

機能不全的ユーモア表出尺度の作成¹

長谷川 孝治（信州大学人文学部）

The Development of Dysfunctional Humor Expression Scale

Koji HASEGAWA (Faculty of Arts, Shinshu University)

要 約

本研究では、日常生活におけるユーモア表出がうまくいかず、他者から嫌悪感を引き起こしうる行動を機能不全的ユーモア表出と定義し、自由記述調査によって得られた項目を基にして測定尺度を作成し、信頼性と妥当性の検討を行った。検討の結果、信頼性と妥当性は十分であることが示された。また、この機能不全的ユーモア表出は、攻撃的ユーモア態度傾向が高く、セルフ・モニタリング能力が低い人に顕著であるという予測を検討した。検討の結果、攻撃的ユーモアを好み、新セルフ・モニタリング尺度（Lennox & Wolfe, 1984）の得点が高い人は、他者を不愉快にさせるユーモア表出をすることが示された。ただし、全体的には、攻撃的ユーモアを好まず、セルフ・モニタリング傾向が低い人が、機能不全的ユーモア表出の得点が低いことを示す結果が得られた。本研究で得られた結果に基づいて、実際にユーモアを表出される他者の評価を対象とした研究の必要性が議論された。

キーワード：機能不全的ユーモア表出、セルフ・モニタリング傾向、攻撃的ユーモア

問 題

対人関係や個人の健康にとって、ユーモアの効用がさまざまな研究によって示されている。例えば、ネガティブ・ライフイベントがストレスを引き起こすような状況でも、ユーモアをその対処に用いる人は、抑うつの高まりを抑えられることが示されている（Nezu, Nezu, & Blissett, 1988）。また、ユーモアの使用によって起こる笑いが、副腎皮質刺激ホルモンなどの免疫系を活性化し、生理学的にも心身の健康を保護する機能を持つことも明らかにされている（Berk, Tan, Fry, Napier, Lee, Hubbard, Lewis, & Eby, 1989）。

このように、ユーモアの効用はさまざまな研究で示されているが、その定義は研究によっ

¹ 本研究は、高柳 健氏（平成19年度信州大学人文学部卒業生）が、著者の指導の基で作成した、平成18年度社会行動実験レポートのデータを再分析したものである。論文化することを快諾していただいたことに、感謝申し上げます。

て異なっており、明確なものは存在していない。Ziv (1984) は、先行研究をレビューし、ユーモアの機能や技法、センス、パーソナリティと、ユーモアに関わる現象が多角的に検討されていることを示した。また、Sternthal & Craig (1973) は、ユーモアを「受け手がメッセージをユーモラスあるいはおもしろいと知覚する反応」とし、上野 (1993) は「“おもしろさ” “おかしさ” という心的現象を示すもの」と定義している。牧野 (2005) は、このような先行研究を理論的に整理し、ユーモア研究における定義の共通点が「受け手がおもしろい、おかしいと知覚する」ことであるとし、ユーモアを「送り手からの刺激に対して、受け手がおもしろい、おかしいという知覚反応を示す過程」と定義した。また、「ユーモアを引き起こす刺激をユーモア刺激、送り手からの刺激に対する受け手のおもしろい、おかしいという反応をユーモア反応」とした。

以上のように、これまでのユーモア研究の多くは、「ユーモア刺激が他者におもしろいものとして受け入れられる」ことを前提としている。すなわち、送り手によるユーモア刺激を、受け手が「これはユーモア刺激だ」と認識し「おもしろい、おかしい」と感じる事ができたとき、初めてそれら一連の過程がユーモアとして認められ、研究対象となっていると考えられる。しかし、日常生活では、ある人がある人を笑わせようと意図して何かを表出しても、受け手はユーモアと認知しないことはよく起こる。いわゆる「すべる」という状態であり、ユーモアの表出行動が十分に機能していない場合である。本研究では、先行研究において焦点が当てられてこなかった、このような機能不全的なユーモア表出について検討し、それを測定する尺度を作成することを目的とする。

機能不全的ユーモア表出

送り手によるユーモアを意図した言動が受け手におもしろいと知覚された時、受け手はユーモア反応として笑ったり楽しんだりする。しかしながら、送り手がユーモアを受け手に与えたつもりでも、受け手が必ずしもそれをユーモア刺激として知覚するとは限らない。例えば、日常生活においては、会議や授業の最中にふざけた冗談を言ったり、悩みを抱えている人の前で茶化すようなことを言ったりすれば、相手を笑わせるどころか、結果的に相手を傷つけることもある。そのようなユーモア表出行動が十分に機能していない状態は、ユーモアの送り手が受け手や周囲の他者の状況を正確に認知できないために生じ、受け手に不快感を与え、対人関係に悪影響を及ぼすと考えられる。この意味で、本研究では、送り手が受け手にユーモアを与えようとしているにも関わらず、受け手がユーモアと認知しないような言動を機能不全的ユーモア表出と定義する。

では、機能不全的ユーモア表出をするのは、どのような人であろうか。ユーモアを好み、うまく相手を笑わせることができる人は、もし相手を不適切な方法で笑わせてしまった場合には、相手に嫌われたり不快感を与えたりしてしまうことを恐れ、発言や行動を修正しようと試みるだろう。しかし、相手に不快感を与え、かつそれを修正しようとしなない人は、自分が不適切な笑わせ方をしたということに、少なくともその時は気づいていないものと考えられる。そこで、本研究は、セルフ・モニタリング (Self-Monitoring) に着目する。セルフ・モニタリングとは、状況や他者の行動に基づいて、自己の表出行動や自己呈示が、社会的に適切なのかを観察し、自己の行動を統制することと定義される (岩淵・田中・中里, 1982)。

