〔原 著〕

大学生における孤独感と原因帰属¹⁾

諸 井 克 英

静岡大学

Loneliness and causal attributions in university students

KATSUhide MOROI (*Shizuoka University*)

This study examined (a) the factor structure of causal attributions for loneliness and (b) the relationship between loneliness and causal attributions. Five scales were administered to undergraduate students ($N=575$). The scales were two versions of UCLA Loneliness Scale (short-term loneliness and long-term loneliness), two kinds of scales of causal attributions for loneliness (checklist of the causes of loneliness and Russell (1982)'s Causal Dimension Scale), and Self-Esteem Scale. Two versions of UCLA Loneliness Scale were completed by different criteria ("for the past two weeks" versus "for the past one year").

The results are as follows.

- 1) Loneliness scores were higher in males than in females.
- 2) The factor analysis of the checklist of the causes of loneliness produced eight factors in males, while eleven factors in females. The factor analyses of the Causal Dimension Scale identified three factors, labeled locus of causality, stability, and controllability.
- 3) According to the results of multiple regression analyses and discriminant analyses, loneliness for males were precipitated by internal and stable attributions, while for females, only stable attributions were predictive of loneliness. Furthermore, the relationship attributions which cannot be classified by Weiner (1986)'s model, were associated with loneliness.

Key words: loneliness, causal attributions, UCLA Loneliness Scale, Causal Dimension Scale, chronic loneliness.

問 題

Weiner らは達成領域における帰属理論の枠組を発展させたが (Weiner, 1986), Peplau, Russell, & Heim (1979) は、親和領域の問題である孤独感に関する原因帰属過程へのこの枠組の適用を示唆した。つまり、孤独感に関する原因帰属においても、a) 原因の所在 (locus of causality), 安定性 (stability), 統制可能性 (controllability) の基本的 3 次元が存在する, b) 原因帰属が仮説検証行動を伴う, c) 原因帰属の方向が、期待や感情 (とくに、うつ感情) と関わりをもつ、ことを指摘した。さ

らに、彼らによれば、孤独への対処が原因帰属によって仲介される。つまり、内的で不安定な原因への帰属は積極的対処を喚起し、安定した原因への帰属は消極的対処を生じる。したがって、孤独感の原因帰属に関する研究は、親和領域における帰属理論の精緻化とともに、孤独者の救済への臨床的方法の探索にも貢献するという点で重要である。

達成領域での原因帰属を中心として、基本的な原因帰属次元に関する探索的研究が試みられているが (Weiner, 1986, 参照), 孤独感の原因帰属次元についても、因子分析あるいは多次元尺度解析を用いて探索され

1) 本論文における調査は、筆者の指導の下で、渡邊ひとみ嬢および佐野哲也君 (社会学科昭和63年度卒業) が卒業論文研究のために計画・実施した。なお、調査実施の際には、名古屋大学教養部鈴木正彌教授、三重大学教育学部吉田俊和助教授、名城大学教職課程部伊藤康児助教授および榎本博明助教授に御協力を頂いた。

ている。因子分析を用いた研究では、4因子から6因子の帰属因子が得られ(大学生：工藤・西川・熊取谷, 1985；広沢, 1986；中村, 1986；一般人：工藤ら, 1985), 対人的消極性, 環境の排他性, 接触機会の一時的欠如などに関する帰属因子が現われた。一方, Michela, Peplau, & Weeks (1982) は, 多次元尺度解析によって, 孤独感の原因が原因の所在と安定性の2次元から成ることを見出した。

これらの研究では, a) 被験者自身の孤独感についての原因の帰属 (広沢, 1986), b) 呈示された刺激人物の孤独感についての原因の帰属 (Michela *et al.*, 1982), という2通りの方法が用いられている。中村 (1986) は, この自己帰属と他者帰属を比較したが, 同一の帰属因子を得た。ただし, 工藤ら (1985) の研究では, 自己, 他者, いずれの孤独感についての帰属が曖昧といえる。もちろん, 他者帰属を用いた原因帰属次元の探索も, 特定の帰属がその孤独者に対する非難や拒絶を導くという知見 (Berke & Peplau, 1976; Wimer & Peplau, 1978, cited in Peplau *et al.*, 1979) によって示されるように, 孤独者の対人的環境の改善という点で重要といえる。しかし, 自己帰属と他者帰属の明確な区別は得られた次元の意義づけの際に重要であり, 本研究では自己帰属を対象とする。

ところで, これらの研究で用いられている13項目から21項目の原因は, 孤独感の原因に関する自由記述調査に基づいているが, 内容的に多様といえない。Anderson (1983) によれば, 人々は当該の状況に適切な原因候補を発生させる。したがって, 研究の探索的段階では, 孤独者がおかれている状況の多様性のため原因も多様であると考えたほうが無難である。このことは, 次元推定の際の曖昧さを排除するうえで重要であろう。たとえば, 中村 (1986) は, 第1因子を努力の欠如因子と命名し, 内的で不安定であると解釈したが, 代表項目の内容をみると内的で安定した社会的技能因子を表わしているとも考えられる。Michela *et al.* (1982) の研究においても, 安定した原因と考えられる内気さや知識の欠如が努力の欠如に近接した位置を占めている。したがって, 孤独感の原因帰属次元を探索するためには, もっと多様な原因項目を用いる必要がある。

Anderson (1983) は, 大学生にさまざまな状況での原因に関して次元評定をさせ, 特定の原因の帰属次元上の位置が状況 (対人的, 非対人的) や結果 (成功, 失敗) によって変化することを見出した。これは, 原因帰属研究にとって重要な問題を提起している。原因帰属研究では, a) 当該の出来事の原因を被験者に自由記述させ, 研

究者が仮定した次元に沿って分類する方法, b) 予め研究者によって原因次元上の位置が仮定された原因項目について, 当該の出来事の原因としての適切性を評定させる方法, のいずれかがふつう用いられている。先述したような原因帰属次元の探索的研究においても, 次元の解釈は研究者に依存している。つまり, 被験者の反応の原因帰属次元への研究者による変換は, 原因次元の不適切な推定をもたらす危険を伴う。Russell (1982) は, これを帰属研究者の基本的誤謬と呼び, 当該の出来事の原因をWeinerの提起した基本的3次元上 (原因の所在, 安定性, 統制可能性) で査定する原因次元尺度 (Causal Dimension Scale, 以下CDSと略す) を開発した。CDSの妥当性は, Russell (1982) をはじめとし, さまざまな達成領域において検討されている。Russell (1982) の考えを支持して, 自由記述の研究者による分類とCDS評定との間の対応関係が希薄であることが見出されている (卓球の試合: McAuley & Gross, 1983; スカッシュテニス: Mark, Mutrie, Brooks, & Harris, 1984)。また, Russell, McAuley, & Tarico (1987) は, 自由記述, 原因リスト評定, CDS評定を用いて, 大学生の試験の結果と感情的反応との関係を検討し, CDSの相対的妥当性を認めている。しかしながら, 親和領域への適用は今のところ見当たらない。

