

[論文]

# からかわれることへの認知的評価、 意図の知覚および怒り感情の関連

葉山大地

- 〈目次〉
1. 目的
  2. 方法
  3. 結果
  4. 考察

## 1. 目的

からかいは、日常生活の中で頻繁に見られる行動である。La Gaipa (1977) が、内集団における冗談の42%をからかいが占めていることを報告しているように、からかうことは親しみの現れである。Kowalski (2000) は、からかいの頻度は男女で同程度であるという結果を示している。冗談は、「ある個人が、他者におかしさを感じさせることを意図して表出する言葉」と定義される(葉山・櫻井, 2008a)。からかいは攻撃的な冗談と重なる部分が多いが、対象(target)がおり(Pawluk, 1989)、アイデンティティへの直面化があるという点で、区別される(Kowalski, Young, Heerey, Oemig, & Monarch, 2001)。本研究では、からかいを「特定の対象に対して、その相手のアイデンティティを侵害する要素を含む攻撃的な冗談を言うこと」と定義する。からかいは一般的な遊びである一方で、からかわれる体験は、怒り感情(Pawluk, 1989)や孤独感の上昇(Storch, Roth, Coles, Heimberg, Bravata, & Moser, 2004)、自尊心の低下(Kowalski, 2000, Thompson, Cattarin, Fowler & Fisher, 1995)に繋がる。Keltner, Young, Heerey, Oemig, & Monarch (1998) や Kowalski (2000) は、からかいの対象者(target)は怒りなどの不快感情を持つことを示している。Pawluk (1989) は、からかいが真実を含むと判断されると、怒りや拒絶が起こることを指摘している。

こうした背景には、自分をからかってくる他者に対して自分に悪意を持っていると認知することが関係し、否定的感情に繋がるという報告がある。たとえば Lampert & Ervin-Tripp (2006) や Keltner et al. (1998) は、からかいの受け手がからかい手の意図を否定的に解釈する可能性を示唆している。Kruger, Gordon, & Kuban (2006) は、ルームメイトや恋人間のからかいを取り上げ、からかいの受け手はからかい手よりも、からかいの意図を否定的に解釈することを示し、怒りにつながると論じている。さらに、友人間では、からかいの意図の解釈の食い違いは、女性よりも男性において大きいこ

とが示されている。男性が行うからかいが破壊的で関係を損なう傾向がある一方で、女性同士が行うからかいはより遊戯的であり、関係を促進する効果があることも指摘されている。(Eder, 1993)。

からかいの受け手に関して、からかい手の意図の解釈やネガティブ感情の生起がどのような要因に依るかは、表情や声の調子などの手がかりの有無や(Shapiro, Baumeister, & Kessler, 1991)、状況要因や内容に加えて、個人的要因も研究が進んでいる(遠藤, 2007, 2008)。遠藤(2007)は、社会的スキルが低い個人は、からかい手の親和的意図を知覚しづらいことを指摘している。個人特性としては、Kowalski, Howerton, & McKenzie(2001)は、からかわれることは曖昧であるため、からかいがネガティブな効果をもたらすかは、からかいの受け手がからかいをどう評価するかという個人差が重要と述べ、Lazarus(1966)やLazarus & Folkman(1984)のストレス認知評価モデルが有効と論じている。

ストレス認知評価モデルは、一次的評価と二次的評価から構成され、一次的評価には「無関係の評価」, 「無害—肯定的の評価」, 「ストレスフル」の評価がある。無関係の評価とは、環境との関わりが人の幸福に何の意味も持たない場合を指す。ここでは得るものも失うものも何も無いということになる。ストレスフルの評価は、潜在的ストレスラーが自分にとって重要な意味があるのかに関する「重要性の評価」, 自己評価や社会的評価に対し、害や損失をもたらすのかに関する「脅威・挑戦の評価」といった2つの側面を含む。二次的評価は、結果を生み出すための行動ができるという確信に関する「対処の評価」を含む。加藤(2001)は、Lazarus & Folkman(1984)のモデルに基づき、認知的評価を「脅威」, 「重要度」, 「対処効力感」から捉える尺度を作成し、モデルの有用性が検証している。鈴木・坂野(1998)は、対人ストレス状況でその状況を脅威であると認知的に評価するほど、不機嫌や怒りが高いことを報告した。

