

# 人は出来事の原因をどのように帰属するか？

## —帰属複雑性尺度の検討—

諸 井 克 英

### I. 問題

人は、自分が日常的に経験した出来事の原因を探索することによって、自分が住んでいる世界を秩序ある仕方です理的に構成しようとする。このように、特定出来事の原因を探索することを帰属と呼ぶ。この帰属過程に関する研究は、Heider (1958) の素朴心理学の提唱に由来する。彼によれば、人に直接経験をもたらす「多様な近刺激」は、「遠隔的な不変性およびそれらが関連をもつ素因的特質という観点から秩序づける」ことによって意味づけられる。つまり、「出来事は比較的安定した環境の特定の部分によって生ぜしめられている」と解釈される (Heider, 1958)。これは、環境理解と統制のための認知的情報処理に人が積極的に従事することを仮定している。しかし、後続の帰属研究では、「認知的節約」のためはかなり単純な仕方です環境情報を処理するモデルが提唱されている。

このような相反するモデルを念頭において、Fletcher, Danilovics, Fernandez, Peterson, & Reeder (1986) は、出来事の原因を単純に考えるか複雑に考えるかについての個人差があることを指摘し、そのような個人差つまり帰属複雑性を測る尺度を開発した。その際、彼らは、次の7側面を仮定した。①人間行動を説明し理解するための高水準の内発的動機づけをもち、人間行動の理由に対して好奇心や関心を抱いているかどうか(動機づけ)。②原因を考える際により多くの原因を思い浮かべるかどうか(複雑な説明に対する選好)。③原因帰属に関与する基底的過程について考えるかどうか(メタ認知)、④他者が自分自身の行動におよぼす影響や自分自身の行動が他者の行動におよぼす影響の両方によって当該の社会的状況を考えるかどうか(相互作用の関数としての行動)、⑤抽象的な心理構造に言及し、複雑な因果連鎖を推測するかどうか(複雑な内的説明)、⑥当該の人物から空間的および時間的に拡大された外的原因を考えるかど

うか(複雑で同時的な外的説明), ⑦遠隔的原因からの連鎖を仮定するかどうか(時間的次元の使用)。

Fletcher *et al.*(1986)は, 5つの研究によって帰属複雑性尺度の妥当化を試みた。研究1では, 尺度の作成が行われた。先の側面を表す45項目が作成され, 予備調査によって28項目が選定された。大学生を対象とする本調査で尺度の検討が行われた。主成分分析では第I主成分が全分散の21.4%を説明したので, 単一次元性が得られたとされた。当該項目得点とその項目を除く総得点とのピアソン相関値は.16以上, 主成分分析での未回転負荷量も.19以上でまずまずであった。28項目での $\alpha$ 係数は十分な信頼性を示した(.85)。また, 18日間隔での再検査相関係数も.80であった。以上の結果によって, Fletcherらは28項目を帰属複雑性尺度項目とした。なお, 興味深いことに, 女子の帰属複雑性得点は, 男子に比べて有意に高かった。

研究2では, 帰属複雑性得点が米国大学検査得点(ACT得点)と無関連であり, 社会的望ましき傾向によっても評定が影響されないことが示された。ただし, 後述する類似概念である認知欲求との間には中程度の相関値(.36,  $p < .001$ )が得られた。また, 研究3では, 人間行動に対する説明動機づけが高いと推測される心理学専攻3・4年生は, 自然科学専攻3・4年生よりも高い帰属複雑性得点をみせた。さらに, 帰属複雑性の高い被験者は, 親友の性格記述に際して自発的に性格原因について言及し(研究4), 行動記述文(例: Sueは犬を怖がる)に対して複雑な原因説明を好んだ(研究5)。

本研究では, Fletcher *et al.*(1986)が開発した帰属複雑性尺度の日本語版を作成し, 統計的検討を加える。これを本研究の第1の目的とする。

ところで, Beck(1976)は, 抑うつ患者の心理的世界の主要な特徴として, ①世界に対する否定的考え, ②自分自身に対する否定的概念, ③将来に対する否定的な評価を挙げた。Beckによるこの「認知の3徴」は, 抑うつ現象の基底にある認知的メカニズムの重要性を明確にするとともに, 抑うつ現象を帰属研究枠組みの中で扱う有用性を示唆した。Fletcher *et al.*(1986)の帰属複雑性概念は, 次の2つの仕方で抑うつと関連づけることができる。①抑うつと帰属複雑性との直接的関連。②Seligman, Abramson, Semmel, & Baeyer(1979)による抑うつ帰属スタイルと帰属複雑性との関連。

まず, ①の問題について述べる。Marsh & Weary(1989)は, 抑うつと環境統制感との関係に着目した。抑うつに陥っても, 自分自身がおかれている社会的状況理解のための積極的な認知的情報処理活動に従事する。このようにして

統制感が回復できる。彼らは、抑うつと帰属複雑性との間に2次的関係を仮定した。つまり、軽度の抑うつ者の帰属複雑性が高くなる。Marsh & Weary は、Beck-抑うつインヴェントリー(BDI)を用いて、この仮説を支持する結果を得た。一方、Flett, Pliner, & Blankstein(1989)は、抑うつ者が自己確証を慢性的に求めており、肯定的な自己像を再確認するために活発な帰属処理活動に従事すると考えた。彼らも、BDIを用いて、抑うつ者の帰属複雑性が高いことを見出した。ただし、彼らは2次関係を検討していない。本研究の第2の目的として、抑うつと帰属複雑性との間の直接的関連を検討する。

次に、②の帰属スタイルの問題について触れる。Seligman *et al.*(1979)は、動物を用いた実験知見に基づく学習性無気力感モデル(learned helplessness model; Abramson, Seligman, & Teasdale, 1978)を人の抑うつ現象に適用し、抑うつ帰属スタイル仮説を提起した。彼らによれば、抑うつ者は、Fig. 1に表すような仕方です日常経験の帰属を行う。この仮説について、多くの研究が試みられた。Sweeney, Anderson, & Baliey(1986)は、104の公刊・未公刊の研究結果に関するメタ分析を行い、Seligmanらの仮説に対する一般的支持を認めた。

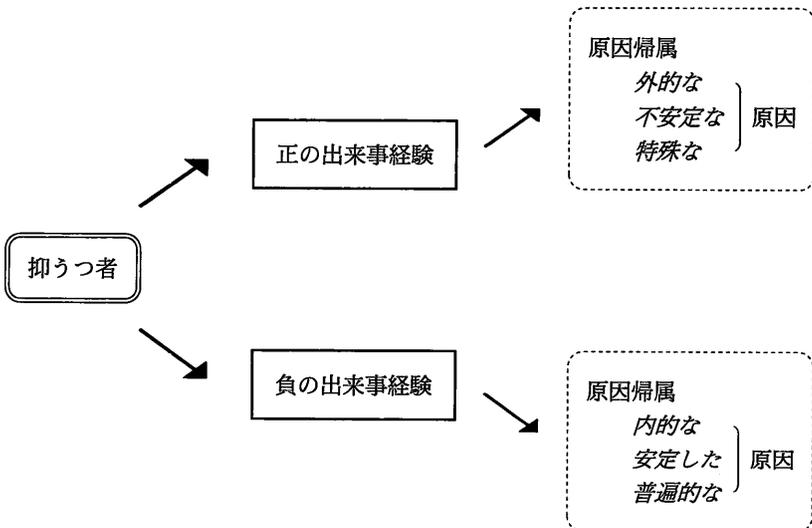


Fig. 1 Seligman *et al.*(1979)によって提起された抑うつ帰属スタイル

ところで、抑うつ帰属スタイル仮説は、日常経験に関する原因帰属処理が行われることを前提にしている。したがって、先述したように、帰属複雑性という個人差があるならば、この仮説は、ふだん帰属処理活動を活発に行う傾向がある者にあてはまると考えられる。本研究の第3の目的として、抑うつ帰属スタイル仮説に対する帰属複雑性の仲介効果を検討する。

