

大学生における孤独感，原因帰属，および対処方略

諸井克英

1. 問題

本論文では、a) 原因帰属や対処方略が孤独感変化の様態とどのような関連を示すか、b) 原因帰属と対処方略とはどのような関連を示すか、を明らかにするために行った研究を報告する。これは、大学生における生活事態変化に伴う孤独感に関する研究（諸井, 1991）の一環として試みられた。

先行研究（諸井, 1989 b, 1990）では、原因帰属および対処方略と孤独感との関係をみたが、次のような問題点を指摘できる。1つめは、孤独感の測定が1時点で行われ、孤独感変化の様態に対する原因帰属と対処方略との関連が検討されていることである。2つめは、原因帰属と対処方略との関係が未検討であることである。

まず、1つめの問題点について述べる。先行研究では、改訂 UCLA 孤独感尺度項目を“ここ2週間”および“この1年間”という2基準を用いて評定させた。この評定を基に、短期的孤独感と長期的孤独感、一過的孤独感と慢性的孤独感との区別を行った。しかし、このような1時点での評定に基づく区別では、その回答者の孤独感の程度が実際に時間的に変化しているかが曖昧になる。つまり、1時点で“ここ2週間”の孤独状態と“この1年間”の孤独状態を問われても、被験者がこれらの状態をどのくらい区別して評定しているか疑問が生じる。a) 短期的孤独感と長期的孤独感との相関がかなり高い、b) 一過的に孤独状態にある者がごく少数である、という点も、測定方法によるバイアスのためなのか、あるいは実際に孤独感の程度があまり変動しないためなのか、不明確である。したがって、先行研究で得られた原因帰属および対処方略と孤独感との関係が、複数の測定時点での孤独感評定に基づく孤独感変化の様態と関連させても生じることを確認する必要がある。

ここでは、孤独感変化の様態として、a) 平均水準値、b) 差異値、および c) 変動係数値、という3つの指標を考える。平均水準値とは、複数の時点で測定さ

の平均値から TimeA と TimeB の平均値を引いた値である。この値が高いほど、孤独感が増加傾向にあることになる。変動係数値は、5 時点での得点の標準偏差を求め、それを 5 時点の得点平均値で割った値である。この値が高いほど、5 時点での得点の変動が大きいことになる。

まず、これら 3 指標相互の関係を検討する。3 指標相互の相関を Table 1 に示す。短期的孤独感では、3 指標相互の関係は、男女ともにかなり独立的である。ただし、男子で、差異値と変動係数値との間に小さいが有意な相関がみられ、孤独感が増加するほど変動が大きい傾向があることを示している。長期的孤独感をみると、男女ともに、平均水準値と差異値とは独立的であるが、差異値と変動係数値との間には有意な正の相関があり、変動が大きい場合には増加傾向を示すといえる。また、女子でのみ、平均水準値と変動係数値との間に小さいが有意な負の相関が得られ、孤独感が全体的に高いと変動を示さない傾向があることを意味する。しかし、有意な場合でも相関値の大きさが全体的に小さいことから、3 指標のある程度の独立性を示すといえよう。次に、3 指標それぞれで 2 つの孤独感の関連をみると、平均水準値ではかなり高い相関があっ

Table 1
孤独感変化の様態に関する測度間の関係（ピアソン相関）

	平均水準値	差異値	変動係数値
【男子 (N=123)】			
平均水準値	[.923a]	.026	-.139
差異値	.059	[.537a]	.182c
変動係数値	-.119	.366a	[.545a]

【女子 (N=266)】			
平均水準値	[.907a]	-.022	-.095
差異値	.044	[.508a]	.086
変動係数値	-.133c	.344a	[.514a]

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

{ 対角線よりも上段：短期的孤独感
対角線よりも下段：長期的孤独感

[] 内：短期的孤独感測度と長期的孤独感測度との間の相関（ピアソン相関）

れた孤独感の平均的水準であり、長期的孤独感や慢性的孤独感の概念に対応する。差異値とは、特定の測定期間における孤独感変化の増減量である。変動係数値とは、複数の時点で測定された孤独感の増減方向に関わらない変動の程度である。

平均水準値は、孤独感に関する安定した内部の原因への帰属や長期的にみて効果的な対処方略の採用と正の関係にあると思われる。すなわち、孤独感の慢性化をもたらす帰属や対処方略がこの指標と関連を示すだろう。差異値や変動係数値は、孤独感に関する不安定な原因の帰属や一過的にのみ効果的な対処方略の採用と関連があると推測される。とりわけ、変動値について、このことがあてはまるように思われる。差異値は、特定の測定時期により影響されるからである。

次に、2つめの問題点である原因帰属と対処方略との関係について述べる。先述したように、Peplau *et al.* (1979) は、原因帰属と対処方略との関連について概念的に示唆を与えている。内的で不安定な原因への帰属は孤独感を緩和するための積極的な対処をもたらすが、安定した原因への帰属は消極的な対処となる。したがって、先行研究で得られた原因帰属因子や原因次元因子と対処方略がどのような関係にあるかを検討する必要がある。

原因帰属と対処方略との関連については、Revenson (1981) が検討している。彼女は、男女大学生に、a) NYU 孤独感尺度、b) 対処様式尺度、および c) 原因次元尺度を実施した。b) の尺度は、Lazarus らがストレスに対する対処研究の中で初期に開発した尺度を基に、孤独に対する対処方略を測定するために作成された。この尺度は、行動、楽観的思考、最小化、願望成就の空想、および情動的支援のための親和性、という 5 因子から成る。c) の尺度は、彼女によって新たに作成され、原因の所在と安定性の両次元を測定する各 5 項目から成るリッカートタイプの尺度である。原因次元尺度の各次元の評定に基づき中央値分割が行われ、対処方略との関連をみた。内的原因に帰属する者は外的原因に帰属する者に比べすべての対処方略をよく採用していた。また、安定した原因に帰属する者は、不安定な原因に帰属する者に比べ、願望成就の空想という対処をよくとっていた。また、願望成就の空想という対処については、原因の所在と安定性の両次元の交互作用がみられ、内的で安定した原因に帰属する者が最もこの対処を用い、外的で不安定な原因に帰属する者はほとんどこの対処を用いなかった。さらに、被験者の孤独感の程度を統制してこれらの関連を検討しても、同様な傾向がみられた。

本研究では、1年間にわたる5測定時点で孤独感を測定し、被験者ごとの孤独感の変化を把握した。その際、中間の2時点で、孤独感に関する原因帰属傾向と孤独に対する対処方略の採用傾向に関する測定をそれぞれ行った。そのうえで、被験者の原因帰属傾向や対処方略の採用傾向が、孤独感変化の様態とどのような関連を示すかを検討した。これを第1の研究目的とする。また、原因帰属と対処方略との関連についてみた。これを第2の研究目的とする。