本研究では, 孤独感の原因帰属に関する基本的次元について, 自由記述調査に基づいて選定された多様な原因を含む原因帰属項目リスト, およびRussell (1982) のCDSを用いて検討し, それぞれの方法で得られた次元を比較する。これを本研究の第1の目的とする。

ところで, 先行研究においては, 孤独感の強さと原因帰属との関連も検討されている。Cutrona (1982) は, 大学新生で1年を通じて孤独であった者が, 孤独感の原因を自分自身の持続的特性に帰属することを見出した。工藤ら (1985) は, 高孤独者が外的原因, 低孤独者が内的原因に帰属する傾向を認め, 行為者一観察者の観点の相違によって解釈している。中村 (1986) は, 孤独感に関する自己帰属と他者帰属とを比較することによって, 自我防衛仮説と一貫性仮説とを検討し, 孤独者の自我防衛的傾向を認めている。本研究では, 上述した2通りの方法で得られた孤独感に関する原因帰属の基本的次元と孤独感の強さとの関連を検討する。これを本研究の第2の目的とする。

Russell & McAuley (1986) は, 達成場面での成功・失敗を大学生に想像させ, 具体的な対象への帰属(A)と抽象的次元での帰属(B)を区別し, それらと感情的反応(C)との関係に関する次の3つのモデルを検討した。a) 帰属—

感情スクリプトモデル：AはBとCとの予測子となるが、BとCとの間に因果的關係はない、b)原因次元仲介モデル：BがAとCとの関係の仲介子として機能する、c)帰属次元加算モデル：AとBはCに独立に影響する。コモナリティ分析によって、具体的な対象への帰属と抽象的次元での帰属が独立に感情的反応に寄与していることが見出された。本研究では、第3の研究目的として、具体的な対象への帰属および抽象的次元での帰属と孤独感の強さとの関係を検討する。

また、本研究の付加的な目的として、先行研究と同様に(諸井, 1989 a, 1989 b), Russell, Peplau, & Cutrona (1980)の改訂 UCLA 孤独感尺度項目を2つの基準で評定させ、孤独感と原因帰属との関係を孤独感の時間的範囲を含めて検討する。さらに、孤独感と自尊心が負の関係にあるのに、女子に比べ男子では孤独感とともに自尊心も高い、という矛盾した傾向(諸井, 1985, 1987, 1989 b)についても、再検討する。

方 法

被験者および質問紙の実施

国立大学3校、私立大学1校の教養部で“心理学”を受講している1, 2年生を調査対象とした。質問紙は、1987年12月上旬から1988年1月上旬にかけて、“青年の行動・意識”調査の名目で実施された。

記入もれのあった者、年齢が25歳以上の者、後述する孤独感の原因帰属に関する評定項目に回答しなかった者を除き、575名(男子369名、女子206名)を分析対象とした。分析対象者の年齢の中央値は、19.14歳(男子：19.21歳、18~24歳；女子：19.03歳、18~22歳)であった。

質問紙の構成

質問紙は、回答者の基本的属性に加え、孤独感尺度、原因帰属項目、原因次元尺度、および自尊心尺度から構成されている。

1) 孤独感尺度：諸井(1989 a, 1989 b)と同様に、Russell *et al.* (1980)によって作成された改訂 UCLA 孤独感尺度の20項目を次の2基準で評定させた。まず、“ここ2週間の状態”という基準で20項目それぞれについて“たびたび感じる”から“けっして感じない”の4点尺度で評定させた。次に、“この1年間の状態”という基準で同様に評定させた。前者を短期的孤独感尺度、後者を長期的孤独感尺度と呼ぶ。なお、孤独感が強いほど高得点になるようにした(1点から4点)。

2) 原因帰属項目：孤独感の原因帰属に関する項目を

収集するために自由記述調査を実施した。対象は、国立大学の教養部および専門学校で“心理学”を受講している1, 2年生である(国立大学：257名、1986年1月下旬および10月中旬実施；専門学校：92名、1986年9月中旬)。ただし、本調査の被験者とは異なる。この調査では、自分の生活をふりかえらせて、自分の孤独感の原因を、3つ以上挙げさせた。この調査から得られた自由記述回答を、Weinerの基本的3次元(原因の所在、安定性、統制可能性)に加え、“対人関係の原因-非対人関係的原因”の軸も含めて整理した。多様な原因が得られたが、出現頻度と原因内容とを考慮して項目を作成した。これらに、先行研究で用いられている項目を加え、合計76項目の原因帰属項目を作成した(Appendix 1)。

これらの項目それぞれに対して、被験者自身が孤独を感じる原因としてあてはまる程度を、“かなりあてはまる(5点)”から“ほとんどあてはまらない(1点)”の5点尺度で評定させた。なお、孤独をまったく感じたことがない者(17名)には回答を求めなかった。

3) 原因次元尺度：孤独感の原因をRussell (1982)の原因次元尺度を用いて評定させた(Appendix 2)。被験者が孤独を感じる原因を全体として考えさせ、その特徴を9個の両極尺度上で評定させた。2)と同様に、孤独をまったく感じたことがない者(17名)には回答を求めなかった。安定性下位尺度項目(項目3, 6, 9)は安定的、原因の所在下位尺度項目(項目1, 4, 7)は内的、統制可能性下位尺度項目(項目2, 5, 8)は統制可能であるほど、それぞれ高得点になるようにした(1点から5点)。

ところで、Russell (1982)の方法では、当該の出来事の原因を自由に挙げさせ、その原因について3次元評定をさせる。本研究では、原因帰属項目の評定をさせるため、孤独感の原因を全体として考えさせた。

4) 自尊心尺度：Rosenberg (1979)の自尊心尺度(10項目)を用い、各項目が自分自身にあてはまる程度を“かなりあてはまる”から“ほとんどあてはまらない”の5点尺度で評定させた。自尊心が高いほど高得点になるようにした(1点から5点)。

なお、項目の順序効果をなくすために項目順序の異なるタイプの尺度を用いた。1)および4)の尺度では4タイプ、2)の尺度では8タイプ、3)の尺度では6タイプである。ただし、孤独感尺度では2基準の評定でタイプが異なるようにした。

結 果

孤独感と自尊心

575名を対象として、両孤独感尺度および自尊心尺度の内的整合性を検討した。

1) 孤独感尺度：2つの孤独感尺度それぞれでGP分析を行ったところ、すべての項目において0.1%水準で有意差が認められ、2つの尺度での20項目はいずれも高い弁別性をもつといえた。20項目での α 係数も短期的孤独感尺度で.902(男子.896, 女子.907)、長期的孤独感尺度で.924(男子.921, 女子.927)と十分に高かった。したがって、2つの基準で評定させた孤独感尺度それぞれの20項目の合計得点を、短期的孤独感得点および長期的孤独感得点とした。