ところで、抑うつ帰属スタイル研究では、帰属スタイル質問紙 (Attributional Style Questionnaire; ASQ と略記; Peterson, Semmel, Baeyer, Abramson, Metalsky, & Seligman, 1982) が用いられることが多い。この質問紙では、出来事の正負と出来事の種類の(対人的出来事, 達成的出来事)が操作された12個の架空の出来事が含まれる。各出来事に対して、被験者は主要原因を思い浮かべさせられ、その原因の内在性(原因の所在と同等)、安定性、および普遍性に関する評定を行う。しかし、この3項目測度の信頼性は適切であるとは言い難い(内在性、安定性、普遍性の順に; 正の出来事:  $\alpha = .50, .58, .44$ ; 負の出来事:  $.46, .59, .69$ )。Cutrona, Russell, & Jones (1985) は、負の出来事に限定して ASQ を実施した。 $\alpha$  値が低いことに加えて ( $.33, .59, .62$ )、LISREL V によって解析したところ、状況をこえた帰属スタイルが認められないことを見出した。Cutrona らは、後述する原因次元尺度 (Causal Dimension Scale; CDS と略記; Russell, 1982) の有用性を示唆した。本研究では、ASQ ではなく、CDS を拡大した測定方法を用いて日常経験の原因帰属を測り、抑うつとの関連を検討する。

以上に述べた一連の目的のために、青年期にある女子(短大生, 看護学校生)を対象とする質問紙調査を行った。対象を女子青年に限定したのは、Fletcher *et al.* (1986) の研究で女子のほうが帰属処理活動を活発に行う傾向がみられたこともあるが、被験者の得やすさによるところが大きい。ところで、先述した Sweeney *et al.* (1986) のメタ分析では、学生、非学生、うつ病患者のサンプルを比較すると、普遍性の場合にうつ病患者で大きい相関傾向が認められている。ただし、学生と非学生の間に差異はないので、本研究の対象限定はとりあえず問題がないと判断した。また、この時期のうつ病の有病率が女子のほうで高いという指摘(中西・深津・沢志, 1997)からも、女子青年を対象とすることは意味があると思われる。

## II. 方法

### 調査対象および調査の実施

静岡県中部看護専門学校、常葉学園富士短期大学、および常葉学園短期大学での心理学関係の授業を利用して、『青年の行動・意識調査』の名目で質問紙調査を実施した。静岡県中部看護専門学校では、3回にわたって調査が行われた(1994年5月18日、1995年5月17日、1997年6月4日)。常葉学園富士短期大学では2回(1993年11月15日、11月22日)、常葉学園短期大学では1回(1997年6月9日)、それぞれ実施された。

記入漏れなどの不適切な回答をした者や、年齢が高い者(25歳以上)を除き、女子325名を分析対象とした(静岡県中部看護専門学校110名;常葉学園富士短期大学169名;常葉学園短期大学46名)。全体の平均年齢は18.97歳( $SD = .60$ , 18~22歳)であった。なお、男子は少数であったので、本研究では除いてある。

### 質問紙の構成

質問紙は、①帰属複雑性尺度、②基本的属性、③Zung-抑うつ尺度、④出来事の想起と評定、⑤原因次元尺度から構成されている。

#### (1) 帰属複雑性尺度

日常的に被験者がどのような仕方で出来事の原因を探索しているかを測定するために、Fletcher *et al.*(1986)の帰属複雑性尺度を用いた。原項目を和訳し、理解しにくい箇所を適宜修正した。本尺度は、7つの側面を想定しており(動機づけ、複雑な説明に対する選好、メタ認知、相互作用の関数としての行動、複雑な内的説明、複雑で同時的な外的説明、時間的次元の使用)、各側面に対して4項目が設けられている。これらの項目をTable 1-aに示す。

それぞれの項目について、「ここ6ヶ月」を基準として、4点尺度で評定させた(「かなりあてはまる」~「ほとんどあてはまらない」)。帰属複雑性が高いほど、高得点になるようにした。

#### (2) 基本的属性

被験者の性別、学年、年齢、居住状況、きょうだい構成について尋ねた。

### (3) Zung-抑うつ尺度

福田・小林(1973)は、Zung(1965)が作成した自己評定式抑うつ尺度(SDS)の日本語版を作成した。SDSは、①全般的気分、②身体的側面、③行動的側面、④認知的側面それぞれでの症状を示す項目から構成されている。

まず、原文を参照しながら理解しにくい表現を修正した。とくに、項目6“I still enjoy sex”は、柔らかい表現に変更した。本研究で用いた項目をTable 2に表す。

次に、評定基準も変えた。日本語版では、「検査時における状態」を基準として評定させている。しかし、DSM-III-R(American Psychiatric Association, 1987)では、大うつ病の診断基準の1つとして、種々の抑うつ症状が「2週間以上持続」することを挙げている。これに従って、本研究では、「この2週間の状態」を基準とした。

日本語版では「ない、たまに」～「ほとんどいつも」の4点尺度形式を用いているが、福田・小林(1973)が認めているように、症状の強さを持続時間で判断させることには問題がある。そのため、本研究では、20項目のそれぞれにどのくらいあてはまるかを「かなりあてはまる」～「ほとんどあてはまらない」の4点尺度上で回答させた。抑うつ傾向が高いほど、得点が高くなるようにした。

### (4) 出来事の想起と評定

まず、この6ヶ月間に被験者に起きた出来事のうち、「最も望ましい出来事」か「最も望ましくない出来事」のいずれかを想起させた。質問紙を2通り用意し、被験者の半数には前者のタイプの出来事、残りの半数には後者のタイプの出来事について尋ねた。

次に、想起した出来事の望ましき(望ましくなさ)の程度を、①まわりの人々が経験している出来事、②被験者の今後の人生で経験するかもしれない出来事と2つの点から5点尺度で比較させた。また、その出来事が「被験者と他のだけかとの関係」に関わる出来事か、そうでない出来事かを回答させた。

最後に、その出来事の「内容と結果」の概略を書かせた。その上で、その出来事が起きた原因のうち最も重要と思うものを記述させた。

### (5) 原因次元尺度

想起した出来事が起きた主原因を被験者に特定させた後、その原因の特徴を原因次元尺度によって評定させた。

原因帰属研究では、①当該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、②研究者によって予め原因次元上の位置

が仮定された原因項目について、当該出来事の原因としての適切さを評定させる方法のいずれかが用いられる。Russell(1982)によれば、被験者の反応の帰属次元上への変換に研究者が介入することは、原因次元の不適切な推定の危険を伴う。彼は、これを「帰属研究者の基本的誤謬」と呼び、当該出来事の原因をWeinerの基本的帰属3次元上(原因の所在、安定性、統制可能性)で被験者自身によって査定させる方法を考案した。つまり、原因次元尺度を開発した。諸井(1990)は、孤独感の原因を素材として、この3次元性を確認した。このCDSの統制可能性項目がだれによる統制かが不明確であったことから、交通事故経験の原因認知を調べた諸井(1993)は、自己統制可能性と他者統制可能性を表す項目をそれぞれ作成した。また、子育てにおける平衡/不平衡の原因認知を素材とした研究でも同様な項目が用いられた(諸井, 1994)。Russellら自身も(McAuley, Duncan, & Russell, 1992)、統制可能性次元に関わる問題を改善してCDS IIを作成している。さらに、諸井(1993, 1994)の研究では、Seligman *et al.*(1979)によって提起された普遍性次元(原因が生活全般に影響を与えるのか、特定状況でのみ影響を発揮するのか)も加えられた。