Kowalski et al.(2001)の指摘に基づいた実証的な研究はみられないが、からかいにおいても、こうしたからかわれることに対する全般的な認知的評

価が意図の評価や、怒り感情と関係している可能性がある。そこで本研究は、最初に、からかいに対する認知的評価に関する項目とからかい手の意図に関する項目を作成し因子構造を確認する。次に、からかいに対する認知的評価が、からかい手の意図（敵意的意図、親和的意図）の知覚と怒り感情にどのように関連するかを検証することを目的とする。その際、男女差を検討する。男性の方が敵意的意図を知覚しやすく、怒りを感じやすい傾向があると想定される。さらに、クラスタ分析によって認知的評価の回答傾向が似ている個人のグループ分けを試み、からかわれる頻度や怒り感情を感じる頻度についてグループ間での比較を行う。

## 2. 方法

### 2.1 調査対象

大学生203名（男性84名、女性119名）であった。平均年齢は20.02歳（ $SD = 1.32$ ）であった。

### 2.2 調査内容

(a) からかいに対する認知的評価 認知的評価尺度（加藤, 2001）を参考に、状況に対する脅威を測定する4項目、状況の重要度の認知を測定する3項目、状況に対する対処効力感を測定する3項目を含む10項目から構成された。評定は5件法であった。

(b) からかわれる頻度および怒りを生起する頻度を測定する項目 葉山・櫻井（2008b）で使用された項目を用いて、外見や容姿、倫理的タブー、悩み、友人や恋人をからかいの内容として取り上げ、さらに失敗に関するからかいも項目に含めた（全5項目）。からかいを言われる頻度および怒りを生起する頻度を「まったくない（1）」～「非常によくある（5）」で尋ねた。

(c) **からかい手の意図に関する項目** 日常生活で、友人からからかわれた時に、からかい手の意図をどのように感じるかを尋ねる項目を作成した。敵意的意図を知覚した程度（項目例：からかわれている時、相手が悪意を持っていると感じる）と親和的意図を知覚した程度（項目例：からかわれている時、自分を笑わせようという相手の意図を感じ取る）の各5項目に「まったく感じない（1）」～「非常に良く感じる（5）」の5件法で回答を求めた。教示文は「普段の生活で、同性の友人からからかわれる時、その友人がどのような意図であなただからかっていると感じますか」という文章を用いた。

### 2.3 手続き

大学の授業後に、20分ほどで実施した。実施する際には、(a) 回答内容は、研究以外の目的で使用しないこと、(b) 匿名であり、個人が特定されないこと、(c) 回答したくない場合は、何も記入せずに提出し、回答途中でも回答する意志がなくなった場合は回答をやめてよいこと、(d) 授業の成績と一切関係が無いこと、(e) 回収したアンケートは鍵付ロッカーで保管し、他者に見られないことを説明した。以上の説明を聞いた上で、同意した場合のみ、同意の意思表示をする欄にチェックしたうえで、回答するよう教示をした。

## 3. 結果

### 3.1 からかいに対する認知的評価の項目の因子分析

本研究で新たに作成した10項目を用いて、因子分析（最尤法、*promax* 回転）を行った。単一因子に.40以上の負荷を示すことを基準とし、項目を選定した結果、3因子解が得られた（Table 1）。第1因子は、「自分にとって不快なことである」という項目が高い負荷を示したため「脅威度の評価」と名づけた。第2因子は、「からかわれた時、その状況を変えることができる」

といった項目が高い負荷を示したため、「対処効力感の評価」と名づけた。第3因子は、「からかいにうまく応じることは自分にとって重要なことである」といった項目が高い負荷を示したため、「重要度の評価」と名づけた。