2つの得点の性差を検討したところ、いずれも男子のほうが女子よりも有意に高い傾向が見出された(短期的孤独感—男子： $\bar{X}=40.07$, $SD=8.76$; 女子： $\bar{X}=37.42$, $SD=8.60$; $t_{(573)}=3.50$, $p<.001$ /長期的孤独感—男子： $\bar{X}=39.93$, $SD=9.58$; 女子： $\bar{X}=37.61$, $SD=9.25$; $t_{(573)}=2.82$, $p<.01$)。また、男女ともに、両孤独感の間には高い正の相関が認められたが(男子.874, 女子.873, いずれも $p<.001$)、得点差はなかった(対応のある t 検定; 男子： $t_{(368)}=0.59$, $ns.$; 女子： $t_{(205)}=0.60$, $ns.$)。

2) 自尊心尺度：GP分析の結果、すべての項目で0.1%水準で有意差が認められた。10項目での α 係数も.822(男子.826, 女子.820)と十分に高かった。10項目の合計得点を自尊心得点とした。得点の性差をみると、男子のほうが女子よりも高かったが、有意でなかった(男子： $\bar{X}=31.14$, $SD=6.62$; 女子： $\bar{X}=30.26$, $SD=6.46$, $t_{(573)}=1.55$, $ns.$)。

なお、孤独感と自尊心との相関をみたところ、男女ともに、短期的および長期的孤独感いずれにおいても自尊心との間に有意な負の相関があった(男子：短期的孤独感 $-.504$, 長期的孤独感 $-.500$; 女子：それぞれ, $-.492$, $-.484$, いずれも $p<.001$)。

孤独感に関する原因帰属の因子的構造

1. 原因帰属項目に関する因子分析

孤独感に関する原因帰属の因子的構造を明らかにするために因子分析を行った。76項目を対象として因子分析(主因子法)による予備的検討を行ったところ、因子構造に性差が認められた。さらに、項目の平均評定値にも性差が多く検出された(46項目)。したがって、次の手順で男女別に因子分析を行った。まず、平均評定値が2点

を下回る項目および4点を上回る項目を除外した(基準： $p<.05$; 男子：2点以下13項目; 女子2点以下4項目, いずれも4点以上なし)。残りの項目(男子63項目, 女子72項目)を対象に因子分析(主因子法, 直交回転)を行ったが、その際、固有値の変化の推移および各因子次元の解釈可能性を考慮して抽出因子数を決めた。その結果、男子では、8因子解(固有値 ≥ 1.24 , 説明率55.5%), 女子では11因子解を(固有値 ≥ 1.46 , 説明率55.1%), それぞれ採用した。次に、a)直交回転後の因子負荷量の絶対値が.400以上であること, b)重複してa)のことが複数の因子次元に生じていないこと, を基準として各因子次元の代表項目を選択した。これらの代表項目の単純合計得点を各原因帰属因子得点としたが、それぞれで内的整合性を α 係数によって確認した。これらの結果をTable 1に示す。斜交解も検討したがほとんど同じ結果をもたらした。

1) 男子：第I因子および第VII因子は、自己の対人行動の消極的傾向に関する原因であり、前者は“対人的消極性”, 後者は“対人的自信の欠如”と命名した。その他、自己内部の原因として、第III因子, 第IV因子, 第V因子が現われた。第III因子は、自己の劣等性やそれに伴う不安を示しているため、“自己に対する不安・劣等性”と命名した。第IV因子は、社会的孤立を志向したり肯定する考えを示しているため、“孤立志向”と命名した。第V因子は、没頭できるものがないことを示しており、“達成感の欠如”と命名した。第VI因子や第VIII因子は、状況に関する原因であり、それぞれ、“忙しさ”, “一時的孤立”と命名した。第II因子は、自己の抱える対人的問題や自己と対人的環境との不調和を示す原因であり、“対人関係の不全”と命名した。これらの原因帰属因子得点の相互相関は.137から.655であった。

2) 女子：第I因子は、自己の対人行動の消極的傾向と自己の劣等性やそれに伴う不安を示しており、“自己の劣等性・対人的消極性”と命名した。その他、自己内部の原因として、持続的な傾向を示すと考えられる因子と、一過的な傾向を示す因子とが現われた。前者に該当する因子は、第V因子, 第VIII因子, 第XI因子であり、それぞれ、“達成感の欠如”, “存在不安”, “自己中心性”と命名した。後者に該当する第IX因子は、“感傷的気分”と命名した。第VI因子と第VII因子は、状況に関する因子であり、それぞれ“孤立場面”, “一時的孤立”と命名した。第II因子および第X因子は、自己の抱える対人的問題を示す因子であり、友だちとの関係における不全を示す因子と、家族との関係に関する不全を示す因子である。したがって、それぞれ“対人関係の不全”, “家族関係の不全”と

Table 1 原因帰属項目に関する因子分析の結果（主因子法，直交回転）

【男子：N=369】	
《第Ⅰ因子：対人的消極性 $\alpha=.921$ 12.2%》 2(.452), 3(.721), 14(.545), 19(.743), 43(.798), 46(.507), 50(.506), 58(.565), 60(.423), 61(.826), 69(.459), 76(.701)	《第Ⅳ因子：孤立志向 $\alpha=.718$ 5.6%》 4(.436), 10(.548), 16(.544), 25(.495), 34(.422)
《第Ⅱ因子：対人関係の不全 $\alpha=.851$ 9.9%》 6(.451), 7(.590), 9(.650), 20(.689), 23(.494), 24(.487), 29(.491), 32(.523), 63(.458)	《第Ⅴ因子：達成感の欠如 $\alpha=.691$ 4.0%》 26(.492), 55(.502), 68(.477)
《第Ⅲ因子：自己に対する不安・劣等性 $\alpha=.836$ 6.7%》 12(.419), 41(.543), 44(.559), 47(.606), 53(.448), 66(.640)	《第Ⅵ因子：忙しき 3.9%》 13(.463)
	《第Ⅶ因子：対人的自信の欠如 $\alpha=.670$ 3.8%》 18(.473), 70(.443)
	《第Ⅷ因子：一時的孤立 $\alpha=.592$ 2.9%》 1(.458), 11(.536), 27(.582)

【女子：N=206】	
《第Ⅰ因子：自己の劣等性・対人的消極性 $\alpha=.879$ 8.8%》 3(.524), 12(.546), 14(.567), 18(.604), 19(.700), 31(.554), 49(.666), 50(.441), 61(.654), 70(.503), 73(.694)	《第Ⅵ因子：孤立場面 $\alpha=.562$ 3.6%》 39(.419), 68(.558), 72(.517)
《第Ⅱ因子：対人関係の不全 $\alpha=.819$ 6.6%》 7(.562), 9(.564), 20(.627), 22(.473), 23(.535), 32(.517), 35(.613), 48(.436)	《第Ⅶ因子：一時的孤立 $\alpha=.654$ 3.5%》 1(.409), 11(.495), 27(.551), 37(.472), 54(.414)
《第Ⅲ因子：価値観の不一致 $\alpha=.826$ 5.7%》 5(.592), 17(.439), 24(.436), 29(.715), 45(.599), 71(.478)	《第Ⅷ因子：存在不安 $\alpha=.546$ 2.8%》 16(.559), 25(.473)
《第Ⅳ因子：相互依存性の欠如 $\alpha=.802$ 4.6%》 60(.487), 67(.607), 69(.466), 75(.676)	《第Ⅸ因子：感傷的気分 $\alpha=.675$ 2.6%》 4(.522), 10(.668)
《第Ⅴ因子：達成感の欠如 $\alpha=.721$ 4.4%》 26(.451), 44(.514), 47(.404), 55(.404), 66(.554)	《第Ⅹ因子：家族関係の不全 $\alpha=.647$ 2.5%》 15(.604), 59(.567)
	《第Ⅺ因子：自己中心性 2.1%》 52(.654)