セルフ・モニタリングは、例えばパーソナリティのような傾性や志向性として捉えられる。このセルフ・モニタリング傾向が高い人は、社会的状況に応じて自己の表現を変える傾向が強く、逆に低い人は状況を通して一貫した行動をとりやすいとされる。ユーモアが好きで、周囲の人を笑わせたいと考えていても、毎回同じような話をして他者を笑わせようとしたり、初対面の人や目上の人に対しても同じような調子で笑わせようとしたりしては、相手を不快な気分になせかねない。ユーモア表出がうまく機能せず、不適切な笑わせ方をすると、受け手の笑いを誘う言動を状況に応じて変化させられない人だと考えられる。すなわち、セルフ・モニタリング傾向が低い人の可能性がある。

ただし、このことはユーモアに関する態度がどのようなものかによって異なってくると考えられる。つまり、他者を傷つけるようなユーモアが好きであれば、それを直接的に表現するセルフ・モニタリングの低さが他者からの嫌悪を引き起こすプロセスが顕著に生じると考えられる。しかしながら、他者を傷つけるユーモアが好きでなければ、セルフ・モニタリングが低くても、高くても、他者から不快に思われることはないと考えられる。上野（1992）によると、ユーモアに対する態度は、次の3つに分類される。第1は、陽気な気分、雰囲気醸し出し、自己や他者を楽しませることを動機づけとして表出されるユーモア刺激によって生じられる遊戯的ユーモアである。だじゃれなどの言葉遊び、軽い冗談、ちょっとした日常の出来事など、内容自体にはあまりメッセージ性のないものがこれにあてはまる。第2は、他者攻撃を動機づけとして表出されるユーモア刺激によって生じられる攻撃的ユーモアである。風刺やブラックジョーク、からかいなどがこれにあたり、ユーモア喚起に伴って、攻撃の動因の充足や優越感が引き起こされる。第3は、自己や他者を励まし、勇気づけ、心を落ち着けさせることを動機づけとして表出されるユーモア刺激によって生じられる支援的ユーモアである。支援的ユーモアにおいては、主に、自己客観視によって自己を含む状況からユーモアを見出したり、自己洞察をしたりすることによって得た結論の表現をユーモア刺激として提示することにより、状況や自己に対する統制感をより強く得させる方法が利用される。各ユーモアは、志向性という個人差として測定されるものである。

これら3つのユーモア態度から分かるように、一言でユーモアといっても、さまざまな機能や性質が存在する。遊戯的ユーモアは単なる気分転換に用いられ、また、支援的ユーモアは自己や他者の気分を落ち着かせる際に用いられることが多いとされる。一方で、攻撃的ユーモアは風刺や嘲笑など、他者を傷つけることでユーモア反応を生じさせる。上野（2003）によると、攻撃的ユーモアと博愛的人生観、また攻撃的ユーモアと道徳的人生観との間に、負の相関が見られた。具体的には、攻撃的ユーモアを好むほど、博愛・道徳を軽視する傾向にあることが示された。これらから考えると、攻撃的ユーモアを好む人は、そうでない人より、誰かを不快にさせる、すなわち不適切な笑わせ方をし、ユーモア表出が機能不全を起こす可能性が高いと考えられる。

以上の議論から考えると、攻撃的ユーモアを好み、セルフ・モニタリングが低い人は、機能不全的ユーモア表出をすると予測される。本研究では、機能不全的ユーモア表出尺度を作成するとともに、この予測について検討する。

方 法

予備調査

ユーモア表出がうまくいかない状態とはどのようなものかを調べるために、予備調査を行った。対象者は、大学生24名であった。「あなたは『周りのことを考えずに、面白いことを言おうとして、場をしらけさせてしまうような人』を見たことがありますか。それは、どのような状況でしたか。思いつく限り詳しくお書きください」と教示した。その結果、90の状況が集まり、それをKJ法でカテゴリー化した。カテゴリーとして、①スキル不足、②性的内容、③他者を傷つける行為、④自己中心、⑤繰り返し、⑥専門的な話題、⑦場違いが抽出された。その後、それぞれのカテゴリーにおける代表的な項目を3～4項目ずつ選出し、25項目を機能不全的ユーモア表出尺度とした。

本調査

調査対象者

大学生160名（男性81名、女性79名）であり、年齢は平均19.1歳（ $SD = 1.07$ ）であった。

質問紙の構成

(1) ユーモア態度尺度（上野, 1993; 宮戸・上野, 1996）

この尺度はユーモアの好みの違いを測るものであり、支援的ユーモア・攻撃的ユーモア・遊戯的ユーモアの3つの下位尺度からなる（24項目）。「あてはまらない（1点）」から「あてはまる（5点）」の5件法で回答を求めた。

(2) 機能不全的ユーモア表出尺度

「周りのことを考えず、面白いことを言おうとして、場をしらけさせてしまう言動」に関して、予備調査に基づいて作成した25項目に対して、回答者の考えにどのくらいあてはまるかを尋ねた。「あてはまらない（1点）」から「あてはまる（5点）」の5件法で回答を求めた。