Table 1 からかいに対する認知的評価の因子分析（最尤法, *promax* 回転）

|                              | 因子   |      |      |
|------------------------------|------|------|------|
|                              | 1    | 2    | 3    |
| <b>第1因子：脅威度の評価</b>           |      |      |      |
| 自分にとって不快なことである               | .88  | .05  | -.03 |
| 自分にとって苦痛なことである               | .87  | -.13 | .06  |
| 自分にとってわずらわしいことである            | .86  | .10  | .00  |
| 自分にとって負担になることである             | .84  | -.03 | .03  |
| <b>第2因子：対処効力感の評価</b>         |      |      |      |
| からかわれた時、その状況を変えることができる       | .14  | .95  | -.13 |
| からかわれた時、その状況にうまく対処できる        | -.08 | .76  | .05  |
| からかいにおいて、状況をうまく乗り越えることができる   | -.13 | .57  | .22  |
| <b>第3因子：重要度の評価</b>           |      |      |      |
| からかいにうまく応じることは自分にとって重要なことである | -.07 | -.10 | .91  |
| からかいにうまく応じることは自分にとって必要不可欠である | -.01 | .13  | .63  |
| からかいにうまく応じることは自分に重要な影響を与える   | .25  | .04  | .55  |
| 因子間相関                        | 1    | —    | -.28 |
|                              | 2    | —    | .34  |

### 3.2 話し手の意図の知覚を測定する項目の因子分析

話し手の意図に関して、因子分析（最尤法, *promax* 回転）を行った結果、2因子解が得られた（Table 2）。第1因子は、「からかわれている時、自分を傷つけようとする相手の意図を感じる」といった項目が高い負荷を示したため、「敵意的意図の知覚」と名付けた。第2因子は、「からかわれている時、自分を面白がらせるという相手の良い意図を感じる」等の項目が高い負荷を示したため、「親和的意図の知覚」と名付けた。

### 3.3 各変数の基礎統計量および男女差

認知的評価に関して  $\alpha$  係数を求めた結果、脅威度の評価は  $\alpha = .92$ 、対処効力感の評価は  $\alpha = .82$ 、重要度の評価は  $\alpha = .74$  となり、十分な内的一貫性

がみられた (Table 3). 各変数の平均値は, 脅威度の評価は2.43点 ( $SD=1.03$ ), 重要度の評価は3.36点 ( $SD=0.83$ ), 対処効力感の認知は3.18点 ( $SD=0.83$ ) となり, 有意な男女差はみられなかった.

意図の知覚について  $\alpha$  係数を求めた結果, 敵意的意図の知覚は  $\alpha = .88$ , 親和的意図の知覚は  $\alpha = .82$  となった. 平均値は, 敵意的意図の知覚は2.17点 ( $SD=0.80$ ), 親和的意図の知覚は3.45 ( $SD=0.73$ ) となり, 敵意的意図の知覚は男性 (2.35) が女性 (2.05) より有意に高かった ( $t_{(201)}=2.66$ ).

**Table 2** 話し手の意図の知覚に関する項目の因子分析 (最尤法, *promax* 回転)

|  | 因子   |      |
|--|------|------|
|  | 1    | 2    |
| <b>第1因子：敵意的意図の知覚</b>                     |      |      |
| からかわれている時, 自分を傷つけようとする相手の意図を感じる          | .85  | .03  |
| からかわれている時, 自分に対する相手の敵意を感じる               | .79  | -.08 |
| からかわれている時, 相手は自分を笑いものにしようとしていると感じる       | .77  | .13  |
| からかわれている時, 相手が悪意を持っていると感じる               | .75  | -.02 |
| からかわれている時, 相手は自分を馬鹿にしようとしていると感じる         | .73  | -.07 |
| <b>第2因子：親和的意図の知覚</b>                     |      |      |
| からかわれている時, 自分を面白がらせようという相手の良い意図を感じる      | .00  | .79  |
| からかわれている時, 相手のあたたかい意図を感じる                | .14  | .73  |
| からかわれている時, 自分を笑わせようという相手の意図を感じる          | -.09 | .70  |
| からかわれている時, 相手は自分を楽しませようとしているのだろうと感じる     | -.01 | .69  |
| からかわれている時, 相手の発言が冗談であり, ふざけているだけであるとを感じる | -.05 | .56  |
| 因子間相関                                    | 1    | -.32 |