番号：各因子の代表項目（Appendix 1 参照）

（ ）内の数値：該当因子次元における直交回転後の因子負荷量

%：因子寄与率

α ：各因子次元に該当する項目得点全体の α 係数

命名した。さらに、自己と対人的環境との不調和を示す原因に関する2つの因子が現われた。第Ⅲ因子は、自己と他者との考えの基本的相違に関する因子であり、“価値観の不一致”と命名した。第Ⅳ因子は、自己と他者との相互依存性の欠如に関する因子であり、“相互依存性の欠如”と命名した。これらの原因帰属因子得点の相互相関は.003から.596であった。

2. 原因次元尺度項目に関する因子分析

Russell (1982) の原因次元尺度の9項目に関する因子分析（主因子法，直交回転）を，男女別に行った。男女

ともに固有値 ≥ 1.00 を基準に3因子が抽出された（男子—説明率：59.3%；固有値 ≥ 1.21 ／女子—説明率：60.5%；固有値 ≥ 1.23 ）。次に，原因帰属項目の場合と同様の基準で，各因子次元の代表項目を選択した。

男女ともに，第Ⅰ因子（因子寄与率：19.5%，21.4%）は安定性に関する項目（3，6，9），第Ⅱ因子（12.9%，14.4%）は原因の所在に関する項目（1，4，7）が代表項目であった。統制可能性を示す第Ⅲ因子（7.5%，8.7%）には，男子では2項目（2，5），女子では1項目（5）が代表項目として選択された。したがって，本

研究では、第Ⅰ因子および第Ⅱ因子に関する項目のそれぞれの合計得点を安定性得点および原因の所在得点とし、第Ⅲ因子については、男子では2項目の合計得点を、女子では1項目の得点を、それぞれ統制可能性得点とした。それぞれで内的整合性を α 係数によって確認した(安定性:男子.783,女子.828;原因の所在:.583,.661;統制可能性:男子.377)。各原因次元得点の相互相関は、男子で-.002から.210,女子で.002から.149であった。なお、原尺度での統制可能性下位尺度項目について α 係数を求めると、男子で.418,女子で.280であった。

孤独感と原因帰属

1. 重回帰分析

短期的および長期的孤独感と有意に関連をもつ原因帰属次元を明らかにするために、2通りの重回帰分析を行った。まず、長期的孤独感を従属変数、各原因帰属因子を説明変数とする重回帰分析、ならびに短期的孤独感を従属変数、長期的孤独感および各原因帰属因子を説明変数とする重回帰分析を行った。次に、原因次元因子を説明変数として、同様の重回帰分析を行った。これらの結果をTable 2に示す。

(1) 孤独感と原因帰属因子

1) 男子:長期的孤独感の有意な規定因として認められた原因帰属因子は、対人的消極性(Ⅰ)、孤立志向(Ⅳ)、対人関係の不全(Ⅱ)、一時的孤立(Ⅷ)であった。前2者への帰属は孤独感を促進し、後2者への帰属は抑制するといえる。短期的孤独感については、長期的孤独感が強く影響しているが、対人的消極性(Ⅰ)への帰属の促進的影響も認められる。

2) 女子:長期的孤独感では、自己の劣等性・対人的消極性(Ⅰ)、価値観の不一致(Ⅲ)、相互依存性の欠如(Ⅳ)、対人関係の不全(Ⅱ)、一時的孤立(Ⅶ)が、有意な規定因であった。前3者への帰属は孤独感を促進し、後2者への帰属は孤独感を抑制するといえる。短期的孤独感については、長期的孤独感の強い影響に加え、価値観の不一致(Ⅲ)の促進的影響、対人関係の不全(Ⅱ)の抑制的影響がそれぞれ認められた。

(2) 孤独感と原因次元因子

長期的孤独感の有意な規定因として認められた原因帰属因子は、男子では安定性因子と原因の所在因子、女子では安定性因子であった。安定した原因への帰属、内的原因への帰属は、孤独感を促進するといえる。短期的孤独感については、男女ともに、長期的孤独感の強い影響が認められたのみであった。

Table 2 短期的および長期的孤独感と原因帰属因子および原因次元因子との関係

— 重回帰分析(一括投入法)の結果 —

標準偏回歸係数：男子（女子）				
	<長期的孤独感>		<短期的孤独感>	
【原因帰属因子】				
第Ⅰ因子	.659 a	(.372 a)	.101 c	(.043)
第Ⅱ因子	-.161 b	(-.151 c)	.047	(-.120 b)
第Ⅲ因子	-.045	(.252 a)	-.031	(.215 a)
第Ⅳ因子	.154 b	(.287 a)	.064	(.105)
第Ⅴ因子	.057	(-.022)	-.055	(-.060)
第Ⅵ因子	-.036	(.074)	.012	(.035)
第Ⅶ因子	.057	(-.205 b)	-.038	(-.067)
第Ⅷ因子	-.144 b	(-.016)	.023	(-.017)
第Ⅸ因子	****	(.006)	****	(.046)
第Ⅹ因子	****	(.031)	****	(-.039)
第Ⅺ因子	****	(.012)	****	(.013)
長期的孤独感	****	****	.816 a	(.730 a)
R ²	.443 a	.459 a	.777 a	.804 a
【原因次元因子】				
安定性	.214 a	(.316 a)	.018	(.065)
原因の所在	.236 a	(.096)	.033	(.026)
統制可能性	.010	(-.096)	.043	(-.004)
長期的孤独感	****	****	.858 a	(.848 a)
R ²	.123 a	(.123 a)	.767 a	(.767 a)

< >内:従属変数

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

2. 孤独感の慢性化と原因帰属

(1) 被験者の選別:2つの孤独感得点に基づき、a)孤独水準が慢性的に同水準にある者、およびb)慢性的状態に比べ、一過的に孤独感が変化している者の区別を試みた。諸井(1989a, 1989b)と同様に、短期的および長期的孤独感のそれぞれの得点分布の上位,下位33%を基準に被験者を9分割した(男子—短期的孤独感:21~35点,36~43点,44~68点;長期的孤独感:20~35点,36~44点,45~70点/女子—短期的孤独感:20~32点,33~40点,41~61点;長期的孤独感:20~32点,33~42点,43~64点)。しかし、両得点間の高い相関を反映して、男女いずれにおいても先のa)に該当する者が大半であった。以下の分析では孤独水準が慢性的に同水準にある者に限定した。両得点ともに、上位水準にある者をHi群(男子100名,女子52名),中位水準にある者をMo群(85名,43名),下位水準にある者をLo群(99名,49名)とした。男女ともに、3群間に短期的および長期的孤独感いずれでも明確な差があった(男子—短期的孤独感: $F_{(2, 281)} = 723.25$;長期的孤独感: $F_{(2, 281)} = 722.64$ /女子—それぞれ, $F_{(2, 141)} = 408.72$, $F_{(2, 141)} = 417.46$,いずれも $p < .001$)。