本研究では、諸井(1993, 1994)が使用した尺度に基にしながら表現を修正して、「安定性」、「原因の所在」、「自己統制可能性」、「他者統制可能性」、「普遍性」の5次元上で、想起した出来事の主要原因の特徴を評定させる原因次元尺度を作成した。被験者は、各次元を表す15個の両極5点尺度上で主要原因の特徴を評定した。両極尺度項目をTable 3-bに示す。得点は、それぞれの次元を表すほど高得点になるようにした。

なお、項目の配列順効果を相殺するために、(1)と(3)では4タイプ、(5)では3タイプの配列順の異なる質問紙を使用した。

### Ⅲ. 結果

#### 各尺度の検討

各尺度別に以下の分析を行った。あらかじめ、項目平均値の偏り(帰属複雑性尺度および抑うつ尺度,  $1.5 < m < 3.5$ ; 原因次元尺度,  $1.5 < m < 4.5$ )と分散( $SD > .60$ )のチェックを行い、各項目の平均値が当該範囲にあると判断できない項目や分散が小さい項目を分析対象から外すことにした。3尺度いずれの場合も不適切な項目はなかった。

Table 1-a

帰属複雑性尺度に関する単一次元性の検討：2回目の結果

	<i>t</i> 値 ( <i>df</i> ) <sup>(a)</sup>	<i>r</i> <sup>(b)</sup>	主成分負荷量 <sup>(c)</sup>
1. 私は、ふつう、わざわざ人の行動を分析したり説明することはしない。	6.52(203)	.365	.411
2. 私は、だれかの行動について一つの原因をつきとめると、ふつうはさらに原因を探そうとはしない。	6.41(203)	.330	.373
3. 私は、自分自身の考えの進みぐあいを分析したり理解することが重要だと思う。	7.56(191.60)	.408	.472
4. 私は、他の人の行動に自分が与えた影響について、いろいろと考える。	8.14(196.09)	.419	.476
5. 私は、人の態度、信念や人格特徴の間の関係がごく単純なものであると思う。	6.29(203)	.304	.357
6. 私は、まったく奇妙で異常な仕方で行動している人を見かけると、その人が奇妙で異常な人間だとするだけで、さらにそのことについて、わざわざ説明することはしない。	7.04(203)	.355	.403
7. 私は、自分と親しい人が現在の人柄になった理由を理解するために、その人の家族の様子や生い立ちについていろいろと考える。	10.53(186.11)	.493	.561
8. 私は、だれかの行動の原因が話し合われている場に加わるのが好きではない。	4.79(203)	.224	.264
9. 私は、人の行動の原因が単純というよりもむしろ複雑であることを、知っている。	8.30(203)	.409	.476
10. 私は、人について判断したり行動の原因を見つけるときの自分の考えの進みぐあいを理解することに、ひじょうに興味がある。	11.93(203)	.562	.633
11. 私は、人々がお互いに影響し合うさまざまな仕方について、ほとんど考えない。	10.71(192.68)	.558	.626
12. 私が分かっているところでは、人の性格や行動を理解するために、その人の態度、信念や人格特徴がどのようにひとまとまりになっているかを知ることが重要である。	8.65(197.54)	.460	.535
13. 私は、だれかの行動を説明しようとするときに、その人にだけ目をうばわれ、行動に影響しているかもしれないまわりのすべての原因に、あまり気をとめない。	5.81(203)	.299	.345
14. 私は、人の行動の基本的な原因がずっと過去にさかのぼったところにあることに、しばしば気づく。	10.19(203)	.468	.528
15. 私は、人の行動の理由や原因を分析することが本当に好きである。	10.42(203)	.569	.636
16. 私は、人の行動についての複雑な説明が役に立つよりもむしろ混乱のもとになることに、よく気づく。	****	****	****
17. 私は、人の行動の理解や説明のための自分の考えの進みぐあいに、ほとんど注意を払わない。	6.80(203)	.344	.418
18. 私は、他の人たちが自分の行動に与える影響についてほとんど考えない。	7.33(203)	.393	.457
19. 私は、自分の性格の異なる側面が相互に影響をおよぼし合う仕方(例：信念が態度に影響を与える、態度が人格特徴に影響を与える)について、いろいろと考える。	11.26(203)	.524	.601

Table 1-a のつづき

	<i>t</i> 値 ( <i>df</i> ) <sup>(a)</sup>	<i>r</i> <sup>(b)</sup>	主成分負荷量 <sup>(c)</sup>
20. 私は、社会が他の人たちに与える影響について、いろいろと考える。	9.34 (203)	.511	.574
21. 私は、人の行動を分析すると、原因が時には何年も過去にさかのぼり原因のいくつかが連鎖していることに、しばしば気づく。	11.64 (193.52)	.578	.639
22. 私には、人間行動についての好奇心があまりない。	11.01 (193.71)	.512	.578
23. 私は、人の行動について、複雑なものよりも単純な説明を好む。	8.06 (203)	.404	.459
24. 私は、自分自身の行動に対して自分が考えた理由が他のだれかと異なると、私の説明をもらした自分の考えの進みぐあいにしばしば注意をむける。	5.29 (187.65)	.378	.435
25. 私が思うところでは、だれかのことを理解するためには、その人が親しくしている人たちのことを理解する必要がある。	3.81 (203)	.169	.203
26. 私は、人の行動をあるがままに理解し、行動についてのその人の側にある原因（態度、信念など）について気にしない。	7.26 (203)	.423	.475
27. 私は、社会が私の行動や性格に与える影響についていろいろと考える。	7.79 (196.43)	.416	.483
28. 私は、現在の自分を理解するために、自分自身の家族の様子や生い立ちについて、ほとんど考えない。	8.85 (193.28)	.437	.505
<i>m</i> = 73.16 ( <i>SD</i> = 9.99) <i>Z</i> = 1.030 <i>p</i> = .239		<i>α</i> = .873	24.1% <sup>(d)</sup>

*N* = 325

(a) *GP* 分析: 上位群 (*N* = 102) 78-105 点; 下位群 (*N* = 103) 43-68 点; *t* 値はすべて *p* < .001

(b) 当該項目得点と当該項目を除く合計得点との間のピアソン相関値; すべて *p* < .01

(c) 主成分分析での未回転第 I 主成分負荷量

(d) 主成分分析での第 I 主成分の初期説明率

*m* 値: 27 項目の平均得点; *SD* 値: 標準偏差

*Z* 値: Kolmogorov-Smirnov の正規性検定

## (1) 帰属複雑性尺度

Fletcher *et al.* (1986) は、7つの下位概念に基づいて帰属複雑性尺度を作成した。しかし、彼らは、尺度の基本的構造の検討は行っていない。本研究では、28項目を対象として主成分分析(直交回転と直接 *oblimin* 法による斜交回転)を試みたが、Fletcher *et al.* (1986) が想定した側面は系統的に現れなかった。そこで、単次元概念として帰属複雑性を捉えることにし、尺度の検討を行った。結果を Table 1-a に示す。

まず、*GP* 分析を行った。帰属複雑性得点の単純合計得点の頻度分布に基づき、下位群と上位群に被験者を分割した(45~71点, *N* = 107; 81-109点, *N* = 99)。28項目での2群差をみると、項目16でのみ有意差がなく (*t* = .03, *df* = 204, *ns.*)、他の27項目はすべて0.1%水準で有意差が認められた。次に、当該項目得点と当該項目

を除く合計得点との相関を検討した。項目16では-.111の相関が得られたが、他の項目では.169以上の相関があった。また、28項目を対象とする主成分分析での未回転負荷量をみると、項目16は-.145を示したが、他は.203以上の負荷であった。