II. 方法

1. 調査対象および調査の実施

静岡大学の教養部で筆者の“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、“青年の行動・意識”調査の名目で、1987年度から1989年度まで(4月から翌年の1月)、それぞれ5回、記名方式で実施された(調査実施日と各測定時点での質問紙の構成については、諸井(1991)を参照)。なお、5時点それぞれをTimeA, TimeB, TimeC, TimeD, TimeEと略記する。

3年間を通して、578名が少なくとも1回は質問紙に回答した(1987年度 191名, 1988年度 193名, 1989年度 194名)。本調査では、居住状態に応じて、被験者を次の3群に選別した。自宅通学者である自宅群、大学の寮に居住する大学寮群、下宿やアパートに居住している下宿群の3群である。a) 5時点すべてで質問紙に回答した、b) 5時点通して居住状態(自宅群、大学寮群、下宿群)に変化がみられなかった、という条件を満たす392名のうち、孤独感をまったく感じていないという理由で原因帰属に関する質問に回答しなかった3名を除く389名を分析対象とした(男子: 1年61名, 2年62名; 女子: 1年137名, 2年129名)。分析対象者の年齢の中央値は19.00歳(男子: 19.00歳, 18~22歳; 女子: 19.00歳, 18~22歳)であった。

2. 質問紙の構成

各測定時点の質問紙は、a) 孤独感尺度(短期的, 長期的孤独感尺度)、b) 自尊心尺度、およびc) 被験者の居住環境を含む基本的属性に関する質問を必ず含んでいるが、測定時期に応じて、社会的承認欲求、孤独に対する対処方略、および孤独感に関する原因帰属を測定する尺度も含めた。

1) 孤独感尺度: 先行研究(諸井, 1989b, 1990)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、“ここ2週間の状態”および“この1年間の状態”という2基準で評定させた。前者を短期

の孤独感尺度、後者を長期的孤独感尺度と呼ぶ。各項目の評定値は、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) 原因帰属尺度： TimeD では、孤独感に関する原因帰属の傾向を測定するために、a) 先行研究（諸井, 1990）で作成された76項目の原因帰属項目尺度、および b) Russell (1982 b) が開発した原因次元尺度を用いた。各項目の評定については、先行研究と同様な方法で得点化された。なお、孤独をまったく感じたことがない者には回答を求めなかった（男子2年の3名が回答しなかった）。

3) 対処方略尺度： TimeC では、孤独に対する対処方略の測定を行い、先行研究（諸井, 1989 b）で作成された71項目の対処方略尺度を用いた。各項目の評定については、先行研究と同様な方法で得点化された。なお、孤独をまったく感じたことがない者には回答を求めなかった（実際には、392名のうち全員が回答した）。

4) その他： 5測定時点で自尊心尺度、TimeBで社会的望ましさ尺度を実施したが、本論文では、これらの尺度の評定結果については取り扱わない。

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), 2) の尺度では4タイプ, 3) では3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。

Ⅲ. 結 果

1. 孤独感尺度の検討と孤独感変化指標の算出

①孤独感尺度の信頼性

5測定時点ごとに2つの孤独感尺度それぞれで、GP分析を行ったところ、すべての項目で0.1%水準で有意差があり、いずれの時点でも2つの尺度それぞれが高い弁別性をもつといえた。さらに、20項目での α 係数をみても、尺度が高い内的整合性をもつことを示した（諸井, 1991参照）。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での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孤独感変化指標の算出

5時点での得点に基づいて、短期的および長期的孤独感それぞれの変化の様態を示す3指標を個人ごとに算出した。これらの指標は、平均水準値、差異値、および変動係数値である。平均水準値とは、5時点の得点平均値である。この値が高いほど、孤独感が全体的に高いことになる。差異値とは、TimeD と TimeE

たものの、差異値と変動係数値では中程度に高い相関が得られた。

3 指標の男女差を検討した結果を Table 2 に示す。2 つの孤独感いずれでも平均水準値でのみ有意な男女差が認められ、男子の孤独感の一般的水準が女子に比べて高いといえる。

Table 2
孤独感の変化に関する得点の男女差

	<男子(N=123)>	<女子(N=266)>	t 値 (df)
{ 短期的孤独感 }			
平均水準値	39.33(8.69)	36.34(7.07)	$t_{(199.44)}=3.34a$
差異値	0.97(4.95)	0.67(5.07)	$t_{(387)}=0.54$
変動係数値	8.95(4.35)	9.43(4.27)	$t_{(387)}=-1.03$

{ 長期的孤独感 }			
平均水準値	38.46(8.92)	36.18(7.71)	$t_{(209.51)}=2.45c$
差異値	1.70(5.97)	1.71(5.03)	$t_{(205.03)}=-0.02$
変動係数値	9.78(4.81)	9.16(4.75)	$t_{(387)}=1.18$

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

2. 原因帰属および対処方略に関する下位尺度の信頼性

本研究では、孤独感に関する原因帰属に関して2つの尺度、孤独に対する対処方略に関して1つの尺度を実施した。これらの尺度は、先行研究において因子分析によって見出された下位尺度から構成される。これらの下位尺度の信頼性を α 係数によって確認し、その結果を Table 3 に示す。

まず、本研究で得られた各下位尺度の α 係数を先行研究と比較した。その際、 α 係数の差.100を目安とした。原因帰属項目尺度では、男子の対人的自信の欠如因子、女子の感傷的気分因子および家族関係の不全因子で、 α 係数の低下が認められた。原因次元尺度では、女子の原因の所在因子でそのような低下があった。最後に、対処方略尺度についてみると、男子では、娯楽的活動、文化的活動、嗜好的活動、一方、女子では、娯楽的活動、彷徨で、 α 係数の低下が見出された。このような α 係数の低下は期待されなかったが、ここでは先行研究の下位尺度分類に従った。

Table 3

原因帰属因子、原因次元因子、および対処方略因子の α 係数

男子 (N=123)		女子 (N=266)	
{ 原因帰属因子 }			
I. 対人的消極性	(12) .912	I. 自己の劣等性・対人的消極性	(11) .867
II. 対人関係の不全	(9) .879	II. 対人関係の不全	(8) .771
III. 自己に対する不安・劣等性	(6) .821	III. 価値観の不一致	(6) .774
IV. 孤立志向	(5) .647	IV. 相互依存性の欠如	(4) .785
V. 達成感の欠如	(3) .685	V. 達成感の欠如	(5) .685
VI. 忙しさ	(1) ***	VI. 孤立場面	(3) .521
VII. 対人的自信の欠如	(2) .546	VII. 一時的孤立	(5) .631
VIII. 一時的孤立	(3) .553	VIII. 存在不安	(2) .474
		IX. 感傷的気分	(2) .565
		X. 家族関係の不全	(2) .509
		XI. 自己中心性	(1) ***