(2) 判別分析

原因帰属因子，原因次元因子それぞれを説明変数とし，Hi 群，Mo 群，および Lo 群を判別対象とする判別分析（一括投入法）を行った。これらの結果を Table 3 に示す。

1) 原因帰属因子：男女ともに，Hi 群と Lo 群とを判別する関数のみが有意であり（男子： $F_{(16, 548)}=11.84$ ；女子： $F_{(22, 262)}=5.10$ ，いずれも $p<.001$ ），第 2 の関数は有意でなかった。男子では，Hi 群の特徴として対人的消極性（I）への帰属のみがみられた。女子では，Hi 群の自己の劣等性・対人的消極性（I）および相互依存性への欠如（IV）への帰属，Lo 群の対人関係への不全（II）への帰属が，それぞれ有意な帰属上の特徴であるといえる。

2) 原因次元因子：男女ともに，Hi 群と Lo 群とを判別する関数のみが有意であり（男子： $F_{(6, 558)}=6.91$ ；女子： $F_{(6, 278)}=4.01$ ，いずれも $p<.001$ ），第 2 の関数は有意でなかった。男子では，Hi 群の特徴として，内的で安定した原因への帰属がみられる。しかし，女子では，安定した原因への帰属傾向のみが Hi 群の有意な特徴であった。

Table 3 孤独感の慢性的水準と原因帰属因子および原因次元因子との関係

— 判別分析（一括投入法）の結果 —

	<判別分析> 標準化判別係数	
	男子	女子
第 I 因子	.121 a	.531 a
第 II 因子	-.218	-.428 c
第 III 因子	-.205	.362
第 IV 因子	.101	.524 b
第 V 因子	.038	-.039
第 VI 因子	-.046	.086
第 VII 因子	.124	-.297
第 VIII 因子	-.225	.016
第 IX 因子	****	-.079
第 X 因子	****	.254
第 XI 因子	****	.002
重心 Lo 群	-.950 [78/100]	-1.173 [44/52]
Mo 群	-.181 [20/ 85]	.097 [24/43]
Hi 群	1.115 [81/ 99]	1.160 [35/49]
安定性	.654 a	.964 a
原因の所在	.656 a	.147
統制可能性	.037	-.286
重心 Lo 群	-.376 [71/100]	-.488 [36/52]
Mo 群	-.152 [0/ 85]	.017 [0/43]
Hi 群	.510 [63/ 99]	.503 [32/49]

[] 内：分類成功ケース数／所属ケース数

a： $p<.001$ ；b： $p<.01$ ；c： $p<.05$

原因帰属因子と原因次元因子との関係

具体的な帰属対象項目から成る原因帰属因子が，安定性，内在性，統制可能性の各次元とどのような関係にあるかを調べるために，各原因次元因子を従属変数とし，原因帰属因子を説明変数とする重回帰分析を行った。

1) 男子：安定性では，対人的消極性（I；偏回帰係数.433， $p<.001$ ）のみが有意な規定因であり，この原因が安定した帰属であることを示していた（ $R^2=.138$ ， $p<.001$ ）。原因の所在では，対人的消極性（I；.393， $p<.001$ ）および孤立志向（IV；.145， $p<.05$ ）への帰属は内的であり，忙しさ（VI；-.128， $p<.01$ ）への帰属が外的であるといえる（ $R^2=.223$ ， $p<.001$ ）。統制可能性では，対人関係の不全（II；.210， $p<.01$ ）のみが有意であり，この原因が統制可能であることを示していた（ $R^2=.043$ ， $p<.05$ ）。

2) 女子：安定性では，相互依存性の欠如（IV；.201， $p<.05$ ），存在不安（VIII；.267， $p<.001$ ），および家族関係の不全（X；.199， $p<.01$ ）への帰属が安定方向への知覚を高め，自己中心性（XI；-.161， $p<.05$ ）への帰属が不安定方向への知覚を高めるといえる（ $R^2=.213$ ， $p<.001$ ）。原因の所在では，存在不安（VIII；.221， $p<.01$ ）のみが有意であり，この原因が内的と知覚されることを示している（ $R^2=.127$ ， $p<.01$ ）。統制可能性については，いずれの原因帰属因子も有意でなかった（ $R^2=.037$ ， $ns.$ ）。

コモナリティ分析 (commonality analysis)

具体的対象への帰属，抽象的次元での帰属，および孤独感の強さとの全体的な関係をコモナリティ分析 (Seibold & McPhee, 1979) によって検討した。従属変数を長期的孤独感，説明変数を原因帰属因子群（男子 8 変数，女子 11 変数）および原因次元因子群（男女ともに 3 変数）とする重回帰分析を行った。

2 群全体での長期的孤独感の説明率は，男子で 44.5%，女子で 49.1% であった。各群の固有成分を算出すると，男女とも原因帰属因子群の独自分散がかなり大きく（男子 32.2%，女子 36.8%），原因次元因子群のそれはほとんどゼロに近かった（男子 0.2%，女子 3.2%；共通成分：男子 12.1%，女子 9.1%）。

考 察

孤独感に関する原因帰属の因子的構造

原因帰属項目に関する因子分析の結果，男子では 8 個，女子では 11 個の原因帰属因子が得られた。男女に共通し

た原因帰属因子は、対人関係の不全、達成感の欠如、一時的孤立であった。女子の自己の劣等性・対人的消極性は、男子では対人的消極性と自己に対する不安・劣等性に分かれていた。男子の孤立志向は、女子の存在不安に対応している。男女それぞれに固有の因子もあった。男子では、忙しさ、対人的自信の欠如、女子では、価値観の不一致、相互依存性の欠如、孤立場面、感傷的気分、家族関係の不全、自己中心性が、それぞれ独自に現われた。

これらの因子を Weiner が提起した3次元に基づいて分類してみよう。まず、原因の所在と安定性次元に沿って分類する。男子では対人的消極性、自己に対する不安・劣等性、達成感の欠如、対人的自信の欠如が、女子では、自己の劣等性・対人的消極性、達成感の欠如、存在不安、自己中心性が、それぞれ、内的で安定した原因であると考えられる。また、男子では、忙しさ、一時的孤立が、女子では、孤立場面、一時的孤立が、それぞれ、外的で不安定な原因であると見做せる。さらに、女子の感傷的気分は、内的で不安定であるといえよう。次に統制可能性次元に沿ってみると、男子での忙しさ、女子での孤立場面、感傷的気分は統制可能な原因といえるが、上述の他の原因はどちらかといえば統制不可能な原因に含められる。外的で安定した原因に該当する因子が現われなかったことは、Passer, Kelley, & Michela (1978) が示唆した“原因の不均衡な分布”にあたる。これが、a) 原因帰属項目リストに基づく自己記述法の歪みなのか、b) 孤独感特有の結果なのか、検討する必要があるだろう。