そこで、項目16は異質な項目であると判断し、これを除く27項目で以上の一連の分析を繰り返した。その結果、Table 1-a に示すように、すべての分析で良好な結果が得られた。これらの27項目の単純合計得点を帰属複雑性得点とした。これは、尺度中性点(67.5点)よりも有意に高かった( $t=10.21$ ,  $df=324$ ,  $p=.001$ )。

ところで、Cacioppo & Petty(1982)は、人が思考活動に従事し、それを楽しむ傾向を認知欲求と定義し、認知活動水準の高さの個人差を測定する尺度を開発した(諸井, 1997)。この概念は、帰属複雑性に類似した概念である。そこで、本研究の被験者のうち、諸井(1997)の研究にも参加した被験者のデータを利用して( $N=223$ )、帰属複雑性と認知欲求との弁別的妥当性を検討した。まず、両者の得点間のピアソン相関を求めると.406( $p=.001$ )であり、認知活動水準が高い者は出来事の原因も積極的に探索する傾向にあった。次に、対人不安とセルフ・モニタリング傾向との関連も比較した。前者は林・小川(1981)による尺度を改良した尺度によって測定され、後者はSnyder(1979)の概念をLennox & Wolfe(1984)が再定義して作成した尺度に基づき測られている(詳細は諸井(1997)を参照)。結果をTable 1-b に示す。対人不安は認知欲求とのみ有意な相関をみせ、セルフ・モニタリング2得点は帰属複雑性との結びつきのほうが強い。したがって、本研究で問題としている帰属複雑性尺度は、認知欲求とは弁別できる概念を測定しているといえよう。

**Table 1-b**  
 帰属複雑性と認知欲求との弁別的妥当性  
 ー対人不安およびセルフ・モニタリング傾向とのピアソン相関値ー

	帰属複雑性	認知欲求
対人不安	-.053	-.334
		$p=.001$
[セルフ・モニタリング]		
他者の表出行動に対する敏感さ	.221	.155
	$p=.001$	$p=.021$
自己呈示変容能力	.152	.079
	$p=.023$	

$N=223$

## (2) 抑うつ尺度

Zung(1965)は、抑うつを単一概念として扱っているので、本研究でも、抑うつ尺度の単一次元性の検討を試みた。

20項目を対象としたGP分析では、項目6で有意差がなく( $t=1.44$ ,  $df=196$ ,  $ns.$ ), 項目7では5%水準で差があった( $t=2.02$ ,  $df=189.23$ ,  $p=.045$ )。他の18項目では、0.1%水準で差があった(下位群: 24~41点,  $N=98$ ; 上位群: 49~64点,  $N=100$ )。当該項目得点と当該項目を除く合計得点とのピアソン相

**Table 2**  
抑うつ尺度に関する単一次元性の検討: 2回目の結果

	$t$ 値( $df$ ) <sup>(a)</sup>	$r$ <sup>(b)</sup>	主成分負荷量 <sup>(c)</sup>
1. 沈みがちで憂うつな気分だ。	16.93(211)	.640	.772
2. 朝方は、自分の気分がいちばんよいときだ。	5.90(171.35)	.263	.331
3. 泣いたり、泣きたくなる。	9.17(211)	.434	.542
4. 夜よく眠れずに困る。	7.49(174.16)	.287	.363
5. 食欲は、ふつう通りだ。	8.40(191.20)	.372	.475
6. 異性に対して関心がある。	****	****	****
7. 自分がやせ気味であることに、気づく。	****	****	****
8. 便秘に悩む。	5.64(211)	.187	.229
9. ふだんよりも動悸がする。	7.70(208.01)	.374	.459
10. 理由もないのに、疲れてしまう。	10.04(211)	.391	.483
11. ふだん通りの爽快な気分である。	13.52(211)	.596	.743
12. ふだん行っていることをたやすくできる。	7.09(211)	.400	.528
13. 落ち着かず、じっとしてられない。	7.09(211)	.307	.383
14. 自分の将来に希望がもてる。	6.35(211)	.330	.421
15. ふだんよりも、いらいらしている。	10.50(196.05)	.434	.583
16. 物事をたやすく決断できると思う。	5.43(211)	.204	.274
17. 自分が有能でまわりから必要とされる人間だと思う。	4.78(211)	.254	.305
18. 自分の生活は、かなり充実している。	9.23(211)	.405	.506
19. 自分が死ねば、まわりの人が楽しく過ごせると思う。	4.48(207.67)	.155	.214
20. ふだん行っていることに満足している。	10.17(211)	.432	.553
$m=41.95$ ( $SD=7.03$ ) $Z=.939$ $p=.341$		$\alpha=.780$	22.9% <sup>(d)</sup>

$N=325$

(a) GP分析: 上位群( $N=111$ ) 45-61点; 下位群( $N=102$ ) 20-38点;  $t$ 値はすべて $p<.001$

(b) 当該項目得点と当該項目を除く合計得点との間のピアソン相関値; すべて $p<.01$

(c) 主成分分析での未回転第I主成分負荷量

(d) 主成分分析での第I主成分の初期説明率

$m$ 値: 18項目の平均得点;  $SD$ 値: 標準偏差

$Z$ 値: Kolmogorov-Smirnovの正規性検定

関をみると、項目6と7の値は低かった(.020; .035; 他の項目.165以上)。また、20項目を対象とする主成分分析での未回転負荷量でも、これらの2項目の負荷量は小さかった(.019; .048; 他の項目.214以上)。

そこで、項目6と7を除く同様の分析を行った。すべての分析で適切な結果が得られ、これらの結果をTable 2に表す。18項目の単純合計得点を抑うつ得点としたが、この得点は、尺度中性点(45点)に比べて、有意に低かった( $t=7.83$ ,  $df=324$ ,  $p=.001$ )。これは、本研究のサンプルが健常者から成ることから当然である。

### (3) 原因次元尺度

CDS 原版(Russell, 1982)の3次元性は主成分分析(直交回転), CDS II (McAuley *et al.*, 1992)の4次元性は確認的因子分析(LISREL 7; Jöreskog & Sörbom, 1988)によってそれぞれ確認された。本研究のために作成した原因次元尺度は、安定性, 原因の所在, 自己統制可能性, 他者統制可能性, 普遍性という5次元に対応した項目から構成されている。そこで、LISREL 7を用いて一連の確認的因子分析を試みた。

Table 3-aに示す5種類のモデルを検討した。4種類の指標いずれでも、2次元モデル, 3次元モデル, 2種類の4次元モデルは、5次元モデルに比べて適合度が低かった。また、5次元解での各項目の仮定次元への負荷は1%水準で有意であった。また、各次元を構成する3項目に関する $\alpha$ 係数や項目-全体相関値も十分な値を示した。以上のことから、原因帰属次元の5次元性は確認されたと判断し、各構成項目の単純平均得点を各次元得点とした。結果をTable 3-bに表す。

**Table 3-a**  
原因次元尺度に関する因子モデル比較：確認的因子分析

	$\chi^2$	GFI	AGFI	RMSR
5次元モデル	$df=80$			
<安定性, 原因の所在, 普遍性, 自己統制可能性, 他者統制可能性>	204.63	.916	.874	.206
4次元モデル-a	$df=84$			
<安定性, 原因の所在, 普遍性, 自己統制可能性+他者統制可能性>	252.32	.896	.852	.208
4次元モデル-b	$df=84$			
<安定性+普遍性, 原因の所在, 自己統制可能性, 他者統制可能性>	223.18	.908	.869	.227
3次元モデル	$df=87$			
<安定性+普遍性, 原因の所在, 自己統制可能性+他者統制可能性>	271.76	.888	.846	.227
2次元モデル	$df=89$			
<安定性+普遍性, 原因の所在+自己統制可能性+他者統制可能性>	288.40	.881	.840	.234