{ 原因次元因子 }			
I. 安定性	(3) .762	I. 安定性	(3) .789
II. 原因の所在	(3) .636	II. 原因の所在	(3) .551
III. 統制可能性	(2) .352	III. 統制可能性	(1) ***

{ 対処方略因子 }			
I. 友だちとの接触	(8) .898	I. 友だちとの交流	(13) .862
II. 消極的受容	(7) .765	II. 娯楽的活動	(4) .526
III. 自己の改善	(6) .796	III. 自己の改善	(6) .672
IV. 娯楽的活動	(6) .537	IV. 消極的受容	(3) .679
V. 友だちへの自己開示	(5) .650	V. 家族との交流	(4) .734
VI. 文化的活動	(4) .533	VI. 彷徨	(3) .417
VII. 嗜好的活動	(3) .325		

() 内：項目数

3. 孤独感変化の様態におよぼす原因帰属および対処方略の影響

原因帰属および対処方略が孤独感変化3指標とどのような関連を示すかを検討するために、一連の重回帰分析（一括投入法）を行った。重回帰分析では、説明変数として、a)原因帰属因子、b)原因次元因子、およびc)対処方略因子、のいずれかを用い、孤独感変化3指標のうちいずれかを従属変数とした。孤独

感変化3指標は短期的および長期的孤独感の2種類があるので、男女別に18通りの重回帰分析を行った。これらの結果を Table 4 -a,b, および 5 -a,b に示す。

①原因帰属因子 (Table 4 -a,b)

1) 男子： 平均水準値を従属変数とする分析のみで、短期的および長期的孤独感ともに有意な関連が認められた。対人的消極性および孤立志向への帰属が2つの孤独感の水準を高めていた。また、短期的孤独感の場合でのみ、対人関係の不全への帰属が孤独感の水準を低めるといえる。

2) 女子： 短期的および長期的孤独感の平均水準値、長期的孤独感の差異値について、それぞれ有意な関連が見出された。平均水準値についてみると、短期的および長期的孤独感ともに、自己の劣等性・対人的消極性、価値観の不一致、および相互依存性の欠如への帰属は、孤独感の水準を高めるが、対人関係の不全への帰属が水準を低めるといえる。また、家族関係の不全への帰属が長期的孤独感の平均水準を高める。

次に、長期的孤独感の差異値についてみると、価値観の不一致および相互依存性の欠如への帰属が孤独感の深刻化を生じる有意な傾向があるといえよう。

②原因次元因子 (Table 4 -a,b)

1) 男子： 平均水準値を従属変数とする分析のみで、短期的および長期的孤独感ともに有意な関連があった。いずれの孤独感についても、安定原因および内的原因の認知が孤独感の水準を高めるといえる。

2) 女子： 短期的および長期的孤独感の平均水準値、短期的孤独感の差異値について、それぞれ有意な関連が認められた。平均水準値については、安定した原因、内的な原因、および統制不可能な原因への帰属がいずれの孤独感の平均水準も高める。差異値をみると、安定原因への帰属が短期的孤独感の深刻化をもたらす。

③対処方略因子 (Table 5 -a,b)

1) 男子： 平均水準値のみで、2つの孤独感ともに有意な関連が認められた。いずれの孤独感ともに、消極的受容対処が孤独感の水準を高めるが、自己の改善や嗜好的活動の対処が孤独感の水準を低める傾向があった。また、友だちとの接触対処が短期的孤独感の水準を低める。

2) 女子： 平均水準値のみで、2つの孤独感ともに有意な関連があった。いずれの孤独感でも、友だちとの交流対処が孤独感の水準を低下させ、消極的受容対処が孤独感の水準を高めるといえる。

Table 4-a

孤独感変化の様態と原因帰属との関係：重回帰分析（標準化偏回帰係数）

— 男子 —

	< 従 属 変 数 >		
	平均水準値	差異値	変動係数值
{ 原因帰属因子 }			
I. 对人的消極性	.670a	.136	.060
	[.600a]	[.279]	[.027]
II. 対人関係の不全	-.228c	.218	.190
	[-.154]	[-.030]	[.142]
III. 自己に対する不安・劣等性	-.064	-.086	-.168
	[-.061]	[-.060]	[-.198]
IV. 孤立志向	.289b	-.113	-.191
	[.253b]	[.099]	[.174]
V. 達成感の欠如	.073	-.014	-.075
	[.151]	[-.138]	[-.296]
VI. 忙しさ	-.080	.020	-.164
	[-.066]	[-.107]	[-.023]
VII. 对人的自信の欠如	.064	-.078	.004
	[.062]	[-.057]	[.036]
VIII. 一時的孤立	-.167	.013	.182
	[-.141]	[-.038]	[.000]

R^2	.439a	.052	.096
	[.440a]	[-.056]	[.094]
{ 原因次元因子 }			
I. 安定性	.281a	-.054	-.112
	[.205c]	[.183]	[.062]
II. 原因の所在	.225b	.059	-.074
	[.236b]	[.055]	[-.069]
III. 統制可能性	.120	.132	.172
	[.074]	[-.013]	[.069]

R^2	.151a	.025	.050
	[.109b]	[.038]	[.012]

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

{ 上段：短期的孤独感
下段：長期的孤独感

Table 4-b

孤独感変化の様態と原因帰属との関係：重回帰分析（標準化偏回帰係数）

— 女子 —

	< 従 属 変 数 >		
	平均水準値	差異値	変動係数値
{ 原因帰属因子 }			
I. 自己の劣等性・対人的消極性	.326a [.333a]	-.071 [-.041]	.012 [.026]
II. 対人関係の不全	-.260a [-.225a]	-.023 [-.088]	.140 [.106]
III. 価値観の不一致	.274a [.185b]	.060 [.179c]	-.033 [.068]
IV. 相互依存性の欠如	.296a [.245a]	.114 [.308a]	.088 [.076]
V. 達成感の欠如	-.030 [-.024]	.007 [-.016]	-.083 [-.081]
VI. 孤立場面	.062 [.071]	-.045 [-.088]	.006 [.045]
VII. 一時的孤立	-.046 [-.023]	-.206 [-.136]	-.093 [-.092]
VIII. 存在不安	-.004 [.021]	.053 [.000]	.030 [-.075]
IX. 感傷的気分	.001 [-.025]	.016 [-.017]	.019 [-.051]
X. 家族関係の不全	.046 [.126c]	.002 [-.086]	-.070 [-.056]
XI. 自己中心性	.020 [.044]	.072 [.065]	.019 [.059]
R^2	.467a [.406a]	.059 [.149a]	.022 [.040]
{ 原因次元因子 }			
I. 安定性	.363a [.340a]	.123c [.120]	-.024 [.013]
II. 原因の所在	.128c [.166b]	.115 [.022]	-.038 [-.090]
III. 統制可能性	-.140c [-.135c]	-.057 [-.004]	-.034 [-.081]
R^2	.175a [.169a]	.033c [.015]	.004 [.017]