(3) 旧セルフ・モニタリング尺度（Snyder, 1974）

この尺度は外向性・他者志向性・演技性の3つの下位尺度で構成され、状況や他者の行動に基づいて行う自己の演出行動や自己呈示が社会的に適切なのかを観察し、行動を統制する傾向の個人差を測るものである（岩淵ら, 1982）。外向性は外向的な行動を示し、他者志向性は社会的行動の適切さについての関心や社会的行動の手がかりに対する感受性を示す。また、演技性は、役割演技状況におけるセルフ・モニタリング能力を示す。後述のLennox & Wolfeのセルフ・モニタリング尺度と区別するため、尺度名を「旧セルフ・モニタリング尺度」とした。25項目からなり、「全くそう思わない（1点）」から「非常にそう思う（5点）」の5件法で回答を求めた。

(4) 新セルフ・モニタリング尺度（Lennox, & Wolfe, 1984）

この尺度は自己呈示変容能力と他者の表出行動に対する感受性の2つの下位尺度で構成される。前者には印象操作の能力を測定する項目からなるのに対し、後者には他者の操作に対する認知を測定する項目からなる。13項目で、「あてはまらない（1点）」から「あてはまる

(5点)」の5件法で回答を求めた。

結 果

因子分析

ユーモア態度尺度、旧セルフ・モニタリング尺度、新セルフ・モニタリング尺度、機能不全的ユーモア表出尺度について、それぞれ因子分析を行なった。

ユーモア態度尺度

因子分析（主因子法・プロマックス回転）を行った結果、共通性の低い6項目を除外した。残りの18項目について、先行研究に基づき、因子数を3に固定し、再度、因子分析を行なった。その結果、先行研究と一致し、支援的ユーモア、攻撃的ユーモア、遊戯的ユーモアの各因子が抽出された。各因子に含まれる項目を合計し、項目数で割った平均得点を算出し、分析に用いた。得点が高いほど、各因子名で示された傾向が強いことを示す。

旧セルフ・モニタリング尺度

旧セルフ・モニタリング尺度について、因子分析（主因子法・プロマックス回転）を行い、共通性の低い1項目を除いて、再度、因子分析を行なった。3～8因子に指定し、繰り返し因子分析を行ったが、いずれも解釈可能な結果ではなかった。岩淵ら（1982）によると、25項目のうち12項目は外向性、他者志向性、演技性のどの項目にも含まれないということであった。したがって、今回の分析ではそれら12項目を除外した。最終的には、先行研究との対応も考慮し、解釈可能な2因子解を採用した。第1因子には、主に外向性を示す項目と演技性を示す項目が含まれたため、これを外向・演技性因子とした。第2因子は他者志向性を示す項目からなり、他者志向性因子とした。分析には、全項目の合計得点を項目数で割った平均得点と、各因子に含まれる項目を合計し、項目数で割った平均得点を算出し用いた。得点が高いほど、セルフ・モニタリングおよび各因子名に示された傾向が強いことを示す。

新セルフ・モニタリング尺度

新セルフ・モニタリング尺度について、因子分析（主因子法・プロマックス回転）による因子分析を行なった。その結果、先行研究と一致する2因子が得られ、第1因子を他者の表出行動に関する感受性、第2因子を自己呈示変容能力とした。分析には、全項目の合計得点を項目数で割った平均得点と、各因子に含まれる項目を合計し、項目数で割った平均得点を算出し用いた。得点が高いほど、セルフ・モニタリングおよび各因子名に示された傾向が強いことを示す。

機能不全的ユーモア表出尺度

機能不全的ユーモア表出尺度の25項目について、平均点と標準偏差から床効果が生じていると考えられる、性的内容に関する3項目を分析から除外した。残りの項目に対して、因子分析（主因子法・プロマックス回転）を行なった。その結果、共通性の低い3項目を除外した。固有値をスクリープロットし、3～8因子までを検討した結果、5因子が妥当であると判