$\chi^2$ 値はすべて $p<.001$

Table 3-b

## 原因次元尺度に関する確認的因子分析(完全標準化解)

		I	II	III	IV	V	
[ 安定性 ]	$\alpha = .750, r = .535-.671, m = 3.11, SD = 1.08, Z = 1.543 p = .017$						
1.	永続的である# — 一時的である	.774	.000	.000	.000	.000	
6.	時間がたつと — 時間がたつても 変化しやすい 安定している#	.803	.000	.000	.000	.000	
11.	変わらない# — 変わりやすい	.624	.000	.000	.000	.000	
[ 原因の所在 ]	$\alpha = .634, r = .441-.452, m = 3.53, SD = 1.03, Z = 2.235 p = .001$						
2.	まわりの状況のある — あなた自身のある 一面を表している 一面を表している#	.000	.656	.000	.000	.000	
7.	あなたの内側にある# — あなたの外側にある	.000	.514	.000	.000	.000	
12.	他のだれかに関する — あなたに関する ものである ものである#	.000	.450	.000	.000	.000	
[ 普遍性 ]	$\alpha = .601, r = .317-.496, m = 3.21, SD = 1.04, Z = 1.856 p = .002$						
4.	いろいろな場面で — 特定の限られた場面で 影響を与える# 影響を与える	.000	.000	.707	.000	.000	
9.	あなたの生活全般に — 特定の状況だけに 影響する# 影響する	.000	.000	.534	.000	.000	
14.	特定の状況で — どんな状況でも 現れる 現れる#	.000	.000	.461	.000	.000	
[ 自己統制可能性 ]	$\alpha = .733, r = .467-.662, m = 2.89, SD = 1.11, Z = 1.450 p = .030$						
5.	あなたが自由勝手に — あなたが自由勝手に できる# できない	.000	.000	.000	.694	.000	
10.	あなたの意志の下に — あなたの意志の下に ない ある#	.000	.000	.000	.653	.000	
15.	あなたの思い通りに — あなたの思い通りに なる# ならない	.000	.000	.000	.855	.000	
[ 他者統制可能性 ]	$\alpha = .657, r = .393-.552, m = 2.36, SD = .99, Z = 1.976 p = .001$						
3.	他のだれかの思い通り — 他のだれかの思い通り にならない になる#	.000	.000	.000	.000	.746	
8.	他のだれかが自由勝手 — 他のだれかが自由勝手 にできない にできる#	.000	.000	.000	.000	.694	
13.	他のだれかの意志の — 他のだれかの意志の 下がない 下にある#	.000	.000	.000	.000	.548	
< 因子間相関 >		I	1.000				
		II	.183	1.000			
		III	.643	.152	1.000		
		IV	.177	.546	.319	1.000	
		V	-.235	-.381	-.313	-.212	1.000

#: 概念と一致する極

N = 325

 $\chi^2_{(80)} = 204.63, p = .001; GFI = .916; AGFI = .874$ ; 各因子での負荷はすべて  $p < .001$ 

各評定は 5 点尺度で行われ(1 点~5 点), #印の付された項目側になるほど高得点にしてある。

 $\alpha$  値: 当該 3 項目での  $\alpha$  係数;  $r$  値: 当該項目得点と他の 2 項目合計値とのピアソン相関値; $m$  値: 当該 3 項目の平均得点;  $SD$  値: 標準偏差 $Z$  値: Kolmogorov-Smirnov の正規性検定

**Table 4**  
**帰属複雑性と抑うつとの関係：重回帰分析の結果**

目的変数：帰属複雑性得点		標準化偏回帰係数(ピアソン相関値)	
抑うつ得点			
単純得点	-.013	(.001)	
2乗値	.208	$p = .001$ (.207 $p = .001$ )	
		$R^2 = .043$ $p = .001$	

$N = 325$

2乗値 = (単純得点 - 41.948)<sup>2</sup>

### 抑うつと帰属複雑性

Marsh & Weary (1989) は帰属複雑性と抑うつとの間に曲線的関係があることを見出している。Flett *et al.* (1989) は、抑うつ者の帰属複雑性が高いことを認めている。そこで、本研究では、抑うつ得点と2乗値(単純得点-サンプル平均値)を説明変数とし、帰属複雑性得点を目的変数とする重回帰分析を行った。結果を Table 4 に表す。

有意な関連が得られ、抑うつ得点の2乗値のみが帰属複雑性を有意に規定していた。これは、抑うつが中程度であるほど帰属処理活動が低下することを示している。この傾向は、2つの先行研究でみられたいずれの傾向とも一致しない。

### 出来事の原因帰属の仕方に帰属複雑性がおよぼす影響

本研究では、①被験者自身が半年間に経験した望ましい出来事あるいは望ましくない出来事を想起させる、②その出来事の原因を特定させる、③その原因を原因次元上で評定させる、という一連の回答をさせた。そこで、これらの原因帰属の仕方に帰属複雑性がどのような影響をおよぼすかを検討した。

まず、帰属複雑性得点の頻度分布に基づき、被験者を3群に分割し、低群(43~68点)、中群(69~77点)、高群(78~105点)とした。分割の適切さをみるために、帰属複雑性得点を従属変数とする帰属複雑性3群×出来事の望ましさ(正、負)の分散分析を行った(各セルの人数が均等でないため、一括投入法を用いた；以下のすべての分散分析でも同様である)。Table 5-a に示すように、帰属複雑性の主効果のみが有意であり、分割の適切さが認められた。

Table 5-a

帰属複雑性3群の分割の妥当性：  
 帰属複雑性得点と出来事インパクト得点に関する分散分析の結果

		帰属複雑性得点	出来事インパクト得点
平均値(標準偏差)			
[正の出来事]			
帰属複雑性	低群 N= 53	61.96(5.58)	6.81(1.67)
	中群 N= 51	72.94(2.55)	7.26(1.43)
	高群 N= 52	85.00(6.53)	7.98(1.38)
[負の出来事]			
帰属複雑性	低群 N= 50	62.86(5.65)	6.60(1.82)
	中群 N= 69	72.64(2.46)	6.86(2.00)
	高群 N= 50	83.94(4.92)	7.08(1.99)
主効果			
出来事<A>	df= 1/319	F= .08	F= 6.71 p= .010
帰属複雑性<B>	df= 2/319	F= 547.10 p= .001	F= 5.78 p= .003
交互作用 AxB	df= 2/319	F= 1.10	F= 1.08
-----			
単純効果	df= 1/319	低群 vs 中群 p= .001	低群 vs 高群 p= .001
		低群 vs 高群 p= .001	中群 vs 高群 p= .029
		中群 vs 高群 p= .001	

ところで、想起した出来事の望ましき(望ましくなさ)について、①まわりの人々が経験している出来事、②被験者の今後の人生で経験するかもしれない出来事という、2つの点から評定させた。想起した出来事の望ましき(望ましくなさ)の程度が高いほど、高得点になるようにして、2評定値間のピアソン相関値を求めた。493( $p = .001$ )の値が得られたので、2評定値の合計を出来事インパクト得点とした。この得点について、帰属複雑性3群×出来事の望ましき(正、負)の分散分析を実施したところ、2つの主効果が有意であった。正の出来事のほうに心理的にインパクトの高い出来事が想起されており、帰属複雑性高群の被験者が他の2群の被験者に比べてインパクトの高い出来事を想起していた。このため、本研究では、出来事インパクト得点を共変量として用いる。

なお、帰属複雑性と想起した出来事の対人性(対人的出来事、非対人的出来事)