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

{ 上段：短期的孤独感
下段：長期的孤独感

Table 5-a

孤独感変化の様態と対処方略因子との関係：重回帰分析（標準化偏回帰係数）

— 男子 —

	< 従 属 変 数 >		
	平均水準値	差異値	変動係数値
{ 対処方略因子 }			
I. 友だちとの接触	-.297b [-.209]	-.013 [-.147]	.029 [-.144]
II. 消極的受容	.314a [.373a]	.142 [-.087]	-.032 [.000]
III. 自己の改善	-.298b [-.303b]	.051 [-.031]	.074 [.015]
IV. 娯楽的活動	.060 [.121]	-.068 [-.144]	.026 [-.154]
V. 友だちへの自己開示	.057 [-.007]	.026 [.023]	-.048 [-.018]
VI. 文化的活動	.096 [.086]	.109 [.222]	-.091 [.090]
VII. 嗜好的活動	-.235b [-.213c]	.013 [.120]	.050 [.123]
R^2	.330a [.307a]	.041 [.077]	.014 [.055]

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

{ 上段：短期的孤独感
下段：長期的孤独感

4. 原因帰属と対処方略

原因帰属と対処方略との関連を検討するために、正準相関分析を行った。男女別に、a) 原因帰属因子と対処方略因子、b) 原因次元因子と対処方略因子をそれぞれ変数群とする分析を行った。これらの結果を Table 6 -a,b に示す。

①原因帰属因子と対処方略因子（Table 6 -a）

Table 5-b

孤独感変化の様態と対処方略因子との関係：重回帰分析（標準化偏回帰係数）

— 女子 —

	< 従 属 変 数 >		
	平均水準値	差異値	変動係数値
{ 対処方略因子 }			
I. 友だちとの交流	-.431a [-.416a]	.036 [-.025]	-.003 [.030]
II. 娯楽的活動	.103 [.057]	-.108 [-.110]	-.023 [-.026]
III. 自己の改善	-.044 [-.031]	.056 [.006]	-.068 [-.065]
IV. 消極的受容	.232a [.253a]	-.047 [-.159]	.074 [.042]
V. 家族との交流	.077 [.034]	.005 [.025]	.066 [.089]
VI. 彷徨	-.034 [-.027]	.007 [.104]	.065 [.086]
R^2	.203a [.209a]	.013 [.040]	.017 [.020]

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

{ 上段：短期的孤独感
下段：長期的孤独感

1) 男子： 2番目の正準変量までが有意であった。第I正準変量の標準化正準係数をみると、原因帰属因子では対人関係の不全(負)や自己に対する不安・劣等性(負)、対処方略因子では消極的受容(負)や自己の改善(負)が大きい負荷を示した。第II正準変量の場合には、原因帰属因子では、対人関係の不全(負)、自己に対する不安・劣等性(正)、孤立志向(正)、および達成感の欠如(負)、対処方略因子では、友だちとの接触(負)、娯楽的活動(負)、友だちへの自己開示(正)、および文化的活動(正)が大きい負荷を示した。

2) 女子： 有意な第 I および第 II 正準変量が得られた。第 I 正準変量の係数をみると、原因帰属因子では相互依存性の欠如(正)および達成感への欠如(負)、対処方略因子では消極的受容(負)および彷徨(負)が大きい負荷を示した。第 II 正準変量の係数の場合には、原因帰属因子では、価値観の不一致(負)、相互依存性の欠如(負)、および一時的孤立(正)、対処方略因子では友だちとの交流(正)が大きい負荷を示した。

②原因次元因子と対処方略因子 (Table 6-b)

男子では有意な正準変量を得ることができなかったが、女子では第 I 正準変量のみ有意であった。標準化正準係数をみると、原因帰属次元因子では安定性(負)、対処方略因子では友だちとの交流(正)が大きい負荷を示した。

Table 6-a
原因帰属と対処方略との関係：正準相関分析(標準化正準係数)

	< 正 準 変 量 >					
	男子 (N=123)		女子 (N=266)			
	I	II	I	II	I	II
{ 原因帰属因子 }						
I. 对人的消極性	.311	.335	I. 自己の劣等性・对人的消極性	-.262	.091	
II. 対人関係の不全	-.695	-.941	II. 対人関係の不全	-.303	.378	
III. 自己に対する不安・劣等性	-.589	.748	III. 価値観の不一致	-.270	-.602	
IV. 孤立志向	.232	.747	IV. 相互依存性の欠如	.411	-.473	
V. 達成感の欠如	-.043	-.495	V. 達成感の欠如	-.415	.299	
VI. 忙しさ	-.256	.215	VI. 孤立場面	-.347	.209	
VII. 对人的自信の欠如	.217	-.333	VII. 一時的孤立	.136	.440	
VIII. 一時的孤立	-.208	-.158	VIII. 存在不安	-.279	-.232	
			IX. 感傷的気分	-.260	-.217	
			X. 家族関係の不全	.071	-.366	
			XI. 自己中心性	.121	.196	
{ 対処方略因子 }						
I. 友だちとの接触	-.196	-.404	I. 友だちとの交流	.129	.752	
II. 消極的受容	-.536	.096	II. 娯楽的活動	-.171	.280	
III. 自己の改善	-.435	-.215	III. 自己の改善	.067	-.186	
IV. 娯楽的活動	-.226	-.725	IV. 消極的受容	-.689	-.195	
V. 友だちへの自己開示	-.017	.755	V. 家族との交流	-.367	.309	
VI. 文化的活動	-.006	.723	VI. 彷徨	-.472	-.194	
VII. 嗜好的活動	-.097	.140				
正準相関係数			正準相関係数			
{ I : .587 ($\chi^2_{(56)} = 132.30, p < .001$)			{ I : .528 ($\chi^2_{(66)} = 174.89, p < .001$)			
II : .548 ($\chi^2_{(42)} = 84.05, p < .001$)			II : .404 ($\chi^2_{(50)} = 91.32, p < .001$)			

IV. 考察

1. 孤独感変化指標

本研究では、1年間にわたる孤独感の測定に基づき、3つの孤独感変化指標を算出した。短期的および長期的孤独感いずれにおいても、3指標は相互にある程度の独立性を示した。孤独感の一般的水準、孤独感の増加・減少傾向、および孤独感の変動は、異なる測定概念といえる。いくつかの有意な相関もみられたが、相関値の大きさが小さいことからここでは解釈しない。3指標それぞれで2つの孤独感の関連をみると、男女ともに、全体的に高い相関を示したが、とりわけ平均水準値でかなり高い相関が得られた。これは、短期的孤独感と長期的孤独感が全体的に高い相関を示していることから（諸井, 1991）、短期的孤