ところで、残りの原因帰属因子、すなわち、男女での対人関係の不全、女子での価値観の不一致、相互依存性の欠如、家族関係の不全については、原因の所在の点で分類が不明確である。親密な関係における原因帰属過程を扱っている Fincham (1985) は、内的でも外的でもない帰属対象として、2者自体の属性を表わす原因である関係帰属を提起している。この関係帰属は、わが国の研究者によっても独自に提起されている。樋口・清水・鎌原 (1980) や鎌原・樋口・清水・大塚 (1981) は、達成のおよび対人的事象に関する原因を自由記述させ、年齢の増加とともに関係帰属が多くみられるようになることを認めている。また、同様に、鹿志村 (1987) も対人的事象の原因帰属において関係帰属が3割を占めることを報告している。

日本の社会においては、責任の所在を曖昧にしたり、共同責任を強調したりすることによって集団の和を保つという特徴的傾向がある。したがって、この関係帰属は、鹿志村 (1987) が主張するように、日本人に顕在的な原

因帰属次元といえるかもしれない。しかし、Passer *et al.* (1978) は、夫婦のいさかいに関する原因帰属において、配偶者に対する肯定的・否定的態度次元を見出している。したがって、Weiner らが主として取り組んだ達成領域とは異なり、親和領域では関係帰属が特徴的次元として現われるのかもしれない。

次に、Russell (1982) の CDS に関する因子分析の結果について述べる。安定性と原因の所在については、男女ともに、Russell (1982) と一致した結果が認められた。しかし、統制可能性については、男女ともに、第III因子として現われたが、男子では項目8、女子では項目2と8の因子負荷量が小さかった。したがって、原因帰属の次元として、安定性と原因の所在が顕在的であるという本研究の結果は、Michela *et al.* (1982) の多次元尺度解析による結果と一致している。

本研究では、CDS での統制可能性次元が明確に現われず、原尺度の統制可能性3項目での α 係数もかなり低かったが、先行研究でも、統制可能性尺度の α 係数が低いことが認められている (McAuley & Gross, 1983; Russell *et al.*, 1987; Schaufeli, 1988; Vallerand & Richer, 1988)。Weiner (1986) は、統制可能性次元について、だれによる統制かが問題であるとしながらも、自己による統制と他者による統制をまとめて統制可能性次元としている。Schaufeli (1988) は、CDS の統制可能性尺度項目のうち2項目をだれによる統制かを明確にして (被験者自身、他者)、CDS を11項目にしたところ、統制可能性項目のうち、被験者自身による統制に関する項目は原因の所在次元に大きい負荷を示し、他者による統制に関する項目は独立した次元を示した。Vallerand & Richer (1988) も、確認的因子分析を用いて CDS の妥当性を検討し、統制可能性次元が少し不明確であることを見出した。ところで、Weiner の3次元モデルに過程の視点を導入した池田 (1986) によれば、統制可能性次元は先行する原因の所在次元での帰属の仕方によって意味が異なる。内的帰属の後では統制の意図が、外的帰属の後では結果に対する対策の可能性が、それぞれ問題となる。このため、統制可能性次元が顕在化しにくいかもしれない。Russell (1982) の研究で、統制可能性次元が明確に出現したのは、Vallerand & Richer (1988) が指摘するように、Weiner が提起した3次元の極に位置する原因を被験者に呈示したためではないかと推測される。

帰属スタイルと孤独感との関係を検討した研究をみると、対人的失敗における人格的帰属の傾向や統制可能性次元での帰属が孤独感と強い関わりを示している (Anderson, Horowitz, & French, 1983; Anderson & Ar-

noult, 1985)。もちろん、CDS 評定は特定の結果に対する原因帰属を反映したものと仮定されており、その人の一般的な原因帰属傾向とは区別される (Schaufeli, 1988)。しかし、慢性化している孤独感に関する原因帰属は、その人の帰属スタイルの影響を強く被っていると考えられる。したがって、孤独感に関する原因帰属についても統制可能性次元が重要な働きをしている可能性が十分にあるといえよう。

本研究で CDS の統制可能性次元が明確に現われず、孤独感との関係もみられなかったことが、a) 尺度自体のもつ不備のためなのか、b) 孤独感特有の結果なのか、帰属を過程として捉える観点も含めて、さらに検討する必要がある。

孤独感と原因帰属

まず、重回帰分析の結果について述べる。男子では、内的で安定した原因である対人的消極性や孤立志向への帰属が孤独感の長期化をもたらす、偶然的原因 (外的、不安定) である一時的孤立への帰属は孤独感を抑制する。a) 対人的消極性の安定性次元と原因の所在次元への有意な寄与、および b) 孤独感と CDS との関係についての結果から、内的で安定した原因への帰属が孤独感を促進すると結論できよう。また、対人関係の不全への帰属が孤独感を抑制する傾向が認められた。対人関係の不全の統制可能性次元に対する有意な寄与から、関係の統制可能な側面への帰属が孤独感の低減に役立つことを示すといえる。ただし、孤独感と CDS との関係では、統制可能性次元は孤独感と無関係であった。

一方、女子では、自己の劣等性・対人的消極性への帰属が孤独感を促進し、対人関係の不全や一時的孤立への帰属が孤独感を抑制していたが、これらは男子と同様に解釈できよう。ただし、これらの因子は、いずれの CDS 次元にも有意に影響を及ぼしていなかった。また、価値観の不一致や相互依存性の欠如への帰属が孤独感を高める傾向が認められた。相互依存性の欠如への帰属が CDS での安定方向への知覚を高めていることを考えると、関係の安定した側面への帰属が孤独感の長期化をもたらすといえる。孤独感と CDS との関係をもて、女子では男子と異なり、安定性次元のみが孤独感との関わりを示した。したがって、女子では、安定性次元が孤独感にとって重要な働きをしているといえよう。

次に孤独感の慢性的水準と原因帰属との関係を検討した判別分析の結果について述べる。男子では、対人的消極性への帰属が慢性化を促進する。CDS については、内的で安定した原因への帰属が慢性的孤独者の特徴であっ

た。女子では、自己の劣等性・対人的消極性や相互依存性の欠如への帰属が孤独感の慢性化をもたらすが、対人関係の不全への帰属は孤独感を抑制していた。CDS については、慢性的孤独者の特徴として、安定した原因への帰属がみられた。