Table 3 各変数の基礎統計量

|           | $\alpha$ 係数 | 歪度   | 尖度   | 全体             | 男性             | 女性             | $t$ 値  |
|-----------|-------------|------|------|----------------|----------------|----------------|--------|
|           |             |      |      | 平均<br>(SD)     | 平均<br>(SD)     | 平均<br>(SD)     |        |
| ①脅威度の評価   | 0.92        | .46  | -.35 | 2.43<br>(1.03) | 2.55<br>(1.07) | 2.35<br>(1.00) | 1.37   |
| ②対処効力感の評価 | 0.82        | -.18 | -.05 | 3.18<br>(0.86) | 3.22<br>(0.80) | 3.15<br>(0.91) | 0.57   |
| ③重要度の評価   | 0.74        | -.30 | .11  | 3.36<br>(0.83) | 3.36<br>(0.84) | 3.36<br>(0.83) | -0.03  |
| ④敵意的意図    | 0.88        | .63  | .03  | 2.17<br>(0.80) | 2.35<br>(0.83) | 2.05<br>(0.75) | 2.66** |
| ⑤親和的意図    | 0.82        | -.12 | -.21 | 3.45<br>(0.73) | 3.47<br>(0.71) | 3.45<br>(0.75) | 0.20   |

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ 

### 3.4 からかわれる経験の男女差

男性と女性で友人からからかわれる頻度に差があるかどうかを検討するため、 $t$ 検定を行った (Table 4)。その結果、男性の方が体型についてからかわれる頻度、タブーを言われる頻度、悩みをからかわれる頻度が女性よりも有意に多かった。その一方で、失敗をからかわれる頻度や恋人・友達についてからかわれる頻度については、男女差はみられなかった。からかいに怒りを感じる頻度についても同様に  $t$ 検定を行った。その結果、体型についてのからかいやタブーを言われることへ怒りを感じる頻度は、男性の方が女性よりも有意に得点が高かった。

Table 4 からかわれる頻度および怒りを感じる頻度の男女比較

|       | からかわれる頻度            |                     |            | からかいに怒りを感じる頻度       |                     |            |
|-------|---------------------|---------------------|------------|---------------------|---------------------|------------|
|       | 男性                  | 女性                  | <i>t</i> 値 | 男性                  | 女性                  | <i>t</i> 値 |
|       | 平均<br>( <i>SD</i> ) | 平均<br>( <i>SD</i> ) |            | 平均<br>( <i>SD</i> ) | 平均<br>( <i>SD</i> ) |            |
| 体型    | 2.88<br>(1.10)      | 2.14<br>(0.96)      | 4.96**     | 2.56<br>(1.03)      | 2.13<br>(1.01)      | 2.98**     |
| タブー   | 2.45<br>(1.17)      | 1.81<br>(1.05)      | 4.12**     | 2.30<br>(1.29)      | 1.92<br>(1.29)      | 2.08*      |
| 失敗    | 3.10<br>(1.01)      | 2.86<br>(1.09)      | 1.58       | 2.51<br>(0.90)      | 2.39<br>(1.12)      | 0.82       |
| 悩み    | 2.31<br>(1.11)      | 2.01<br>(1.00)      | 1.99*      | 2.27<br>(1.17)      | 2.08<br>(1.17)      | 1.14       |
| 恋人・友達 | 2.42<br>(1.25)      | 2.13<br>(1.14)      | 1.72       | 2.43<br>(1.30)      | 2.12<br>(1.26)      | 1.10       |

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$

### 3.5 からかいに對する認知的評価と他変数の相関

男女それぞれにおいて脅威度の評価, 対処効力感の評価, 重要度の評価が, 意図の認知やからかわれる頻度, 怒りを感じる頻度との相関を求めた (Table 5). その際, からかわれた頻度について主成分分析を行った結果, 全ての項目で .40以上の主成分負荷量を示したため, 合算得点を以後の分析に用いることとした. 同様に, 怒りを感じる頻度についても主成分分析を行った結果, 全ての項目で .40以上の主成分負荷量を示したため, 合算得点を以後の分析に用いることとした.