Table 6-b
女子 (N=266) における原因帰属次元因子と対処方略因子の
関係：正準相関分析（標準化正準係数）

	< 正準変量 > I
{ 原因帰属次元因子 }	
I. 安定性	-.971
II. 原因の所在	-.151
III. 統制可能性	-.052

{ 対処方略因子 }	
I. 友だちとの交流	.867
II. 娯楽的活動	-.164
III. 自己の改善	.136
IV. 消極的受容	-.376
V. 家族との交流	.150
VI. 彷徨	.233
正準相関係数	.395 ($\chi^2_{(18)}=57.55, p < .001$)

孤独感、長期的孤独感のいずれの指標でみようが、ほぼ同じ孤独感水準といえる。変化2指標の相関が若干低下することは、同じデータを用いた筆者の研究(諸井, 1991)で確認されているように、2つの孤独感が変化の上ではやや異なる様相をみせていることになる。

次に、男女差をみると、2つの孤独感いずれでも平均水準値でのみ有意な男女差が認められた。これは、先行研究と一致して、男子の孤独感水準が女子に比べて高いことを示している。

2. 孤独感変化の様態におよぼす原因帰属の影響

まず、男子の結果について考察する。原因帰属因子および原因次元因子のいずれでも、平均水準値でのみ有意な回帰式が得られた。原因帰属因子では、対人的消極性と孤立志向が2つの指標それぞれの有意な正の規定因であった。これは、先行研究(諸井, 1990)と同様な傾向である。したがって、対人的に消極的な自己の側面や孤立を好む自らの志向性に孤独感の原因を求めると、孤独感の慢性化をもたらすといえよう。また、原因次元因子に関する分析結果をみると、先行研究と同様に、孤独を安定した内的な原因に帰属すると孤独感を高めることになる。対人的消極性や孤立志向が安定した内的な原因であることと対応している。先行研究では、対人的関係の不全と一時的孤立も孤独感の有意な負の規定因であった。しかし、短期的孤独感の平均水準値では対人関係の不全でのみ有意な標準化偏回帰係数が得られた。対人関係の不全や一時的孤立という原因自体が状況によって出現するものであり、1年間の孤独感の平均的状态との関係では、それらへの帰属の影響が希薄になるのかもしれない。

次に、女子の結果について考察する。平均水準値に関する分析では、原因帰属因子および原因帰属次元因子で有意な回帰式が得られた。差異値についての分析では、原因帰属因子では長期的孤独感、原因次元因子では短期的孤独感での回帰式が有意であった。まず、平均水準値についての結果をみる。自己の劣等性・対人的消極性、価値観の不一致、および相互依存性の欠如が有意な正の規定因、対人関係の不全が有意な負の規定因であった。これらは、先行研究と一致している。自己内部の原因や他者との関わり自体の変化しにくい側面への帰属が孤独感を促進するが、他者との関わり自体の比較的一過的な側面への帰属は孤独感の水準を低める。先行研究では一時的孤立も有意な負の規定因であったが、本研究では有意でなかった。これは、男子と同じ理由であろう。また、長期的孤独感でのみ家族関係の不全への帰属が有意な正の規定因であった。一方、原因次元因子の結果をみると、先行研究では安定性のみ有意な規定因であっ

たのに、本研究では3因子すべてが有意な規定因であった。したがって、安定的、内的、統制不可能な原因に帰属するほど、孤独感の水準が高まることになる。しかし、標準化偏回帰係数の大きさに注目すると、安定性の係数がかなり大きく、これは先行研究と一致する傾向といえる。

次に、女子の差異値での分析結果について述べる。原因帰属因子と長期的孤独感指標との関連では、価値観の不一致および相互依存性の欠如が有意な正の規定因であった。これらの帰属が孤独感を深刻にすることを示している。原因帰属次元因子と短期的孤独感指標との関連では、安定性のみが有意な正の規定因であった。安定した原因への帰属は、短期的孤独感よりもむしろ長期的孤独感の深刻化をもたらすと思われる。しかし、この逆の結果は、安定した原因の認知が前の測定時点での一過的な状態よりも一過的であれ深刻な水準にあると判断させる傾向を示唆しているのかもしれない。

3. 孤独感変化の様態におよぼす対処方略の影響

男女ともに、平均水準値に関する分析でのみ有意な重回帰式が得られた。

男子の平均水準値に関する分析結果は、先行研究(諸井, 1989b)とかなり異なる様相を示した。自己の改善と嗜好的活動の方略は、短期的および長期的孤独感ともに、孤独感の水準を低めるといえる。これら2つの方略は、先行研究では有意な孤独感の規定因ではなかった。そのかわり、先行研究で孤独感の有意な負の規定因であった友だちへの自己開示は2つの指標ともに有意な規定因ではなく、友だちとの接触も短期的孤独感の平均水準値でのみ有意な規定因であった。消極的受容は、先行研究と同様に、孤独感の水準を高めることを示していた。したがって、1年間にわたる測定による孤独感の水準と対処方略との関係では、他者が示す反応も重要である対人的行動方略(友だちとの接触、友だちへの自己開示)よりも、自己の対人的構えに関わる認知的方略(消極的受容、自己の改善)や、対人的関係からの逃避である嗜好的活動が、重要な要因となる。

一方、女子の平均水準値に関する分析結果は、先行研究と同じ傾向を示した。友だちとの交流は孤独感を低減し、消極的受容は孤独感を促進する。友だちとの交流方略では、他者の反応にも依存して、孤独感低減の効果が決まる。しかし、男子と異なり、女子はもともと対人的志向性が高いために、相手との間に不全があってもその解決にふだんに努力すると推測される。したがって、1年間にわたる測定による孤独感の水準と対処方略との関係をみても、対人的行動方略が孤独感低減に重要な働きをすることと思われる。

4. 原因帰属と対処方略

原因帰属と対処方略との関係をみるために、正準相関分析を行った。その結果を考察する。

まず、男子の結果を述べる。原因帰属因子と対処方略因子との関係でのみ有意な正準相関係数が得られた。第Ⅰ正準変量は、対人関係の不全や自己に対する不安・劣等性への帰属と消極的受容や自己の改善方略との結びつきを示していた。標準化正準係数の符号は、孤独感の促進・低減の観点からすると、矛盾するといえる。この結びつきは、認知的方略を喚起するものと考えられる。第Ⅱ正準変量は、対人関係の不全、自己に対する不安・劣等性、孤立志向、および達成感の欠如への帰属と、友だちとの接触、娯楽的活動、友だちへの自己開示、および文化的活動という方略との結びつきを示している。標準化正準係数の符号をみると、たとえば自己に対する不安・劣等性や孤立志向への帰属が友だちとの接触方略を抑制する一方で友だちへの自己開示方略を喚起することになり、孤独感の促進・低減と関連させると、やや理解しにくい結果であるといえる。この結びつきは、对人的行動あるいは単独行動の喚起に関連したものと解釈される。