Peplau *et al.* (1979) に従えば、内的な原因への帰属は、それが同時に不安定な原因であれば、孤独に対する積極的対処を喚起する。本研究でも、CDS の得点の中央値分割により孤独感の高さを比較したが、内的でかつ不安定な原因帰属をする者の孤独感が低いという傾向は認められず、重回帰分析や判別分析の結果に対応した主効果が男女で認められただけであった。したがって、男子での原因の所在次元に関する結果は、Peplau *et al.* (1979) の考えと一致しない。男子では、一種の社会的スティグマである孤独感経験をもたらすものが自己内部にあると考えるだけでネガティブな効果をもつものかもしれない。

ところで、先述した池田 (1986) によれば、安定性次元は状況や属性に関する反復経験や知識の蓄積の統合に基づくメタ認知である。青年期後期にある本研究の被験者にとって孤独感経験は 1 回きりの事象ではないであろう。したがって、女子にとって、このメタ認知のみが孤独感の維持にとって重要であるといえ、これは、女子の孤独感が高次の心理学的機制に支配されていることを示唆していることになる。本研究で認められた関係帰属の働きとともに、孤独感と原因帰属との関係での性差をさらに明確にすべきであろう。

具体的対象への帰属と抽象的次元での帰属

孤独感に関する具体的対象への帰属や抽象的次元での帰属との関係についてのコモンリティ分析の結果をみると、男女ともに、具体的対象への帰属である原因帰属因子群の独自分散がひじょうに大きかった。これは、具体的な原因への帰属がむしろ孤独感に影響しており、孤独感の改善にとって具体的な原因帰属の促進や抑制が重要であることを示していることになる。しかし、次のような問題点も挙げられる。Russell (1982) は、もともと、特定の結果に対する主要原因を挙げさせ、それについて CDS で評定させている。本研究では、孤独感の原因を全体として考えさせ、それについて CDS で評定させた。したがって、原因の具体性が乏しくなったことがコモンリティ分析の結果に影響したのかもしれない。また、原因帰属因子群に含まれる変数が、原因次元因子群のそれよりも多いために、原因帰属因子群の説明力が高まったのかもしれない。いずれにせよ、具体的対象への帰属と抽

象的次元での帰属との関係を、CDS 自体の洗練とともに、さらに明確にすべきであろう。

孤独感と自尊心

本研究では、諸井 (1989 a, 1989 b) と同様に、短期的孤独感と長期的孤独感の間にはかなり高い正の相関がみられた。諸井 (1989 b) の研究では短期的孤独感でのみ性差が認められたが、本研究では2つの孤独感いずれでも男子のほうが女子よりも高い傾向があった。また、評定基準にかかわらず孤独感と自尊心との間に男女ともに有意な負の相関があったが、自尊心の高さに有意な性差は見出されなかった。しかし、平均値の差の方向は、先行研究と一致して (諸井, 1985, 1987, 1989 b), 男子の自尊心のほうが高かった。

Weiner (1986) によれば、安定性次元が期待に関連し、原因の所在次元は自尊心と関わりが深い。そこで、自尊心を従属変数とし、原因次元因子を説明変数とする重回帰分析を行った。男子では、Weiner の考えに一致して原因の所在次元が自尊心の最有力な規定因であり、安定性次元も有意な規定因であった。女子では、Weiner (1986) の考えと異なり、安定性次元のみが自尊心を有意に規定していた。したがって、男子では内的で安定した原因への帰属が、女子では安定した原因への帰属が、それぞれ孤独感を高める一方で自尊心を低めるといえる。この限りでは、孤独感と自尊心に関する矛盾した性差を説明することはできない。しかし、原因の所在次元の働きにおける性差が鍵となるかもしれない。

ところで、2つの孤独感評定に基づく被験者の選別によると、一過的孤独者は、先行研究と同様に (諸井, 1989 a, 1989 b), 少数であった。追跡調査による孤独感の時間的変化パターンの検討を試み、本研究のような同時評定に基づかない孤独感の慢性—一過性の区別と原因帰属さらには対処方略との関連を再検討する必要がある。

引用文献

- Anderson, C. A. 1983 The causal structure of situations: The generation of plausible causal attributions as a function of type of event situation. *Journal of Experimental Social Psychology*, 19, 185-203.
- Anderson, C. A., & Arnoult, L. H. 1985 Attributional style and everyday problems in living: Depression, loneliness, and shyness. *Social Cognition*, 3, 16-35.
- Anderson, C. A., Horowitz, L. M., & French, R. 1983 Attributional style of lonely and depressed people. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45, 127-136.
- Cutrona, C. E. 1982 Transition to college: Loneliness and the process of social adjustment. In L. A. Peplau & D. Perlman (Eds.), *Loneliness: A sourcebook of current theory, research and therapy*. New York: John Wiley & Sons. Pp. 291-309.
- Fincham, F. D. 1985 Attributions in close relationships. In J. H. Harvey & G. Weary (Eds.), *Attribution: Basic issues and applications*. London: Academic Press. Pp. 203-234.
- 樋口一辰・清水直治・鎌原雅彦 1980 原因帰属様式 (Attributional Styles) に関する研究(1) — 原因帰属の年齢的变化に関する自由記述法による検討 — 東京工業大学人文論叢, 6, 41-54.
- 広沢俊宗 1986 孤独感の原因, 感情反応, および対処行動に関する研究 (II) 関西学院大学社会学部紀要, 53, 127-136.
- 池田謙一 1986 帰属・予期・コミュニケーションに関する理論的研究 東京大学新聞研究所紀要 34, 167-209.
- 鎌原雅彦・樋口一辰・清水直治・大塚雄作 1981 原因帰属様式 (Attributional Styles) に関する研究 (2) — 女子大学生の原因帰属様式に関する自由記述法による検討 — 東京工業大学人文論叢, 7, 135-140.
- 鹿志村和子 1987 大学生の対人場面における関係の帰属と原因帰属の心理学的性差 社会心理学研究, 3, 1-10.
- 工藤 力・西川正之・熊取谷由季央 1985 孤独感に関する研究 (II) — 孤独感の因果帰属の検討 — 大阪教育大学紀要, 34, 149-157.
- Mark, M. M., Mutrie, N., Brooks, D. R., & Harris, D. V. 1984 Causal attributions of winners and losers in individual competitive sports: Toward a reformulation of the self-serving bias. *Journal of Sport Psychology*, 6, 184-196.
- McAuley, E., & Gross, J. B. 1983 Perceptions of causality in sport: An application of the Causal Dimension Scale. *Journal of Sport Psychology*, 5, 72-76.
- Michela, J. L., Peplau, L. A., & Weeks, D. G. 1982