相関係数を求めた結果, 男女ともに, 脅威度の評価と敵意的意図の知覚が強い正の相関 ( $r = .53$ および $r = .70$ ) を示した. また, 脅威度の評価は怒りを感じる頻度と強い正の相関 ( $r = .66$ および $r = .33$ ) を示した. 対処効力感の認知は, 意図の知覚やからかわれる頻度および怒りを感じる頻度とは弱い正の相関を示した. 重要度の評価は, 男女ともに親和的意図と正の相関 ( $r = .32$ および $r = .30$ ) を示す一方で, 敵意的意図とは男性においては無相関となり,

女性では負の相関 ( $r = -.19$ ) を示した。また、重要度の評価は男女ともにかからかわれる頻度やからかいに怒りを感じる頻度とは有意な相関を示さなかった。

男性と女性の相違点としては、男性は脅威度の評価がからかわれる頻度と有意な正の相関 ( $r = .36$ ) を示す一方で、女性は無相関 ( $r = .01$ ) であった。また、男性は敵意的意図の知覚と親和的意図の知覚が無相関 ( $r = -.08$ ) である一方で、女性においては有意な負の相関 ( $r = -.43$ ) がみられた。

Table 5 からかいに對する認知的評価と他変数の相関 (男女別)

|           | ①      | ②     | ③      | ④      | ⑤      | ⑥     | ⑦     |
|-----------|--------|-------|--------|--------|--------|-------|-------|
| ①脅威度の評価   | —      | .11   | -.29** | .53**  | -.39** | .36** | .66** |
| ②対処効力感の評価 | .20*   | —     | .39**  | .15    | .25*   | .24*  | .22*  |
| ③重要度の評価   | -.24** | .26** | —      | -.11   | .32**  | .19   | -.12  |
| ④敵意的意図    | .70**  | .23*  | -.19*  | —      | -.08   | .65** | .65** |
| ⑤親和的意図    | -.53** | .24** | .30**  | -.43** | —      | .01   | -.13  |
| ⑥からかわれる頻度 | .01    | .33** | .08    | .20*   | .23*   | —     | .61** |
| ⑦怒りを感じる頻度 | .33**  | .32** | .05    | .46**  | -.08   | .54** | —     |

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$  右上が男性の相関, 左下が女性の相関

### 3.6 クラスタ分析による回答者の群分け

からかいに對する認知的評価に関する3変数得点を用いて、K-means法(平均ユークリッド距離)によるクラスタ分析を行った結果、3つのクラスタ群が抽出された(Figure 1)。第1クラスタ群(62名, 男21名, 女性41名)は、すべての得点が平均より低いという特徴を持つため「無関心群」と命名した。第2クラスタ群(85名, 男性34名, 女性51名)は「脅威度の評価」が低く、対処効力感が高いため、「適応群」と命名した。第3クラスタ群(56名, 男性29名, 女性27名)は、「脅威度の評価」が高い特徴が顕著であるため、「脅威群」と命名した。なお、クラスタ群(3)と性別(2)の $\chi^2$ 検定は有意ではなかったため( $\chi^2_{(2)} = 4.01$ , *n.s.*)、以後の分析は男女込みで行うこととする。

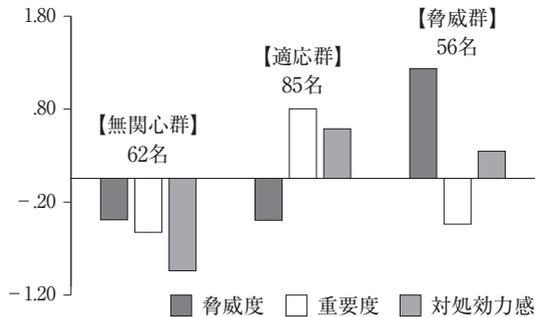


Figure 1 クラスタ分析の結果

### 3.7 クラスタ群間の比較

敵意的意図と新和的意図を知覚する程度、からかわれる頻度、からかいに怒りを感じる頻度を従属変数、クラスタ群を独立変数とした一元配置分散分析を実施した (Table 6)。その結果、それぞれ主効果が有意となった ( $F_{(2,200)} = 33.90, 16.20, p < .01$ )。多重比較を行ったところ、親和的意図に関しては、適応群が、無関心群と脅威群よりも有意に高い得点を示した。また、敵意的意図に関しては、脅威群が、無関心群と適応群よりも有意に高い得点を示した。