次に、女子の結果を述べる。原因帰属因子および原因帰属次元因子ともに対処方略因子との間に有意な正準相関係数が認められた。まず、原因帰属因子に関する分析結果を考察する。第Ⅰ正準変量は、相互依存性の欠如や達成感の欠如への帰属と、消極的受容や彷徨という方略との結びつきを示していた。標準化正準係数の符号からは、たとえば相互依存性の欠如への帰属が消極的受容方略を低めることになり、孤独感との関連から矛盾することになる。この結びつきは、逃避的方略の喚起に関わるものといえる。第Ⅱ正準変量は、価値観の不一致、相互依存性の欠如、および一時的孤立への帰属と、友だちとの交流方略との結びつきを示している。標準化偏回帰係数の方向によれば、価値観の不一致や相互依存性の欠如への帰属をせず、一時的孤立に帰属することは、友だちとの交流方略を喚起する。したがって、この結びつきは、孤独感との関連と一致しており、女子の場合の孤独感の促進・低減に関わる重要なものといえよう。一方、原因帰属次元因子に関する分析結果をみると、第Ⅰ正準変量のみが有意であった。これは、安定性に関する帰属と友だちとの交流方略との結びつきを示している。標準化正準係数の符号によれば、不安定な原因への帰属が友だちとの交流方略を喚起することになる。この結びつきも孤独感との関連と一致していた。

正準相関分析の結果は、孤独感との関連を考慮すると、女子のほうで部分的に孤独感との関連に一致する“原因帰属→対処”の連鎖が認められたものの、全体的には孤独感との関連で曖昧な連鎖を示した。この原因としては、“認知—情動—行動”の連鎖を質問紙で把握することの限界が考えられる。連鎖内部での相互的影響を特定時点での調査ですべて明確にすることは容易ではなからう。本研究では、孤独感のみ連続的に測定したが、原因帰属や対処については1時点の測定によっている。これは、原因帰属や対処傾向が比較的安定していると仮定した上であるが、本研究でみられた α 係数の低下や先行研究(諸井, 1989 b)での対処方略の時点間一貫性をみると、原因帰属や対処傾向自体も変化している可能性が十分にある。したがって、これらについても連続的に測定する必要がある。しかし、女子で部分的に明確な傾向が認められたことは、女子における孤独感の過程では友だちとの交流という外示的行動が鍵となっていることを示唆すると思われる。

V. 研究のまとめと今後の方向

1. 先行研究(諸井, 1989 b, 1990)と本研究のまとめ

3つの研究を通して、孤独感の高さに性差がみられた。とくに、1年間にわたる孤独感の測定を試みた本研究では孤独感の平均的水準に性差が認められた。これはBorys & Perlman (1985)の知見の妥当性を示しており、Russell *et al.* (1980)による性差の解釈、すなわちサンプリング・バイアス解釈が限定される。女子に比べ男子の孤独感が高い傾向にあるという性差に対応して、孤独感に関する原因帰属や対処方略の因子的構造にも性差があり、さらに、これらの因子的構造と孤独感との関連にも特徴的な性差が認められた。

原因帰属の因子的構造をみると、次のような性差があるといえる。男子では自己の内的不全に関する帰属(対人的消極性、自己に対する不安・劣等性、対人的自信の欠如)、女子では対人関係に関する帰属(対人関係の不全、価値観の不一致、相互依存性の欠如、家族関係の不全)が、それぞれ区別されていた。さらに、対処方略の因子的構造についても、次のような性差を指摘できる。男子では、友だちとの単純接触あるいは親密な接触のいずれを試みるかによる区別、つまり対人関係に対する自己の志向性による対処の分化がある。しかし、女子では、そのような区別がなく、友だちか家族かという対象の違いによる対人的対処の区別のみがある。

孤独感との関連をみても、3つの研究を通して、次のような性差がみられた。まず、男子についてみると、対人的に消極的な自己の側面や孤立を好む自らの志向性に孤独感の原因を求めたり、消極的対処方略を採用することが、孤独感の慢性化をもたらしていた。しかし、女子では、これと異なる様相が認められた。自己内部の原因や他者との関わり自体の変化しにくい側面への帰属は孤独感を促進するが、他者との関わり自体の比較的一過的な側面への帰属は孤独感の慢性化を妨げる。また、消極的対処方略の採用が孤独感を促進するとともに、友だちとの交流によって孤独感の低減を図ることができる。すなわち、原因帰属や対処方略と孤独感との関連に関する結果から、一般的に次のような特徴的性差を結論できる。男子では、孤独感の発生に対して自己内部での処理が図られる傾向にあるが、これは孤独感の慢性化の原因となりやすい。他者がどのような反応を示すかが重要である対人的行動方略は、孤独感の水準の増減と比較的無関係である。一方、女子では、孤独に陥ったときに、対人関係の側面からの原因帰属が重要となり、他者の反応にも依存して孤独感低減の効果が決まる対人的対処方略の採用を試みる。これらは、対人的志向性の性差（Swap & Rubin, 1983；斎藤・中村, 1987）と一致している。つまり、対人的志向性が高い女子は、他者との間に生じた不全の解決にふだんに努力するのである。

ところで、筆者は、孤独者の特徴について、認知的過程、行動的過程、および社会的ネットワークという観点から、先行研究で得られた諸知見を概観した（未稿）。その結果、孤独感の慢性化に関する流れが浮き彫りになった。これを Fig. 1 に仮説的試みとして示す。この試みでは、孤独感の慢性化過程を、“孤独感の生起→認知的過程→動機づけ過程→行動的過程→対人的結果”という枠組で表わした。

対人関係の何らかの不全により孤独に陥った者には、自己および他者に対する認知的評価の低減が生じる。これには2通りのパスが推測される。1つ目のパスは次の通りである。孤独を自己の内部原因に帰属することにより、自己評価の低下（自己非難）が生じる。それは、他者が魅力に乏しい自己を嫌うかもしれないという期待をもたらし、今度は、自己を嫌う他者を自分も嫌うことになる。あるいは、他者の拒絶期待が防衛的に他者を低くみるようにさせるかもしれない。2つ目のパスとしては、孤独を他者に帰属した場合である。そのような帰属は、他者の低評価（他者非難）をもたらす。自己を孤独におとしめた他者が再び自己に拒絶的にふるまうことが予測されるとともに、孤独状態自体がネガティブな対人的結果であることから、自己に対するネガティブな評価も