の関連をみると、帰属複雑性が低い者では対人的出来事を想起する割合が小さい有意な傾向が見出された(対人的出来事/非対人的出来事—帰属複雑性低群 68/35, 中群 99/21, 高群 84/18;  $\chi^2_{(2)}=10.78$ ,  $p=.005$ ; Kendall のタウ  $c = -.141$ ,  $p=.007$ )。ただし、人数の関係で以下の分析では出来事の対人性を条件化しなかった。

(1) 原因次元尺度評定における極値使用頻度

帰属複雑性が高い者は、出来事の原因を考える際に明確な特徴をもつ原因を特定すると思われる。この仮説を確かめるために、原因次元尺度項目それぞれで極値(1, 5)の使用頻度を調べ、原因次元別に極値使用頻度得点を算出した。その上で、それらの頻度得点を従属変数とし、出来事インパクト得点を共変量とする帰属複雑性3群×出来事の望ましさ(正, 負)の共分散分析を行った。結果を Table 5-b に示す。

安定性を除く4次元すべてで帰属複雑性の有意な主効果が得られた。下位検定によると、帰属複雑性高群では、他の2群に比べて極値使用頻度が有意に高

**Table 5-b**  
原因次元評定における極値(1, 5)の使用頻度<sup>(a)</sup>に関する共分散分析(共変量：  
出来事インパクト得点)の結果：出来事の性質(2)×帰属複雑性(3)

		安定性	原因の所在	普遍性	自己統制可能性	他者統制可能性	
調整平均值							
【正の出来事】							
帰属複雑性	低群 N=53	1.00	1.15	1.01	1.17	1.50	
	中群 N=51	.93	1.20	.94	1.02	1.16	
	高群 N=52	1.37	1.79	1.65	1.58	1.74	
【負の出来事】							
帰属複雑性	低群 N=50	1.31	1.52	1.47	1.52	1.22	
	中群 N=69	.96	1.22	1.15	1.38	1.17	
	高群 N=50	1.16	1.58	1.52	1.74	1.72	
共変量	$df=1/318$	$F=3.20$	$p=.074$	$F=.00$	$F=.45$	$F=.02$	$F=.89$
主効果							
出来事<A>	$df=1/318$	$F=.13$	$F=.29$	$F=2.32$	$F=5.48$	$p=.020$	$F=.61$
帰属複雑性<B>	$df=2/318$	$F=2.48$	$p=.085$	$F=6.48$	$p=.002$	$F=7.17$	$p=.001$
交互作用 AxB	$df=2/318$	$F=1.47$	$F=2.18$	$F=2.05$	$F=.27$	$F=4.97$	$p=.007$
-----							
単純効果	$df=1/318$	中群 vs 高群	低群 vs 高群				
		$p=.030$	$p=.012$	$p=.018$	$p=.039$	$p=.022$	
			中群 vs 高群				
			$p=.001$	$p=.001$	$p=.004$	$p=.001$	

(a)：数値は、当該項目の極値使用頻度を帰属次元ごとに合計した値(0~3点)

かった。また、安定性でも主効果の傾向性がみられ、同様な傾向が窺われた。したがって、極値使用頻度に関する仮説は支持された。その他、自己統制可能性次元では、負の出来事のほうで極値の使用頻度が高い傾向があることを示す出来事の有意な主効果が得られた。

## (2) 原因次元尺度得点と帰属複雑性

帰属複雑性の高さが出来事の原因帰属の方向自体におよぼす影響を検討するために、原因次元得点を従属変数とし、出来事インパクト得点を共変量とする帰属複雑性3群×出来事の望ましき(正, 負)の共分散分析を行った。結果をTable 5-c に表す。

原因の所在を除く4得点すべてで、出来事の有意な主効果が認められた。原因の所在でも主効果の傾向性がみられた。正の出来事の原因は、負の出来事の原因に比べて、安定的で、自分自身の内部にあり、状況を越えて存在する普遍的なもので、自分自身によって統制可能であると見なし、一方で他者によって統制できないと考えている。また、帰属複雑性の有意な主効果が普遍性で得られ、高群の被験者が他の2群の被験者よりも原因を普遍的だと判断していた。同様な傾向性が安定性についても窺われた。

Table 5-c

原因次元5得点に関する共分散分析(共変量: 出来事インパクト得点)の結果:  
出来事の性質(2)×帰属複雑性(3)

		安定性	原因の所在	普遍性	自己統制可能性	他者統制可能性
調整平均値						
[正の出来事]						
帰属複雑性	低群 N=53	3.20	3.55	3.13	3.04	2.05
	中群 N=51	3.41	3.54	3.22	3.11	2.18
	高群 N=52	3.62	3.86	3.75	3.32	2.22
[負の出来事]						
帰属複雑性	低群 N=50	2.74	3.36	3.01	2.75	2.67
	中群 N=69	2.82	3.40	2.84	2.60	2.64
	高群 N=50	2.97	3.52	3.45	2.61	2.30
共変量	df=1/318	F=7.79 p=.006	F=.79	F=.59	F=1.78	F=.03
主効果						
出来事(A)	df=1/318	F=24.45 p=.001	F=3.73 p=.054	F=5.69 p=.018	F=16.85 p=.001	F=12.32 p=.001
帰属複雑性(B)	df=2/318	F=2.56 p=.079	F=1.64	F=10.39 p=.001	F=.29	F=.61
交互作用 AxB	df=2/318	F=.24	F=.28	F=.52	F=.97	F=2.10
-----						
単純効果	df=1/318	低群 vs 高群 p=.025		低群 vs 高群 p=.001		
		中群 vs 高群 p=.097		中群 vs 高群 p=.001		

### (3) 抑うつ帰属スタイルと帰属複雑性

本研究では、Seligman *et al.* (1979) の抑うつ帰属スタイルが帰属複雑性が高い者の場合に認められると仮説化した。これを検討するために、帰属複雑性 3 群別に抑うつ得点と原因次元 5 得点との間のピアソン相関を求めた。帰属性高群

Table 6

抑うつ得点と原因次元得点との関係：偏相関値(統制変量：出来事インパクト得点)

	安定性	原因の所在	普遍性	自己- 統制可能性	他者- 統制可能性
[正の出来事]					
全体 N= 156	-.179 <i>p</i> = .025	-.090	-.079	-.163 <i>p</i> = .042	.065
	( -.194 )	[ -.090 ]	[ -.089 ]	( -.164 )	[ .060 ]
	<i>p</i> = .015			<i>p</i> = .041	
帰属複雑性 低群 N= 53	-.017 [ -.021 ]	-.114 [ -.108 ]	-.115 [ -.115 ]	-.048 [ -.059 ]	.084 [ .063 ]
中群 N= 51	-.076 [ -.090 ]	.135 [ .135 ]	.151 [ .151 ]	.207 [ .212 ]	.042 [ .041 ]
高群 N= 52	-.349 <i>p</i> = .012	-.158	-.160	-.399 <i>p</i> = .004	.081
	( -.345 )	[ -.157 ]	[ -.160 ]	( -.398 )	[ .081 ]
	<i>p</i> = .012			<i>p</i> = .003	
[負の出来事]					
全体 N= 169	.141 <i>p</i> = .069	-.043	.119	-.013	-.041
	( .148 )	[ -.046 ]	[ .122 ]	[ -.018 ]	[ -.043 ]
	<i>p</i> = .055				
帰属複雑性 低群 N= 50	.203 [ .179 ]	-.319 <i>p</i> = .025	.097	.031	.131
		( -.305 )	[ .118 ]	[ .047 ]	[ .113 ]
		<i>p</i> = .031			
中群 N= 69	.215 <i>p</i> = .078	-.118	.081	-.013	.247 <i>p</i> = .042
	( .218 )	-.124	[ .087 ]	[ -.018 ]	( .245 )
	<i>p</i> = .073				<i>p</i> = .043
高群 N= 50	.006 [ .076 ]	.225	.072	-.069	-.359 <i>p</i> = .011
		( .252 )	[ .105 ]	[ -.082 ]	( -.375 )
		<i>p</i> = .078			<i>p</i> = .007