断された。因子数を5に固定し、分析した結果を表1に示す。

表1 機能不全的ユーモア表出尺度の因子分析結果（主因子法・プロマックス回転）

	1	2	3	4	5
〈1. 統制スキル不足因子〉					
人を笑わせようとして、つい話しすぎてしまうことがある	0.73	-0.23	0.20	-0.01	-0.16
おもしろいことを言おうとして、場にそぐわない発言をしてしまったことがある	0.67	0.29	-0.11	0.02	-0.10
周りの人のおもしろい話に便乗しようとして、自分もおもしろい話をしようとしたが、笑いをとれなかったことがある	0.57	-0.02	-0.23	-0.01	0.35
自分の好きなネタは繰り返し使う	0.57	0.01	0.20	-0.01	-0.09
自分が話した内容に、自分だけが笑ってしまったことがある	0.42	0.12	0.09	0.07	-0.08
周囲の人間の注目を集めておきながら、笑いがとれないことがある	0.37	0.31	-0.03	-0.06	0.15
一度笑いがとれたネタは何回でも使う	0.36	-0.09	0.26	0.08	0.14
〈2. 内輪受け因子〉					
自分の仲間にはかわからないような知識を使って笑いをとろうとすることがある	-0.19	0.85	0.13	0.03	-0.01
一部の人にしかわからない冗談を言って、周りの人に理解されないことがある	0.12	0.68	0.01	0.10	-0.11
一部の人だけがわかる趣味の話で笑いをとろうとすることがある	0.05	0.64	0.06	-0.08	0.16
〈3. 場違い因子〉					
場所や状況が変わっても、同じ話で人を笑わせようとしたことがある	0.04	0.19	0.71	-0.17	-0.02
会議中や授業中であるにも関わらず、笑いをとろうとしたことがある	-0.02	0.08	0.52	0.19	0.00
相手が初対面でも、いつもと同じように笑いをとろうとする	0.19	-0.03	0.38	-0.14	0.10
人の話がおもしろくないと思ったら、自分の好きな話題に変える	0.07	0.01	0.28	0.26	0.08
〈4. 傷つけ因子〉					
人が傷つくようなことでも、笑いが起これば許されると思う	-0.06	0.05	-0.13	0.89	-0.01
笑いがとれるならば、人が周りに言いづらいこともネタとして使ってしまう	0.09	-0.02	0.05	0.67	0.02
〈5. 不愉快因子〉					
流行しているネタをついやってしまって、場をしらけさせたことがある	-0.11	0.07	-0.02	0.01	0.75
誰かにおもしろいことを言わせようと無理矢理しゃべらせて、その人を怒らせたことがある	-0.09	-0.04	0.13	-0.01	0.68
人の話をさえぎってでも、自分の話で笑いをとろうとすることがある	0.11	-0.08	0.28	0.13	0.32
因子間相関					
1. 統制スキル不足因子	-				
2. 内輪受け因子	0.51	-			
3. 場違い因子	0.52	0.44	-		
4. 傷つけ因子	0.41	0.33	0.37	-	
5. 不愉快因子	0.55	0.47	0.45	0.44	-

第1因子は、「人を笑わせようとして、つい話しすぎてしまうことがある」「おもしろいことを言おうとして場にそぐわない発言をしてしまったことがある」といった項目の負荷が高いことから、**統制スキル不足**と命名した。他者を笑わせようとする自らの思いをうまく統制できず、話しすぎてしまったり、繰り返し同じことを話してしまったりするというスキル不足の状態に陥っている様子を示す因子であると解釈された。

第2因子は、**内輪受け**と命名した。3つの項目は共通して、ある特定の人間だけを笑わせようとする行為である。このような、内輪受けを狙ったユーモア表出は、趣味や知識を共有できる仲間以外の他者には、メッセージが伝わらないと考えられる。

第3因子は、「場所や状況が変わっても、同じ話で人を笑わせようとしたことがある」「会議中や授業中であるにも関わらず、笑いをとろうとしたことがある」という項目が表すように、他者を笑わせる状況ではないのに笑わせようとしてしまったり、初対面の人に対していつもと同じように振る舞ってしまったという因子であった。これらから**場違い**因子と命名した。不適切な状況において笑わせようとする行為からなる因子である。

第4因子は、「人が傷つくようなことでも、笑いが起これば許されると思う」「笑いがとれるならば、人が周りに言いづらいこともネタとして使ってしまう」の2項目からなる。これらは、他者を笑わせるためなら誰かを傷つけても仕方がないという内容であったため、この因子は**傷つけ**と命名した。

第5因子は、**不愉快**と命名した。「流行しているネタをついやってしまって、場をしらけさせたことがある」、「誰かにおもしろいことを言わせようと無理矢理しゃべらせて、その人を怒らせてしまったことがある」、「人の話をさえぎってでも、自分の話で笑いをとろうとすることがある」の3項目からなる。これらの項目を総合すると、場をしらけさせたり、怒らせたり、他者を不愉快にさせる行為と解釈した。

予備調査のKJ法によるカテゴリー化の結果からは、因子数は7になると想定されたが、因子分析の結果、項目を削除するなどの作業を行った結果、以上のような5因子となった。

分析には、全項目の合計得点を項目数で割った平均得点と、各因子に含まれる項目を合計し、項目数で割った平均得点を算出し用いた。得点が高いほど、ユーモア表出が機能不全に陥っている傾向および各因子名に示された傾向が強いことを示す。

尺度の記述統計と相関

それぞれの尺度について、 α 係数、平均値、標準偏差をそれぞれ算出した。結果を表2に示す。機能不全的ユーモア表出尺度についてみると、 α 係数は場違い因子や傷つけ因子が、.60台と少し低いものも見られるが、尺度全体としては.88と十分に高いことが示された。また、その他の尺度についても、遊技的ユーモアや旧セルフ・モニタリング尺度が.60台と少し低いけれども、他は概ね高い信頼性を示した。

尺度間の相関を検討するため、ピアソンの相関係数を算出した(表3)。表3を見ると、機能不全的ユーモア表出尺度の下位尺度間には、相互に中程度の相関があることが分かる。また、攻撃的ユーモア態度尺度と機能不全的ユーモア表出尺度および下位尺度との相関は、弱いあるいは中程度の正の相関を示していた。このことは、機能不全的ユーモア表出尺度が併存的妥当性を有することを示している。ただし、機能不全的ユーモア