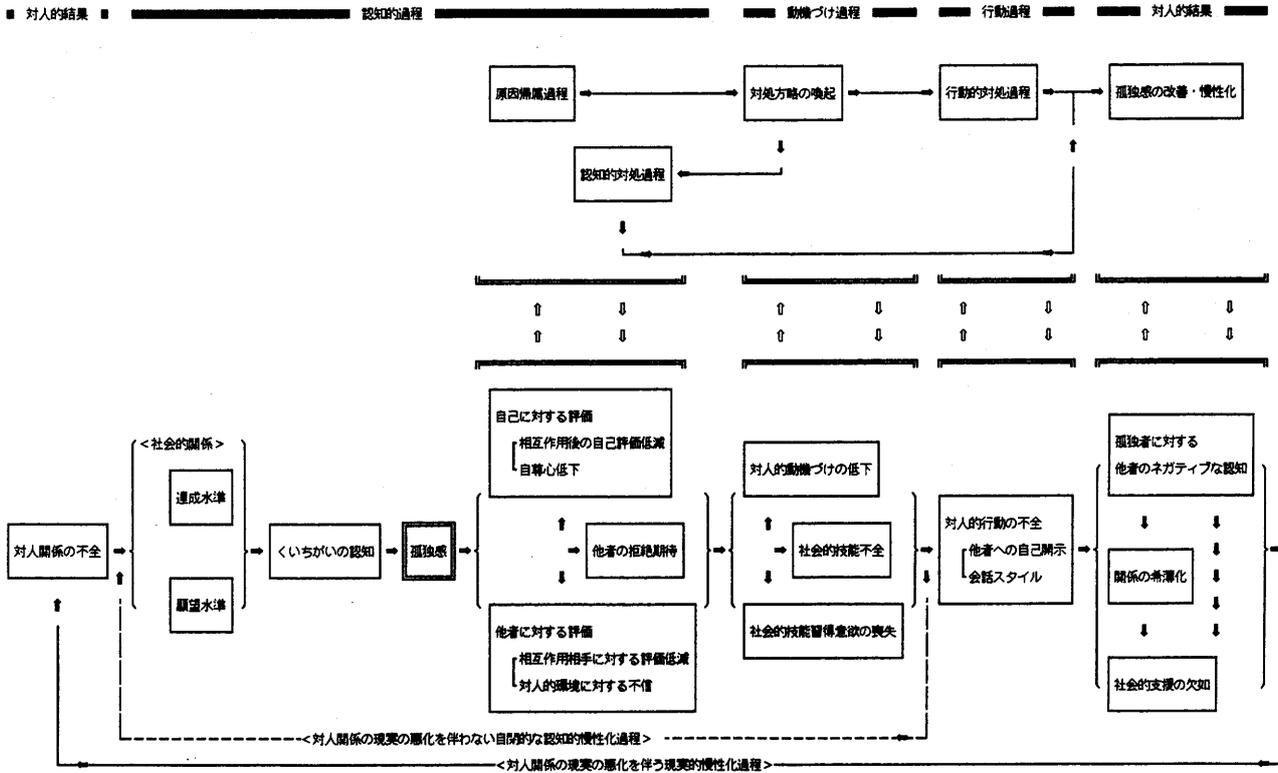


Fig. 1 孤独感の慢性化過程

生じる。

自己および他者に対する認知的評価の低減は、特定の他者との相互作用動機づけや対人的環境に対する働きかけを抑制する。この対人的動機づけの低下は、社会的技能習得意欲を減じ、社会的技能不全に陥る可能性を増加させることになる。対人的動機づけの低下や社会的技能不全は、孤独者の現実の行動を方向づける。つまり、一般とは異なる行動パターンを示すことになる。また、これは、孤独に対する対処としての行動的対処過程にも関連している。孤独者と相互作用を営む他者は、この特徴的な行動を認知することによって、孤独者に関するネガティブな認知を形成する。このネガティブな認知は、関係の希薄化となる。あるいは、孤独者の特徴的な行動を好意的に解釈することもあるだろう。つまり、他者は、孤独者自身が自分との相互作用を望んでいないために、そのような行動を示すと解釈し、孤独者との相互作用を避けるかもしれない（したがって、孤独者に対する評価の低減が生じない）。その場合でも、関係の希薄化が生じるだろう。さらに、孤独者に対するネガティブな認知や関係の実際の希薄化は、その孤独者に対する社会的支援を潜在的に伴う関係の形成・確立とはならない。このような対人的結果は、孤独感をますます増幅させると推測される。

以上に述べた過程は、対人関係の現実の悪化を伴う場合である。次に、そのような悪化を伴わない自閉的な認知的慢性化過程についても述べよう。

これは、特定の他者との相互作用動機づけや対人的環境に対する働きかけが抑制され、もはや、対人行動自体が生じない場合である。つまり、外界に対する働きかけなしに、認知的過程の一つの循環（悪循環）として孤独感の維持・増幅が生じる。これは、孤独に対する対処として、認知的対処過程が喚起されることと関連している。この自閉的な認知的慢性化過程では、孤独自体が、もはや現実の対人関係の不全ではなく、仮定された“他者の拒絶期待”により維持されていると特徴づけられる。

次に、3つの研究で得られた性差を、孤独感の慢性化過程（Fig. 1）に対応させてみる。男子の場合、孤独感に対する反応は、対人関係の現実の悪化を伴わない自閉的な慢性化過程の流れの中に位置づけることができるかもしれない。本研究で孤独感の有意な規定因として認められた嗜好的活動もこの流れで理解できる。この流れでは、もともと孤独感を生じた対人関係上の不全は何ら現実的には解決されない。したがって、一過的には孤独から逃避できたとしても、現実の対人関係の中で暮している限り、やはり絶え間なく孤独状態に襲われる

ことになる。偶然の対人関係の好転やまわりの者の好意的態度に依存して、孤独が解消されることがあるにせよ、いったん陥った孤独の克服は相対的に困難といえる。一方、女子の一連の反応は、対人関係の現実の悪化を伴う現実的慢性化過程の中に位置づけることができよう。女子は自らの孤独感を対人関係の中で理解し対人関係の現実的解決を志向するので、偶然の対人関係の悪化やまわりの者の拒否的態度によって孤独感が維持されることもあるかもしれないが、確率的には女子の孤独感が克服される可能性が高いと思われる。