[ ]内：ピアソン相関値

で抑うつ帰属スタイルに一致する相関傾向がみられるはずである。なお、想起した出来事の心理的インパクトを一定にするために、出来事インパクト得点を共変量とする偏相関値を算出した。結果を Table 6 に示す。

まず、全体サンプルを対象にした分析結果を述べる。正の出来事では、抑うつ帰属スタイルと一致する有意な負の偏相関値が安定性と自己統制可能性で認められた。負の出来事では、安定性でのみ抑うつ帰属スタイルと一致する正の偏相関傾向性が得られた。

次に、帰属複雑性 3 群別の偏相関分析の結果をみる。正の出来事では、安定性と自己統制可能性で、予測通り帰属複雑性高群でのみ有意な負の偏相関値が見出された。ところが、負の出来事の場合には、やや複雑な結果が現れた。安定性では、中群でのみ有意な正の偏相関値が得られ、予測と異なった。原因の所在については、予測と異なり、低群で抑うつ帰属スタイルと逆の有意な負の相関値がみられた。他者統制可能性では、高群で予測と一致した有意な負の偏相関値が得られたが、中群で有意な正の偏相関値があった。

#### IV. 考察

Fletcher *et al.*(1986) は、人の帰属処理活動に個人差があることを仮定し、7 側面から構成される帰属複雑性尺度を作成した。本研究では、まず主成分分析によってこの尺度の構造を探索したが、Fletcher らが設定した側面を反映した主成分構造を認めることができなかった。したがって、この尺度は、7 側面から系統的に構成されているとはいえなかった。Fletcher らが 7 側面別得点の算出を示唆していることもあって、Flett *et al.*(1989) は、7 側面別得点を利用している。しかし、彼らの研究では因子的妥当性の検討が行われているわけではなく、下位尺度自体の信頼性もかなり低かった(Fletcher *et al.*(1986) :  $\alpha = .39 \sim .68$ ; Flett *et al.*(1989) :  $.38 \sim .66$ )。つまり、本研究の結果も含めて判断すると、Fletcher らが設定した 7 側面は統計上の意味をもたない。本研究では、原尺度のうち項目 16 を除く、27 項目について単一次元性の十分な証拠が得られた。したがって、現時点では、単一の心理学的概念を測定する尺度として扱うべきである。

次に、帰属複雑性尺度の単一次元性に関する統計的妥当性が確保されたことを前提として、この尺度が帰属複雑性概念を測っているかに関する証拠を検討しよう。

第1に、帰属複雑性が高い者は、経験した出来事の原因特徴認知が明確であった。彼らは、原因次元尺度上で極値(1, 5)を使用する頻度が高く、この事は原因次元にかかわらずみられた。つまり、帰属処理活動を活発に行う者は、出来事の原因を求められると、特徴のはっきりした原因を思い浮かべるのである。これは、帰属複雑性尺度の妥当性を示していると解釈できる。また、帰属複雑性が高い者が心理的インパクトの大きい出来事を想起する傾向がみられた。心理的インパクトの大きい出来事は明確な特徴をもつ原因によって生じたと思われる。しかし、極値使用頻度の結果は、出来事のインパクトを共変量とした共分散分析によっていることから、想起する出来事のインパクトと極値使用頻度の結果は、独立的に考察すべきである。つまり、帰属複雑性の高い者は、心理的インパクトの高い出来事を経験したときに、帰属処理活動を活性化させるので、その出来事自体の記憶が強くなると考えられる。さらに、帰属複雑性の高い被験者が一般的に状況をこえて影響する普遍的な原因を同定する傾向があったことも、彼らが明確な原因を求める動機づけの現れと理解できよう。

また、帰属複雑性の高さが想起する出来事の対人性と有意な関連があったことも、帰属複雑性尺度の妥当性を示している。この傾向は、Fletcher *et al.* (1986)の研究で見出された心理学専攻生と自然科学専攻生の差異に対応しているからである。帰属複雑性は人間行動の説明への関心に関連しているので、対人的出来事に関する帰属処理活動は活性化し、その結果、対人的出来事は強い記憶となる。

次に、抑うつ帰属スタイルと抑うつとの関係におよぼす帰属複雑性の仲介効果の結果について論じる。本研究では、帰属複雑性が高い者ほど、Seligman *et al.* (1979)が主張する傾向が顕著になると予測した。正の出来事では安定性と自己統制可能性、負の出来事では他者統制可能性で予測と一致する傾向が得られた。これらは、帰属複雑性尺度が帰属処理活動の活発さを反映している事を示す証拠と解釈できる。ところが、負の出来事では予測と一致しないいくつかの傾向があった。帰属複雑性中群で抑うつ者が負の出来事の原因を安定していると認知する正の偏相関値が認められた。Seligmanらが提起した関連が帰属処理活動を中程度に行っている者の場合にのみ現れたのである。また、中群で抑うつ者が原因が他者によって統制できると考える傾向がみられた。これらは、適応的帰属といえるかもしれない。いずれにせよ、本研究で帰属複雑性の仲介効果が認められたことは、帰属複雑性尺度の妥当性を意味する。

ところで、本研究では、帰属複雑性と抑うつとの直接的関連も検討した。

Marsh & Weary(1989)や Flett *et al.*(1989)のいずれとも異なり、抑うつが中程度であるほど帰属処理活動が低下している傾向が見出された。これは、次のように理解できるかもしれない。抑うつに陥っていない場合の高水準の帰属処理活動は、遭遇した出来事の認知的解釈を自己評価低減しない方向に行う働きを表している。抑うつが強い者の場合、Flett らが仮定したように、抑うつを低下させる方向に帰属活動が活性化するのであろう。ところで、本研究の対象者の抑うつ程度は、尺度中性点を基準にすると低いといえ、分布も低得点方向に偏っている(得点可能範囲：18~72点；実範囲：20~61点)。したがって、Marsh & Weary が仮定した高抑うつ者の帰属処理活動の低下は、抑うつ程度の高い被験者を含めて検討すべきであろう。いずれにせよ、帰属複雑性と抑うつとの間に2次的関係が認められたことも、帰属複雑性尺度が帰属処理活動の個人差を測っていることを表すと解釈可能である。

ところで、本研究での抑うつ測定は、Zung(1965)が作成した SDS に基づく抑うつ尺度に拠った。尺度検討の結果、2項目が不適切であった。異性や痩身への関心(項目6, 7)は、他項目と等質でなかった。これは、本研究の対象が青年であることに由来するかもしれない。この時期には、恋愛やダイエットへの関心の有無は抑うつ症状を支配するメカニズムとは別の原理によって影響されるからである。なお、先述した Sweeney *et al.*(1986)のメタ分析をみると、抑うつ帰属スタイル研究では BDI(Beck, Ward, Mendelson, Mock, & Erbaugh, 1961)が用いられることが多い。ただし、Sweeney らは抑うつ測定の効果を見出していない。BDI は、SDS に比べて認知的側面を重視していることから、抑うつ測定自体の検討も必要であろう。

本研究では、抑うつ帰属スタイルを調べるために通常用いられる、ASQ(Peterson *et al.*, 1982)が信頼性の点で問題があると判断して、Russell(1982)が考案した CDS を拡大した原因次元尺度を用いた。確認的因子分析の結果は、この尺度の5次元性の妥当性を示した。しかし、もともと ASQ では複数の出来事に対する原因帰属を扱っているのに、CDS では、単一の出来事の原因帰属が対象とされている。Seligman *et al.*(1979)が提唱する抑うつ帰属スタイル概念は、単一の出来事の原因帰属というよりもその基底にある普遍的傾向を指している。その点で、本研究で用いた原因次元尺度の統計的妥当性は、ASQ よりも優れているとはいえ、帰属スタイル概念を触診していない可能性がある。本研究では、最も望ましい(望ましくない)出来事の原因帰属の仕方は、その人が採る帰属スタイルを最も反映していると考えた。しかし、日常の些細な出来事の