表2 尺度の記述統計量と信頼性係数

	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>α</i>
1. 機能不全的ユーモア表出	2.72	0.61	0.88
2. 統制スキル不足	3.22	0.75	0.80
3. 内輪受け	3.37	0.94	0.81
4. 場違い	2.38	0.80	0.65
5. 傷つけ	1.94	0.90	0.75
6. 不愉快	1.84	0.74	0.66
7. 攻撃的ユーモア	2.90	0.67	0.74
8. 支援的ユーモア	3.42	0.68	0.79
9. 遊技的ユーモア	3.80	0.72	0.62
10. 旧セルフモニタリング	2.91	0.60	0.81
11. 外向・演技性	2.66	0.73	0.84
12. 他者志向性	3.33	0.70	0.67
13. 新セルフモニタリング	3.18	0.54	0.80
14. 他者の表出行動に対する感受性	3.28	0.72	0.79
15. 自己呈示変容能力	3.10	0.59	0.70

表出と支援的ユーモアとの間にも、同程度の相関関係が見られた。また、相関の程度は低いですが、機能不全的ユーモアと遊技的ユーモアとの間の正の相関も見られた。これらの結果は、機能不全的ユーモア表出がさまざまなユーモア態度によって形成される可能性を示唆するものである。

また、旧セルフ・モニタリング尺度と機能不全的ユーモア表出尺度および下位尺度との関連をみると、弱い正の相関があることが分かる。このことは、自己と他者との行動について、モニタリングしようとする傾向が強いほど、機能不全的ユーモア表出につながってしまうことを示している。ただし、新セルフ・モニタリング尺度と機能不全的ユーモア表出尺度とは無相関であった。新旧のセルフ・モニタリング尺度でこのような異なる結果が生じたことは、上述した旧セルフ・モニタリング尺度に関する解釈は慎重になされるべきものであることを示唆する。

予測の検討

攻撃的ユーモア × 新セルフ・モニタリング

予測の検討を行なうため、機能不全的ユーモア表出尺度およびその下位尺度を従属変数として、攻撃的ユーモア（低・高）× 新セルフ・モニタリング（低・高）の分散分析を行なった。両要因ともに、中央値折半により低群と高群に分類した、参加者間要因である。分散分析の結果と各セルの平均値を表4に示した。

攻撃的ユーモアは、機能不全的表出および下位尺度に対する主効果を示した。攻撃的ユーモアが高い人は、低い人に比べて、機能不全的な表出を行うことを示している。また、セル

表3 尺度間の相関

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1. 機能不全的ユーモア表出	-													
2. 統制スキル不足	.87**	-												
3. 内輪受け	.74**	.52**	-											
4. 場違い	.78**	.55**	.51**	-										
5. 傷つけ	.54**	.35**	.30**	.32**	-									
6. 不愉快	.69**	.47**	.42**	.48**	.36**	-								
7. 攻撃的ユーモア	.44**	.28**	.45**	.28**	.52**	.26**	-							
8. 支援的ユーモア	.48**	.46**	.34**	.46**	.19*	.19*	.16	-						
9. 遊技的ユーモア	.24**	.32**	.18*	.17*	-.08	.10	.01	.32**	-					
10. 旧セルフモニタリング	.43**	.38**	.33**	.42**	.19*	.20*	.11	.59**	.17*	-				
11. 外向・演技性	.30**	.24**	.20*	.35**	.12	.14	.05	.51**	.06	.90**	-			
12. 他者志向性	.45**	.42**	.38**	.34**	.22*	.21*	.15	.44**	.29**	.69**	.31**	-		
13. 新セルフモニタリング	-.05	-.04	-.05	.03	-.01	-.14	-.01	.39**	-.11	.47**	.49**	.21**	-	
14. 他者の表出行動に対する感受性	-.07	-.01	-.07	-.07	-.04	-.15	-.05	.27**	-.16	.26**	.31**	.05	.85**	-
15. 自己呈示変容能力	-.01	-.06	-.02	.13	.01	-.08	.04	.38**	-.03	.54**	.52**	.31**	.83**	.41**

Note. $N = 150$

フ・モニタリングについては、機能不全的ユーモア表出と統制スキル不足および不愉快因子に対する主効果を示した。セルフ・モニタリング傾向が高い人は、低い人と比べて、機能不全的ユーモアを表出する傾向が強く、統制スキル不足や不愉快因子においてその傾向が顕著であることを示している。

また、不愉快因子に対して、攻撃的ユーモアと新セルフ・モニタリングの交互作用が有意な傾向を示した。下位検定の結果、攻撃的ユーモア高群における新セルフ・モニタリング低群 ($M = 2.19$) と新セルフ・モニタリング高群 ($M = 1.70$) との間に有意差が見られた ($p < .01$)。また、新セルフ・モニタリング低群における攻撃的ユーモア低群 ($M = 1.79$) と攻撃的ユーモア高群 ($M = 2.19$) との間に有意差が見られた ($p < .05$)。これらは、攻撃的ユーモア高群かつ新セルフ・モニタリング低群が最も不愉快な笑わせ方をしていることを示すものであり、予測と一致する結果である。

続いて、補足的に、新セルフ・モニタリング尺度の下位因子である、他者の表出行動に対する感受性と自己呈示変容能力のそれぞれを独立変数として、同様の 2×2 の分散分析を行った。その結果、不愉快因子に対する攻撃的ユーモア \times 自己呈示変容能力の交互作用が有意であった ($F(1, 151) = 2.47, p < .05$)。下位検定を行なった結果、攻撃的ユーモア高群における自己呈示変容能力低群 ($M = 2.20$) と自己呈示変容能力高群 ($M = 1.75$) との間に有意差が見られた ($p < .01$)。また、自己呈示変容能力低群における攻撃的ユーモア低群 ($M = 1.71$) と攻撃的ユーモア高群 ($M = 2.20$) との間に有意差が見られた ($p < .01$)。これらは、攻撃的ユーモア高群かつ自己呈示変容能力低群が最も不愉快な笑わせ方を示すもので