以上のように考えると、女子に比べ男子の孤独感が高い傾向も理解できる。さらに、孤独感と自尊心との間に高い相関がみられるのに、女子に比べ男子では孤独感が高く自尊心も高いという、矛盾した傾向も説明できる。つまり、男子では、長期的にみると孤独感低減の効果性の低い自閉的過程の中で孤独感の克服を試みるが、現実の対人関係の不全により絶え間なく生起する孤独感に対する心理学的障壁として高い自尊心を形成するのかもしれない。いわゆる“孤高”の境地である。

2. 先行研究（諸井, 1989 b, 1990）と本研究の問題点と今後の方向

“原因帰属→対処方略の採用→孤独感”という図式の基で、一連の研究が行われた。しかし、原因帰属や対処方略に関する尺度は、孤独感尺度と同時に実施されたり（諸井, 1989 b, 1990）、1年間にわたる時期の中間時点に実施されたりした（本研究）。つまり、原因帰属や対処方略の採用傾向は比較的安定していると仮定して、相関的データを対象に因果的分析が行われた。しかし、現実生活の中で日々経験するさまざまな出来事への理解やそれへの対処が変化して行く可能性も十分にある。他者との相互作用の中でそれまでには気づかなかった自己の肯定的側面をたまたま発見することもある。半ば強制的に参加させられたパーティーで他者との交流が孤独感を低減することに気づくかもしれない。これらの経験の後、孤独感に関する原因帰属や対処方略の採用傾向は、変化するだろう。したがって、原因帰属や対処方略に関する尺度と孤独感尺度を複数の時点で実施することによって、明確な因果分析を可能とする調査を試みる必要がある。

以上のことに関連した問題として、本研究があくまでも質問紙に対する評定に関する分析に基づいていることを指摘できる。原因帰属の特定の方向づけや特定の対処方略の採用がその後の孤独感に影響をおよぼすことを具体的に明らかにしているわけではない。たとえば、自己の肯定的側面への注目を操作的に誘導することが孤独感の低減に役立つかを実験的に確かめることもできるだろう。

う。原因帰属，対処方略，および孤独感の関連を質問紙調査のような形式で検討するばかりでなく，実験的方法によるより精緻な分析を試みる必要もあるだろう。

最後の問題として，本研究の知見があくまでも大学生のデータに基づいているということに注意を払うべきである。原因帰属や対処方略の因子的構造やそれらと孤独感との関連に関する結果は，サンプルが異なれば異なる様相を示すかもしれない。筆者（諸井，1989 a）は，コンピューター系の専門学校に通う女子1・2年生を対象として，大学生と同じ調査を試み，同様な方法で分析した。因子的構造について専門学校一女子と大学一女子の対処方略を比較すると，共通な対処方略として，友だちとの交流，消極的受容，娯楽的活動が見出された。しかし，専門学校一女子では，注意の転換，没頭，やつあたりという特徴的方略が認められたのに加え，大学一女子では別の対処方略である自己の改善と家族との交流が単一の方略となっていた。職業志向性の強い教育を受けている専門学校生は，昼間にも対人行動を営みやすい大学生に比べ，拘束的な時間が多いため，孤独状態に対する対処として，分化した非対人的方略をもつものかもしれない。次に，孤独感と対処方略との関連についての重回帰分析の結果をみると，友だちとの関係に関する方略は孤独感の低減に有効であるが，消極的受容，娯楽的活動，やつあたり方略はむしろ孤独感の長期化をもたらすことを示していた。大学一女子では娯楽的活動は有意な規定因ではなかった。孤独感の慢性的水準と対処方略との関係を検討した判別分析の結果は，専門学校一女子でも大学生の女子と同様な傾向があることを示している。このように，同じ青年期の後期にあるサンプルでも，共通点とともに差異が認められる。

落合（1982）は，10歳から74歳までの者を対象として，文章完成法（“私が孤独（ひとり）だと感じるのは_____”）を用いて，孤独感の規定因の自己認知を発達的に検討した。文章完成法での反応が4つの次元に分類され，各次元に分類される反応数の発達の比較が行われた。その結果，次の傾向が認められた。

a) 対他次元（人との関係に関する次元）： 児童期で最も多くみられ，加齢とともにこの反応が減少する。b) 対自次元（自己のあり方の意識に関する次元）： 児童期にはあまりみられず，加齢とともに反応が増加する。c) 時間的展望の次元： 加齢とともに増加する。d) 物理的孤立状態に関する次元： 老年期において急増する。孤独感の規定因の認知に関する発達の変化は，孤独感に関する原因帰属や対処方略の基本的構造が発達的に異なり，さらにこれらと孤独感との関連も異なる可能性を示唆している。

ところで、長田・井上(1982)は、老人ホームに居住する老年者を対象として、孤立認知と孤独感が原因帰属(彼らによれば帰属方向)や対処方略(彼らによれば防衛機制)とどのような関連を示すかを検討している。それによれば、慢性的孤独状態にある者(孤立を認めるとともに孤独も感じる者)は、無罰的な原因帰属を行い(“私がこうなるのも私の運命だと思ってあきらめる”), 合理化対処をとりやすい(“人が年をとって孤立し、孤独になるのは当然のことだと思ふ”)。測定方法や概念的な位置づけが異なるので単純な比較には慎重であるべきとしても、老年者の過程が大学生の示す過程と基本的に類似しているとも推測できる。

いずれにしても、本研究での結論は、あくまでも大学生という比較的類似した生活環境にある者から得られたものであることに留意すべきである。そのうえで、他のサンプルにおいても孤独感に関する原因帰属や対処方略の因子的構造およびそれらと孤独感との関連を実証的に検討する中で、より一般的な結論に到達すべきであろう。

< 付記 >

- 1) 本研究では、統計的処理のために、統計パッケージ SPSS / PC + (V3.0J版)を NEC 製 PC 9801 -RA 2上 で利用した。ただし、正準相関分析のみ、名古屋大学大型計算機センターの SPSS 統計パッケージ第9版を用いた。

VI. 引用文献

- 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学科・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.
- 諸井克英 1990 大学生における孤独感と原因帰属 実験社会心理学研究, 30, 41 - 52.
- 諸井克英 1991 生活事象変化に伴う孤独感 人文論集(静岡大学人文学部社会学科・人文学科研究報告), 41, 29 - 63.
- 落合良行 1982 孤独感の内包的構造に関する仮説 教育心理学研究, 30, 233 - 238.

- 長田久雄・井上勝也 1982 ホーム在住老人の孤独に関する心理学的研究 社会老年学, 15, 74-83.
- 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.
- Revenson,T.A. 1981 Coping with loneliness: The impact of causal attribution. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 7, 565-571.
- 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.
- 斎藤和志・中村雅彦 1987 对人的志向性尺度の試み 名古屋大学教育学部紀要(教育心理学科), 34, 97-109.
- Swap,W.C.,& Rubin,J.Z. 1983 Measurement of interpersonal orientation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44, 208-219.