経験に基底的な帰属スタイルが発動されるかもしれない。

最後に、本研究の問題点と今後の課題を挙げよう。本研究は、Fletcher *et al.* (1986) によって開発された帰属複雑性尺度の日本語版の作成とその妥当性の検討を主な目的として行われた。その目的はある程度達成されたが、次のような問題点を指摘できる。①帰属複雑性を構成する下位概念が曖昧である。②単一の出来事に関する帰属と抑うつとの関連は Seligman *et al.* (1979) の概念化と異なる可能性がある。このような問題を踏まえながら、帰属処理活動の個人差とその影響を明らかにしていくべきであろう。

また、本研究では、先述した理由で健常女子青年を対象を限定した。しかし、もともと社会心理学で扱われている抑うつ現象は、抑うつ病患者と健常者の連続性が前提となっている。いわゆる「些細な臨床的問題」を抱える健常者を対象にした研究知見は、異常域にある者の心理学的メカニズムの解明に役立つはずであるという仮定である(諸井, 1996)。しかし、Flett, Vredenburg, & Krames (1997) は、連続性に関する次の4点での検討が重要であることを主張している。①現象学的連続性(軽水準, 中水準, 重水準での抑うつ症状と関連症状)、②類型上の連続性(質的に異なる抑うつ下位タイプの存在)、③病因論的連続性(軽度の抑うつが重度の抑うつに至る危険性の程度)、④心理測定的連続性(抑うつ測度が抑うつ得点の範囲全体を査定できる能力)。もちろん、帰属複雑性概念は、臨床領域からの知見に基づいて発案されたわけでないが、抑うつ概念との関連づけに加え(Marsh & Weary, 1989; Flett *et al.*, 1989)、帰属療法(高野, 1989 参照)などを考えると、今後、いわゆる臨床サンプルを対象とした研究も試みるべきである。

#### 〈付記〉

- (1) 本研究の構想は、大庭由樹子・中平恵子・藤田真理・山口雅敏の4名が筆者の指導の下で共同で取り組んだ卒業論文『女子短大生における抑うつと帰属スタイル—帰属複雑性の仲介的役割—』(社会学科・社会心理学コース平成6年度)に由来する。その後、追加データを収集し、再分析した。彼らが示した熱意が本研究の再分析の大きな動機づけとなった。
- (2) 追加データの整理の際に、平成9年度社会心理学コース2年次生(岩崎和真, 宇佐美絢子, 川口真由, 国枝丈哲, 榊原裕恵, 櫻井ゆかり, 鈴木貴子, 鈴木弥生, 染谷知雅, 平田幸恵, 廣田祐子, 松井文恵, 安江理恵子)と社会人編入学3年次生(西堀好恵, 平井加苗)の助力を得た。

(2)データの統計的解析にあたって、SPSS/PC + V3.0J (MS-DOS版)およびSPSS6.1.3J for Windows を利用した。

(3) E-Mail : jskmoro@ms.ipc.shizuoka.ac.jp

## V. 引用文献

- Abramson, L.Y., Seligman, M.E., & Teasdale, J.D. 1978 Learned helplessness in humans: Critique and reformulation. *Journal of Abnormal Psychology*, **87**, 49-74.
- American Psychiatric Association 1987 *Diagnostic and statistical manual of mental disorders. (Third edition-revised)* (高橋三郎訳『DSM-III-R 精神障害の診断・統計マニュアル』1988 医学書院)
- Beck, A.T. 1976 *Cognitive therapy and the emotional disorders*. (大野 裕 訳『認知療法—精神療法の新しい発展—』1990 岩崎学術出版社)
- Beck, A.T., Ward, C.H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. 1961 An Inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, **4**, 561-571.
- Cacioppo, J.T. & Petty, R.E. 1982 The need for cognition. *Journal of Personality and Social Psychology*, **42**, 116-131.
- Cutrona, C.E., Russell, D., & Jones, R.D. 1985 Cross-situational consistency in causal attributions: Does attributional style exit? *Journal of Personality and Social Psychology*, **47**, 1043-1058.
- Fletcher, G.J.O, Danilovics, P., Fernandez, G., Peterson, D., & Reeder, G.D. 1986 Attributional Complexity: An individual differences measure. *Journal of Personality and Social Psychology*, **51**, 875-884.
- Flett, G.L., Pliner, P., & Blankstein, K.R. 1989 Depression and components of attributional complexity. *Journal of Personality and Social Psychology*, **56**, 757-764.
- Flett, G.L., Vredenburg, K., & Krames, L. 1997 The continuity of depression in clinical and nonclinical samples. *Psychological Bulletin*, **121**, 395-416.
- 福田一彦・小林重雄 1973 自己評価式抑うつ性尺度の研究 精神神経学雑誌, **75**, 673-679.

- 林 洋一・小川捷之 1981 対人不安意識尺度構成の試み 横浜国立大学保健管理センター年報, 1, 29-46.
- Heider F. 1958 *The psychology of interpersonal relations*. New York: John Wiley & Sons, Inc. (大橋正夫訳『対人関係の心理学』1978 誠信書房)
- Jöreskog, K.G., & Sörbom, D. 1988 *LISREL 7: A guide to the program and applications. 2nd Edition*. Chicago: SPSS Inc.
- Lennox, R.D., & Wolfe, R.N. 1984 Revision of the Self-Monitoring Scale. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 1349-1364.
- Marsh, K.L., & Weary, G. 1989 Depression and attributional complexity. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 15, 325-336.
- McAuley, E., Duncan, T.E., & Russell, D.W. 1992 Measuring causal attributions: The revised Causal Dimension Scale(CDS II). *Personality and Social Psychology Bulletin*, 18, 566-573.
- 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 1993 交通安全に関する認知社会心理学的研究—交通違反の反復と原因帰属過程— 交通安全対策振興助成報告書<財団法人佐川交通社会財団>, 8, 69-73.
- 諸井克英 1994 子育てにおける衡平性の認知 家族心理学研究, 8, 39-51.
- 諸井克英 1996 臨床社会心理学とは何か 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), 47(1), 49-74.
- 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.
- 中西俊夫・深津尚史・沢志栄子 1997 思春期, 青年期のうつ病—1990年代の文献の展望— 思春期青年期精神医学, 7, 113-123.
- Peterson, C., Semmel, A., Baeyer, C., Abramson, L.Y., Metalsky, G.I., & Seligman, M.E.P. 1982 The Attributional Style Questionnaire. *Cognitive Therapy Research*, 6, 287-300.
- Russell, D. 1982 The Causal Dimension Scale: A measure of how individuals perceive causes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42, 1137-1145.

- Seligman, M.E.P., Abramson, L.Y., Semmel, A., & Baeyer, C. 1979  
Depressive attributional style. *Journal of Abnormal Psychology*, **88**,  
242-247.
- Snyder, M. 1979 Self-monitoring processes. *Advanced in Experimental  
Social Psychology*, **12**, 85-128.
- Sweeney, P.D., Anderson, K., & Bailey, S. 1986 Attributional style in  
depression: A meta-analytic review. *Journal of Personality and  
Social Psychology*, **50**, 974-991.
- 高野清純 1989 『帰属療法』日本文化科学社
- Zung, W.W.K. 1965 A Self-rating Depression Scale. *Archives of General  
Psychiatry*, **12**, 63-70.