あり、上述の新セルフ・モニタリングに関する交互作用効果が、自己呈示変容能力によって生じたことを示唆するものである。

表4 攻撃的ユーモアとセルフ・モニタリング傾向が機能不全的ユーモア表出に及ぼす影響

	低 AH		高 AH		F		
	低 SM	高 SM	低 SM	高 SM	AH	SM	AH×SM
〈新 SM 尺度〉							
機能不全的ユーモア表出	2.55	2.45	3.04	2.82	20.36***	3.01†	0.42
統制スキル不足	3.21	2.89	3.51	3.29	9.12**	5.45*	0.24
内輪受け	3.00	3.07	3.87	3.56	22.57***	0.70	1.70
場違い	2.28	2.24	2.57	2.45	3.72†	0.36	0.09
傷つけ	1.54	1.58	2.42	2.35	39.63***	0.01	0.14
不愉快	1.79	1.69	2.19	1.70	2.99†	6.33*	2.83†
〈旧 SM 尺度〉							
機能不全的ユーモア表出	2.27	2.81	2.84	3.04	20.20***	17.42***	3.67†
統制スキル不足	2.80	3.35	3.31	3.50	8.48**	10.99**	2.56
内輪受け	2.81	3.26	3.66	3.79	23.55***	4.28*	1.30
場違い	1.93	2.73	2.31	2.70	2.24	24.75***	3.03†
傷つけ	1.41	1.76	2.26	2.48	37.10***	4.97*	0.26
不愉快	1.50	2.04	1.93	2.03	3.25†	7.58**	3.51†

Note. 攻撃的ユーモア (AH), セルフ・モニタリング (SM)

各セルの数值は、平均値

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$

攻撃的ユーモア × 旧セルフ・モニタリング

予測の検討を行なうため、機能不全的ユーモア表出尺度およびその下位尺度を従属変数として、攻撃的ユーモア (低・高) × 旧セルフ・モニタリング (低・高) の分散分析を行なった。両要因ともに、中央値折半により低群と高群に分類した、参加者間要因である。分散分析の結果と各セルの平均値を表4に示した。

表2の相関係数をみても明らかなように、旧セルフ・モニタリングは、機能不全的表出および下位尺度に対する主効果を示した。旧セルフ・モニタリング傾向が高い人は、低い人と比べて、機能不全的ユーモアを表出する傾向が強いことを示している。

また、機能不全的ユーモア尺度に対して、攻撃的ユーモア × 旧セルフ・モニタリングの交互作用が有意な傾向を示した ($F(1, 150) = 3.67, p < .10$)。下位検定を行なった結果、攻撃的ユーモア低群における旧セルフ・モニタリング低群 ($M = 2.27$) と旧セルフ・モニタリング高群 ($M = 2.81$) との間に有意差が見られた ($p < .01$)。また、旧セルフ・モニタリング低群における攻撃的ユーモア低群 ($M = 2.27$) と攻撃的ユーモア高群 ($M = 2.84$) との間に有意差が見られた ($p < .01$)。さらに、旧セルフ・モニタリング高群における攻撃的ユーモア低群 ($M = 2.81$) と攻撃的ユーモア高群 ($M = 3.04$) との間に有意差が見られた ($p < .01$)。これらは、攻撃的ユーモア低群かつ旧セルフ・モニタリング低群が最も機能不全的なユーモア表出を行わないことを示すものである。

さらに、場違いに対しても、交互作用の有意な傾向が見られた ($F(1, 153) = 3.03, p < .10$)。下位検定の結果、攻撃的ユーモア低群における旧セルフ・モニタリング低群 ($M = 1.93$) と旧セルフ・モニタリング高群 ($M = 2.73$) との間に有意差が見られた ($p < .01$)。攻撃的ユーモア高群における旧セルフ・モニタリング低群 ($M = 2.31$) と旧セルフ・モニタリング高群 ($M = 2.70$) との間にも有意差が見られた ($p < .05$)。また、旧セルフ・モニタリング低群における攻撃的ユーモア低群 ($M = 1.93$) と攻撃的ユーモア高群 ($M = 2.31$) との間に有意差が見られた ($p < .01$)。これらは、攻撃的ユーモア低群かつ旧セルフ・モニタリング低群が最も場違いな笑わせ方をする傾向が低いことを示すものである。

不愉快に対しても、交互作用の有意な傾向が見られた ($F(1, 153) = 3.51, p < .10$)。下位検定の結果、攻撃的ユーモア低群における旧セルフ・モニタリング低群 ($M = 1.50$) と旧セルフ・モニタリング高群 ($M = 2.04$) との間に有意差が見られた ($p < .01$)。また、旧セルフ・モニタリング低群における攻撃的ユーモア低群 ($M = 1.50$) と攻撃的ユーモア高群 ($M = 1.93$) との間にも有意差が見られた ($p < .05$)。これらは、攻撃的ユーモア低群かつ旧セルフ・モニタリング低群が最も不愉快な笑わせ方をする傾向が低いことを示すものである。