さらに、からかわれる頻度、からかいに怒りを感じる頻度を従属変数、クラスタ群を独立変数として一元配置分散分析を行った。その結果、すべての主効果が有意となった。多重比較を行った結果、からかわれる頻度に関しては、脅威群の頻度が高かったものの、全体的には脅威群と適応群のからかわれる頻度は同程度であり、無関心群の得点が他の2群と比較して低いという結果が得られた。からかいに怒りを感じる頻度は、体型、タブー、失敗、悩みに関するからかいについて脅威群が他の2つの群よりも得点が高い結果となった。恋人や友人に関してからかわれた際に感じる怒り感情の強さは、無関心群が他の2つの群よりも得点が低い結果が得られた。

Table 6 各変数に関するクラスタ群間比較

|       | 無関心群           | 適応群            | 脅威群            | F 値     | 多重比較       |
|-------|----------------|----------------|----------------|---------|------------|
| <意図>  |                |                |                |         |            |
| 敵意的意図 | 1.85<br>(0.57) | 1.98<br>(0.70) | 2.81<br>(0.94) | 33.90** | 脅威>適応, 無関心 |
| 親和的意図 | 3.32<br>(0.68) | 3.76<br>(0.66) | 3.14<br>(0.71) | 16.20** | 適応>無関心, 脅威 |
| <頻度>  |                |                |                |         |            |
| 体型    | 2.18<br>(0.80) | 2.45<br>(1.12) | 2.75<br>(1.22) | 4.26*   | 脅威>無関心     |
| タブー   | 1.66<br>(0.83) | 2.14<br>(1.14) | 2.43<br>(1.32) | 7.31**  | 脅威, 適応>無関心 |
| 失敗    | 2.66<br>(0.99) | 3.02<br>(1.05) | 3.18<br>(1.11) | 3.88*   | 脅威>無関心     |
| 悩み    | 1.82<br>(0.82) | 2.05<br>(1.03) | 2.61<br>(1.15) | 9.40**  | 脅威>適応, 無関心 |
| 恋人・友人 | 1.77<br>(0.82) | 2.38<br>(1.17) | 2.57<br>(1.41) | 7.95**  | 脅威, 適応>無関心 |
| <怒り>  |                |                |                |         |            |
| 体型    | 2.03<br>(0.83) | 2.21<br>(1.09) | 2.75<br>(1.05) | 8.11**  | 脅威>適応, 無関心 |
| タブー   | 1.66<br>(1.09) | 2.00<br>(1.21) | 2.64<br>(1.47) | 9.32**  | 脅威>適応, 無関心 |
| 失敗    | 2.06<br>(0.79) | 2.32<br>(0.93) | 3.05<br>(1.17) | 16.81** | 脅威>適応, 無関心 |
| 悩み    | 1.71<br>(0.84) | 2.05<br>(1.06) | 2.84<br>(1.35) | 16.73** | 脅威>適応, 無関心 |
| 恋人・友人 | 1.84<br>(1.10) | 2.22<br>(1.25) | 2.73<br>(1.37) | 7.65**  | 脅威>無関心     |

\* $p<.05$ , \*\* $p<.01$ , 表中の括弧内は標準偏差

## 4. 考察

からかいに対する認知的評価の因子構造を確認した結果, 脅威度の評価, 重要度の評価, 対処効力感の評価といった因子が得られた。これらは Lazarus (1966) や Lazarus & Folkman (1984) のストレス認知評価モデルに合致し, 加藤 (2001) と同様の構造が得られた。からかわれるという文脈においても, ストレス認知評価モデルの枠組みは適用可能であることが改め

て確認されたといえる。

からかわれる体験については、失敗や恋人、友人といった日常的な内容については男女差は無いが、体型やタブー、悩みといった相手を傷つける可能性が高い内容については男性の方が多いことが明らかとなった。この結果は、からかひの頻度は男女で同程度であるという結果を示した Kowalski (2000) の知見をさらに拡張するものであると考えられる。