- Perceived dimensions of attributions for loneliness. *Journal of Personality and Social Psychology*, **43**, 926-936.
- 諸井克英 1985 高校生における孤独感と自己意識 心理学研究, **56**, 237-240.
- 諸井克英 1987 大学生における孤独感と自己意識 実験社会心理学研究, **26**, 151-161.
- 諸井克英 1989 a 専門学校女子学生における孤独感と対処方略 人文論集 (静岡大学人文学部社会科学・人文学科研究報告), **39**, 21-42.
- 諸井克英 1989 b 大学生における孤独感と対処方略 実験社会心理学研究, **29**, 141-151.
- 中村 薫 1986 孤独感の原因帰属に関する研究 — 自己の場合と他者の場合 — 心理学研究, **57**, 141-148.
- Passer, M. W., Kelley, H. H., & Michela, J. L. 1978 Multidimensional scaling of the causes for negative interpersonal behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, **36**, 951-962.
- Peplau, L. A., Russell, D., & Heim, M. 1979 The experience of loneliness. In I. H. Frieze, D. Bar-Tal, & J. S. Carroll (Eds.), *New approaches to social problems*. California: Jossey-Bass Publishers. Pp. 53-78.
- Rosenberg, M. 1979 *Conceiving the self*. New York: Basic Books.
- Russell, D. 1982 The Causal Dimension Scale: A measure of how individuals perceive causes. *Journal of Personality and Social Psychology*, **42**, 1137-1145.
- Russell, D., & McAuley, E. 1986 Causal attributions, causal dimensions, and affective reactions to success and failure. *Journal of Personality and Social Psychology*, **50**, 1174-1185.
- Russell, D. W., McAuley, E., & Tarico, V. 1987 Measuring causal attributions for success and failure: A comparison of methodologies for assessing causal dimensions. *Journal of Personality and Social Psychology*, **52**, 1248-1257.
- Russell, D., Peplau, L. A., & Cutrona, C. E. 1980 The revised UCLA Loneliness Scale: Concurrent and discriminant validity evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, **39**, 472-480.
- Schaufeli, W. B. 1988 Perceiving the causes of unemployment: An evaluation of the Causal Dimensions Scale in a real-life situation. *Journal of Personality and Social Psychology*, **54**, 347-356.
- Seibold, D. R., & McPhee, R. D. 1979 Commonality analysis: A method for decomposing explained variance in multiple regression analyses. *Human Communication Research*, **5**, 355-365.
- Vallerand, R. J., & Richer, F. 1988 On the use of the Causal Dimension Scale in a field setting: A test with confirmatory factor analysis in success and failure situations. *Journal of Personality and Social Psychology*, **54**, 704-712.
- Weiner, B. 1986 *An attributional theory of motivation and emotion*. New York: Springer-Verlag.

(1989年9月27日 受稿)
(1990年5月26日 受理)

Appendix 1 本研究で用いた原因帰属項目

1. たまたま、見知らぬ人々の中に一人であるため。	39. 病気をして一人で寝ていたため。
2. 一人で過ごす時間が多いため。	40. 自分の悩みごとをまわりの人にいってもらえないため。
3. まわりの人の輪の中に溶け込めないため。	41. 自分の将来に不安があるため。
4. 悲しい気分になるような音楽や本に触れるため。	42. 家族と離れて暮らしているため。
5. 自分と友だちの価値観が異なることがわかったため。	43. 自分から積極的に人と接することができないため。
6. 誰にも言えない悩みをもっているため。	44. 自分が考えていたことと現実が異なるため。
7. 何かの理由でまわりの人と異なる行動をとられたため。	45. 友だちの行動が軽蔑すべきものであるため。
8. 入学などで環境が急に変わったため。	46. 自分には友だちができないと思い込んでいるため。
9. 友だちに自分のことを誤解されたため。	47. 物事を悪い方向に考えてしまうため。
10. 一人で物思いにふけるため。	48. 親しくしていた友だちとつきあわなくなったため。
11. 仲間といっしょにいた後、不意に一人になるため。	49. 自分の性格がよくないため。
12. 自分自身にいやな点を見つけたため。	50. まわりの人の話題についていけないため。
13. 忙しくて友だちとつきあう暇がないため。	51. 家族同士の仲がよくないため。
14. 自分に人をひきつける魅力がないため。	52. 自分中心に行動するため。
15. 家族との関係がうまくいかないため。	53. 自分の過去をふりかえるため。
16. 人間は、もともと、孤立した一個の存在であると思うため。	54. 友だちに会いたいときに会えないため。
17. 自分と共通の趣味をもつ仲間がいないため。	55. 打ち込めるものがないため。
18. 人から拒絶されるのではないかとこの恐れを抱いているため。	56. 自分ではよいと思っている行動がまわりの人から非難されるため。
19. 内気な性格であるため。	57. 人とのつきあいに関心がもてないため。
20. 友だちに冷たい態度をとられるため。	58. まわりの人と話が合わないため。
21. まわりの学生数が多すぎるため。	59. 親に拘束されて自由に行動できないため。
22. 異性の友だちと別れたため。	60. 困ったときに頼りになる人がいないため。
23. まわりの人が成功したのに、自分だけが失敗したため。	61. 人とつきあうのが苦手であるため。
24. 自分を本当に理解してくれる人がいないため。	62. 自分や自分のまわりに何か不幸が起こったため。
25. 自分の存在や価値に疑問を抱くため。	63. まわりの人が自分と異なる行動をとるため。
26. 生きがいがないため。	64. 人間の死について考えるため。
27. たまたま、まわりに話し相手がいなくなるため。	65. 異性の友だちがいないため。
28. 人を信じることができないため。	66. 物事がうまくいかないため。
29. 自分と友だちの意見が合わないため。	67. まわりの人が自分を必要としていないため。
30. 友だちをつくらうとあせりすぎているため。	68. 何もすることがなくて一人であるため。
31. 素直に自分を表現できないため。	69. まわりの人とのつきあいが表面的であるため。
32. 友だちとの関係がうまくいかないため。	70. 自分の容姿や容貌に魅力がないため。
33. まわりの人が友だちをつくることに消極的であるため。	71. 自分の考えをまわりの人に理解してもらえないため。
34. 自分の生活を侵害されたくないため。	72. 一人で食事をするため。
35. 友だちに裏切られたため。	73. 自分に劣等感をもっているため。
36. 自分を格好よく見せようとするため。	74. 友だちから仲間はづれにされるため。
37. 友だちが他の人と楽しそうにしているため。	75. 自分を頼りにしてくれる人がいないため。
38. 運が悪くて友だちをつくることができないため。	76. 友だちとのつきあいが少ないため。

Appendix 2 Russell (1982) の原因次元尺度項目

1. あなた自身のある一面を表している〈5〉	——	まわりの状況のある一面を表している〈1〉
2. あなたや他の誰かが自由勝手にできる〈5〉	——	あなたや他の誰かが自由勝手にできない〈1〉
3. 永続的である〈5〉	——	一時的である〈1〉
4. あなたの外側にある〈1〉	——	あなたの内側にある〈5〉
5. あなたや他の誰かの意志の下にある〈5〉	——	あなたや他の誰かの意志の下にない〈1〉
6. 時間がたつと変化しやすい〈1〉	——	時間がたつとも安定している〈5〉
7. あなたに関するものである〈5〉	——	他の誰かに関するものである〈1〉
8. あなたを含めて誰にも責任がない〈1〉	——	あなたを含めた誰かに責任がある〈5〉
9. 変わりやすい〈1〉	——	変わらない〈5〉

< >内の数値：当該の尺度項目での両極の得点