補足的に、旧セルフ・モニタリングの下位尺度である外向・演技性および他者志向性を独立変数として、同様の 2×2 の分散分析を行った。その結果、外向・演技性と攻撃的ユーモアの交互作用が有意または有意な傾向であったのが、機能不全的ユーモア表出 ($F(1, 150) = 5.07, p < .05$)、統制スキル不足 ($F(1, 153) = 3.69, p < .10$)、場違い ($F(1, 153) = 4.97, p < .05$) であり、下位検定の結果をみると、平均値のパターンはいずれも上述した旧セルフ・モニタリング傾向の結果と同様であった。すなわち、攻撃的ユーモア低群かつ外向・演技性低群が他の群と比べて、機能不全的ユーモア表出傾向が低く、統制スキル不足の傾向が低く、場違いな笑わせ方をする傾向が低いことを示すものであった。

他者志向性と攻撃的ユーモアの交互作用が有意または有意な傾向であったのが、傷つけ ($F(1, 154) = 4.44, p < .05$)、不愉快 ($F(1, 153) = 3.49, p < .10$) であり、これらについても上述の結果と同様に、攻撃的ユーモア低群かつ他者志向性低群が、他の群と比べて、他者を傷つける笑わせ方をする傾向が低く、他者を不愉快にさせる笑わせ方をする傾向が低いことを示すものであった。

以上の結果は、一貫して、攻撃的ユーモア低群かつ旧セルフ・モニタリング低群が、最も機能不全的ユーモア表出が低いことを示した。

考 察

本研究では、送り手が受け手にユーモアを与えようとしているにも関わらず、受け手がユーモアと認知しないような言動を機能不全的ユーモア表出と定義し、それを測定する尺度を作成した。自由記述による予備調査によって項目を収集し、それらに基づいて25項目からなる尺度を構成した。項目分析と因子分析の結果、最終的には19項目の尺度となり、統制スキル不足、内輪受け、場違い、傷つけ、不愉快という5因子が抽出された。尺度の信頼性については、やや低い下位尺度が見られたものの、尺度全体としては十分に高いことが示された。また、併存的妥当性の基準として、攻撃的ユーモアとの相関を検討したところ、低いか

あるいは中程度の相関があることが示された。このことは、本研究で作成した、機能不全的ユーモア表出尺度が併存的妥当性を有することを示すものである。ただし、機能不全的ユーモア表出と支援的ユーモアや遊技的ユーモアとの間にも、正の相関関係が見られた。これらの結果は、想定していなかったが、機能不全的ユーモア表出がさまざまなユーモア態度によって形成される可能性を示唆するものである。

また、本研究では、攻撃的ユーモアを好み、セルフ・モニタリングが低い人は、機能不全的ユーモア表出をするという予測の検討を行った。分析の結果、攻撃的ユーモア傾向が高く、かつ、新セルフ・モニタリング能力が低い人は、そうでない人より不愉快な笑わせ方をしているということが明らかにされた。さらに、補足的分析として、新セルフ・モニタリング尺度の下位尺度である自己呈示変容能力尺度を独立変数とした分析を行ったところ、同様の結果が得られた。これらの結果は、攻撃的ユーモアを好み、かつ自己の表出を状況に合わせてやらない人が、他者を不愉快にさせる笑わせ方をしているものと考えられる。これは、攻撃的ユーモアを好み、セルフ・モニタリングが低い人は、機能不全的ユーモア表出をするという予測を支持するものである。

ただし、旧セルフ・モニタリング尺度を用いた分析結果は、このような傾向を示さなかった。表4に示されたように、旧セルフ・モニタリング傾向が高い人は、低い人よりも機能不全的ユーモア表出がなされやすいことが分かった。これは、当初想定していなかった結果である。本研究では、セルフ・モニタリング傾向が低い方がむしろ機能不全的ユーモア表出につながる可能性を想定していた。それは社会的状況に応じて自己の表現を変えず、状況を通して一貫した行動をとりやすいために、他者から不快に思われたり、ユーモアとして認知されなかったりすることがあると考えたためである。併せて、このようなセルフ・モニタリングの影響過程は、攻撃的ユーモアと交互作用して、機能不全的ユーモア表出につながると予測していた。本研究の結果、旧セルフ・モニタリング傾向と攻撃的ユーモアとの交互作用が、機能不全的ユーモア表出に及ぼす影響が見いだされた。ただし、そのパターンは、いずれも、攻撃的ユーモアを好まず、かつセルフ・モニタリング能力の低い人が、機能不全的ユーモア表出傾向が低いという結果であった。このような結果が生じた理由として、さまざまな解釈ができるが、ひとつには、この群の人がユーモア表出そのものをあまり行わず、結果として、機能不全的ユーモア表出も低かった可能性が考えられる。上野（2003）によると、攻撃的ユーモアと自己顕示欲求（注目を浴びたい、自分を目立たせたいという感情）との間には正の相関があった。すなわち、攻撃的ユーモアを好む人は自己顕示欲求が高く、逆にいえば、好まない人は自己を顕示したがないということである。攻撃的ユーモアを好まず、自己顕示欲求が低い人で、状況にかかわらず一貫して自己を呈示しようとする人は、他者との積極的な関わりや目立った行為を避け、結果として他者を笑わせるという状況が減っていくのかもしれない。そのため、この群の人が最も機能不全的ユーモア表出が低かった可能性がある。