変数間の関係は、男女ともに脅威度の評価が敵意的意図の知覚と有意な正の相関を示し、親和的意図の知覚と負の相関を示した。これらの結果から、からかひを实害や喪失と評価する傾向があるほど、からかひ手の意図をより否定的に解釈しやすくなると考えられる。また、男女ともに重要度の評価と親和的意図の知覚が正の相関を示し、特に女性においては敵意的意図の知覚が負の相関を示した。重要度の認知は、その出来事が自身の幸福のため得るものがあると評価することであり、からかわれることは相手と親しくなるための行為と評価している可能性が考察できる。特に、女性は重要度の評価が高くなると行為者の意図も好意的に評価しやすくなる傾向があると考えられる。

また、男女ともに敵意的意図を知覚するほど、からかひに怒りを感じる頻度が多い結果が得られた。これは、Keltner, et al. (1998) や Kruger, et al. (2006) によって指摘された、敵意的意図を知覚することで怒りが生じるという結果と一致する。親和的意図を知覚することは、からかひへ怒りを感じる頻度と無相関であり、親和的意図を知覚したとしても怒り感情が緩和される訳ではないと考察される。

認知的評価および意図の知覚に関しては、本研究の分析は相関分析に留まるため、敵意的意図を知覚する頻度が多くなるほど認知的評価がよりネガティブに変容していく可能性もある。同様に、すでに考察してきたように脅威度の評価が高まるほど敵意的意図を知覚しやすくなるという関係も成り立つため、双方向的な因果モデルが想定される。この双方向的な因果については今後さらなる検討が必要である。

からかいに対する認知的評価の3つの変数得点を用いてクラスタ分析を行った結果、3つのクラスタが得られた。クラスタ群は適応群、無関心群、脅威群に大別することができた。各クラスタ群の特徴を以下にまとめ、考察を行う。

まず、脅威群は、からかいを非常に不快で脅威的であると評価し、上手く応じることに必要性を感じていない群である。こうした群に含まれる回答者にとって、からかいに上手く応じることで他者とのつながりを保つという側面は薄く、あくまでからかいの否定的な面だけを意識している可能性が示唆される。Kowalski et al. (2001) が指摘する、からかいを否定的に捉える個人であると考えられ、敵意的意図を知覚する程度が高かった。また、怒り感情を生起する頻度も3群の中で高く、先行研究 (Pawluk, 1989, Kruger et al., 2006) で指摘されている、悪意を認知し、怒り感情を生起するという現象が起りやすい群であることが示された。

適応群については一次的評価である脅威度が低く、重要度と対処効力感が高いという特徴があった。からかわれることを非常に良いものと捉えている群といえ、Lazarus & Folkman (1984) のモデルにおいて一次評価でストレスfulではないと評価し、2次的評価で対処可能であると評価されている状態といえる。からかいをストレスサーとして捉えていない点で、従来の先行研究では指摘されていない群であるが、La Gaipa (1977) や Baxter (1992) で述べられている様に、からかいを遊びとして捉えられている個人が多いと考えられる。

無関心群は、からかわれる頻度が少なく、からかいに対する怒りも他の3つの群と比較して目立って低いことが示された。友人との関わりの中でからかうという行為をしない群であることが読み取ることができ、Lazarus & Folkman (1984) のモデルにおいては、無関係であると評価されている状態であるとも考えられる。

適応群と脅威群を比較すると、からかわれる頻度自体は差は少なく、有意な差がみられたのは「悩み」に関するからかいであった。悩みは、その個人

が困っていたり苦しんでいることを含むことが多く、そうしたことをからかいの対象にされることが、脅威度の評価を高めている可能性がある。

本研究の課題として以下の3点が考えられる。1点目は、からかわれることに対する認知的評価が、からかわれた際に話し手の意図をどのように影響しているのかを明らかにするために、場面想定を用いた調査を行うことが望まれる。その際に、からかわれる内容や周囲に他者がいるかどうか、そうした他者の反応を含めてより詳細に検討する必要性である。

2点目に、からかわれている最中にどのような認知をするかについて他者に対する認知と自己に対する認知を含める必要がある。例えば、本研究で取り上げた相手の意図の認知に加えて、相手に関係を軽視している等の相手に関する認知や、からかわれている自分に対する認知（自分を偽っている、目立っている）などを多面的に検討することが必要であろう。

