基づき、第1著者が再分析・再整理した。
- (2) 確証的因子分析のために、SPSS6.1.3J for Windows上でLISREL 7 (Jöreskog & Sörnbom, 1988)を利用した。
- (3) E-Mail: moroi@ms.ipc.shizuoka.ac.jp

V. 引用文献

- 相川 充 1997 対人関係能力の向上への手立て 長田雅喜企画「誌上シンポジウム対人関係能力の低下と現代社会」名古屋大学教育学部紀要(心理学), 44, 17-24.
- Buhrmester, D., Furman, W., Wittenberg, M.T., & Reis, T.H. 1988 Five domains of interpersonal competence in peer relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 55, 991-1008.
- Farrell, A.D., Mariotto, M.J., & Conger, A.J. 1979 Self-ratings and judges' ratings of heterosexual social anxiety and skill: A generalizability study. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 47, 164-175.
- Havighurst, R.J. 1953 *Human development and education*. New York: Longmans, Green & Co., Inc. 荘司雅子(監訳) 1995 人間の発達課題と教育 玉川大学出版部
- 榎野 潤 1988 社会的技能研究の統合的アプローチ(1)—SSIの信頼性と妥当性の検討— 人間科学(関西大学大学院社会学研究科院生協議会), 31, 1-16.
- 堀毛一也 1990 社会的スキルの習得 斎藤耕二・菊池章夫(編) 社会化の心理学ハンドブック—人間形成と社会と文化— 川島書店 Pp. 79-100.
- 堀毛一也 1994 恋愛関係の発展・崩壊と社会的スキル 実験社会心理学研究, 34, 116-128.
- Jöreskog, K.G. & Sörnbom, D. 1988 *LISREL 7: A guide to the program and applications. 2nd edition*. Chicago: SPSS Inc.
- 柏木繁男 1997 性格の評価と表現—特性5因子論からのアプローチ— 有斐閣
- 加藤隆勝 1987 青年期の意識構造—その変容と多様化— 誠信書房

- Leary, M.R. 1983a *Understanding social anxiety : Social, personality, and clinical perspectives*. Sage. 生和秀敏(監訳) 1990 対人不安 北大路書房
- Leary, M.R. 1983b Social anxiousness : The construct and its measurement. *Journal of Personality Assessment*, 47, 66-75.
- Levenson, R.W., & Gottman, J.M. 1978 Toward the assessment of social competence. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 46, 453-462.
- 日本青少年研究所 1997 ポケベル等通信媒体調査一日・米・中国高校生比較一報告書 財団法人 日本青少年研究所
- 長田雅喜 1994 仲間・家族と現代青年 久世敏雄(編) 現代青年の心理と病理 福村出版 Pp. 111-123.
- 斎藤和志・中村雅彦 1987 対人的志向性尺度作成の試み 名古屋大学教育学部紀要(教育心理学科), 34, 97-109.
- 総務庁青少年対策本部(編) 1994 世界の青年との比較からみた日本の青年一第5回世界青年意識調査報告書一 大蔵省印刷局
- 富重健一 1993 青年期における「異性不安」研究の現状と今後の課題, 東京大学教育学部紀要, 33, 97-105.
- Twentyman, C., Boland, T., & McFall, R.M. 1981 Heterosocial avoidance in college males : Four studies. *Behavior Modification*, 5, 523-552.
- 和田 実 1991 対人的有能性に関する研究—ノンバーバルスキル尺度およびソーシャルスキル尺度の作成— 実験社会心理学研究, 31, 49-59.
- Williams, C.L., & Ciminero, A.R. 1978 Development and validation of a heterosocial skills inventory : The survey of heterosexual interactions for females. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 46, 1547-1548.
- 柳井晴夫・柏木繁男・国生理枝子 1987 プロマックス回転法による新性格検査の作成について(Ⅰ) 心理学研究, 58, 158-165.

Appendix 1
対人不安尺度項目—対同性版^(a)—

[相互作用不安]

- 1 私は、同性同士のちょっとした集まりでも、しばしば神経質な気持ちになる。
- 3 私は、自分が知らない同性の人たちの中にいると、たいてい不快な気持ちになる。
- 4 私は、同性の仲間に話しかけると、たいてい気楽な気分である。
- 6 私は、同性の目上の人に話しかけなければならないとき、神経質になる。
- 8 私は、同性同士の集まりに出ると、しばしば不安で不快な気持ちになる。
- 10 私は、同性の人とのつきあいではおそらく内気にならない。
- 12 私は、自分がほとんど知らない同性の人たちに話しかけると、緊張する。
- 13 私は、就職面接で試験官が同性だと神経質になるだろう。
- 15 私は、同性の人といっしょにいるとき、もっと自信がもてるとよいのと思う。
- 17 私は、同性の人といっしょにいるとき、めったに不安な気持ちにならない。
- 19 私は、一般的には、同性の人たちの前では内気な人間である。
- 21 私は、同性の仲間に話しかけると、しばしば神経質な気持ちになる。
- 22 私は、自分がほとんど知らない同性の人に電話をかけるとき、しばしば神経質な気持ちになる。
- 24 私は、権威ある立場の同性の人に話しかけると、神経質になる。
- 26 私は、自分と違うタイプの同性の人たちがまわりにも、たいてい楽な気持ちになる。

[聴衆不安]

- 2 私は、同性の人たちの前で何か話すとき、たいてい神経質になる。
- 5 私は、大ぜいの同性の人たちの前で楽しんで何か話すことができる。
- 7 私は、同性の人たちの前に立たなければならないとき、あがってしまいがちになる。
- 9 私は、大ぜいの同性の聞き手を前にすると、ふるえてしまうだろう。
- 11 私は、同性の人たちの前で何か話したり何かしなければならぬとき、不安で落ち着きがなくなるだろう。
- 14 私は、同性の人がビデオカメラで自分を撮影していると分かったら、おどおどして緊張した気持ちになるだろう。
- 16 大ぜいの同性の人たちの前で何か話すとき、私の考えがまとまらなくなる。
- 18 私は、あらかじめ話の内容を決めておくと、同性の人たちの前で話すことが気にならない。
- 20 私は、同性の人たちの前で何か話すとき、あまり神経質にならなければよいのと思う。
- 23 私は、同性の人たちの前で何か話すとき、自分が笑いや者にならないか心配になる。
- 25 私は、同性の人たちの前で何か発表をしなくてはならないとき、神経質になる。

(a): 対異性版では、たとえば、項目1は、“私は、異性の人が多い集まりでは、しばしば神経質な気持ちになる。”と表現されている。