また、本研究では、セルフ・モニタリング傾向の新旧2つの尺度を検討に用いた。上述したように、機能不全的ユーモア表出に対する結果は新旧で異なった。新セルフ・モニタリング傾向では予測と一致する結果が得られたが、旧セルフ・モニタリング傾向では予測とは一致しない結果が見られた。Riggio & Friedman (1982) によると、Snyder (1974) の旧セルフ・モニタリング尺度は、感情表現を伝達するスキルを表す外向性と演技性の次元と、社会

的感受性や社会のルールに関する知識を表す他者志向性の次元という2つの次元で捉えられるとしている。このような指摘を踏まえ、新しい尺度を開発した Lennox & Wolfe (1984) は、旧セルフ・モニタリング尺度の合計得点が何を測定しているかが不明確であると指摘している。本研究の結果は、旧セルフ・モニタリング尺度の平均得点を用いたものであるが、外向・演技性と他者志向性という下位尺度を用いた補足分析でも、同様の結果が得られている。したがって、この Lennox & Wolfe (1984) の指摘は、旧セルフ・モニタリング尺度に関する本研究の結果を不適切なものであると棄却する理由にはならない。ただし、旧セルフ・モニタリング傾向の因子分析結果は、当初想定した因子構造は得られず、かなりの多くの項目を削除した結果得られたものであることは、この尺度を用いることの困難さを示している。いずれにしても、本研究の結果だけで、機能不全的ユーモア表出に対する影響を見る際、セルフ・モニタリング尺度の新旧のどちらが有効かを判断することはできない。今度、同様の検討を行った上で解釈を深める必要がある。

最後に、本研究の限界について述べる。本研究で作成した機能不全的ユーモア尺度は、あくまで個人の認知である。つまり、自分が他者を不快にさせたり、場をしらけさせたりしていると少なくとも本人は理解しているわけである。もちろん、他者にユーモア表出をした後に振り返ってみて、自分は表出に失敗したと気づくことは日常的によくあることであり、本研究はそのような回想的な視点から尺度を作成した。しかしながら、自分が不適切な笑わせ方をしたと自己卑下的に思っている、周囲の他者はおもしろいと思っていることもありうる。そして、逆に、自分はうまく他者を笑わせたと思っている、周囲はそうに評価していないこともありうる。つまり、不適切な笑わせ方をした人の自己評価と、周囲の他者による評価にズレがある可能性も考えられる。このような可能性を考慮して、今後の研究では、調査対象者をペアまたはグループにして調査を行い、同様の検討をする必要があると考えられる。

また、人によっては、他者を笑わせることに対する積極性が異なることも考えられる。ユーモア態度尺度ではユーモアの好みを測ることができるが、他者を笑わせることがどのくらい好きかは測ることができない。「過激な冗談が好きだ」と言っても、その人が過激な冗談を言っているとは限らない。攻撃的ユーモアを鑑賞することが好きなだけかもしれない。この点に関しても、さらなる検討が必要である。

本研究で新たに作成した機能不全的ユーモア表出尺度は、改善の余地を残している。今回使用した項目の中には、性的な内容など、あまり一般的に用いられていないものがいくつかあったため、平均点に偏りが出た項目が多かった。また、表1の因子分析表をみると、他の因子への負荷量が高い項目もいくつか見られる。今後は、項目に修正を加え、より妥当性および信頼性の高い尺度に洗練させていく必要があると考える。

引用文献

- Berk, L.S., Tan, S.A., Fry, W.F., Napier, B.J., Lee, J.W., Hubbard, R.W., Lewis, J.E., & Eby, W.C. (1989). Neuroendocrine and stress hormone changes during mirthful laughter. *American Journal of the Medical Sciences*, 298, 390-396.

- 牧野幸志 (2005). 説得とユーモア表現 —ユーモアの効果の生起メカニズム再考— 心理学評論, **48**, 100-109.
- 宮戸美紀・上野行良 (1996). ユーモアの支援的効果の検討—支援的ユーモア尺度の構成 心理学研究, **64**, 247-254.
- 岩淵千明・田中国夫・中里浩明 (1982). セルフ・モニタリング尺度に関する研究 心理学研究, **53**, 54-57.
- Lennox, R. D., & Wolfe, R.N. (1984). Revision of the self-monitoring scale. *Journal of Personality and Social Psychology*, **46**, 1349-1364.
- Riggio, R.E., & Friedman, H.S. (1982). The interrelationships of self-monitoring factors, personality traits, and nonverbal social skills. *Journal of Nonverbal Behavior*, **7**, 33-45.
- Snyder, M. (1974). The self-monitoring of expressive behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, **30**, 526-537.
- Sternthal, B., & Craig, C. S. (1973). Humor in advertising. *Journal of Marketing*, **37**, 12-18.
- 上野行良 (1993). ユーモアに対する態度と攻撃性及び愛他性との関係 心理学研究, **64**, 247-254.
- 上野行良 (2003). ユーモアに対する態度と対人意識との関連 福岡県立大学紀要, **11**, 39-50.
- Ziv, A. (1984). *Personality and Sense of humor*. New York: Springer Publishing Company.
(高下保幸 (訳) (1995). ユーモアの心理学 大修館書店)

(2010年10月31日受理, 11月18日掲載承認)