3点目に、前述したが、認知的評価と意図の知覚の相互的な因果関係について検討する必要がある。双方向的な因果とは、認知的評価が意図の知覚に影響を及ぼすとともに、意図の知覚が認知的評価に影響を及ぼすという関係である。その際、どのような状況や場面の時に、どの方向の因果が成立するかは場面想定法やその他の方法によって検討していく必要がある。たとえば、からかわれることをどのように評価するは、からかい手の意図だけでなく、周囲の人の反応や自尊心の傷つき、不快感情など様々な要因が考えられる。

#### 〔引用文献〕

- 遠藤由美 (2007). 役割と社会的スキルがからかい認知に及ぼす影響 関西大学社会学部紀要, 38, 119-131.
- 遠藤由美 (2008). からかいの主観的理解：役割と他者への一般的態度の影響 関西大学社会学部紀要, 39, 1-16.
- Eder, D. (1993). "Go get ya a French!" Romantic and sexual teasing among adolescent girls. In D. Tannen (Ed.), *Gender and conversational interaction* (pp. 17-31). New York : Oxford University Press.

- 葉山大地・櫻井茂男 (2008a). 友人に対する冗談関係の認知が冗談行動へ及ぼす影響 心理学研究, **79**, 18-26.
- 葉山大地・櫻井茂男 (2008b). 過激な冗談の親和的意図が伝わるという期待の形成プロセスの検討 教育心理学研究, **56**, 23-34.
- 加藤司 (2001). 対人ストレス過程の検証 教育心理学研究, **49**, 295-304.
- Keltner, D., Young, R. C., Heerey, A., Oemig, C., & Monarch, N. D. (1998). Teasing in hierarchical and intimate relations. *Journal of Personality and Social Psychology*, **75**, 1231-1247.
- Kowalski, R. M. (2000). "I was only kidding" : victim's and perpetrators' perceptions of teasing. *Personality and Social Psychology Bulletin*, **26**, 231-241.
- Kowalski, R. M., Howerton, E., & McKenzie, R. (2001). Permitted disrespect : teasing in interpersonal interactions, In R.M. Kowalski (Ed.), *Behaving badly : Aversive behaviors in interpersonal relationships* (pp. 177-202). Washington : American Psychological Association.
- Kruger, J., Gordon, C. L., & Kuban, J. (2006). Intentions in teasing : When "Just kidding" isn't good enough. *Journal of Personality and Social Psychology*, **90**, 412-425.
- La Gaipa, J. (1977). The effects of humour on the flow of social conversation. In A.J. Chapman & H. C. Foot (Eds.), *It's funny thing, humour*. Oxford : Pergamon Press. 421-427.
- Lampert, M. D., & Ervin-Tripp, S. M. (2006). Risky laughter : Teasing and self-directed joking among male and female friends. *Journal of Pragmatics*, **38**, 51-72.
- Lazarus, R. S. (1966). *Psychological stress and the coping process*. New York : McGrawHill.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal and coping*. New York : Springer Publishing.
- Pawluk, C. J. (1989). Social construction of teasing. *Journal for the Theory of Social Behaviour*, **19**, 145-167.
- Shapiro, J. P., Baumeister, R. F., & Kessler, J. W. (1991). A three-component model of children's teasing : Aggression, humor, and ambiguity. *Journal of Social and Clinical Psychology*, **10**, 459-472.
- Storch, E. A., Roth, D., Coles, M. E., Heimberg, R. G., Bravata, E. A., & Moser, J. (2004). The measurement and impact of childhood teasing in a sample of

young adults. *Anxiety Disorders*, **18**, 681-694.

鈴木伸一・坂野雄二 (1998). 認知的評価測定尺度 (CARS) 作成の試み ヒューマンサイエンス・リサーチ, **7**, 113-124.

Thompson, K.J., Cattarin, J., Fowler, B., & Fisher, E. (1995). The perception of teasing scale (POTS) : a revision and extension of the physical appearance related teasing scale (PARTS). *Journal of Personality Assessment*, **65**, 146-157.