

攻撃的ユーモア志向性とセルフ・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¹

長谷川 孝治（信州大学人文学部）

The influence of aggressive humor orientation and self-monitoring on dysfunctional humor expression

Koji HASEGAWA (Faculty of Arts, Shinshu University)

要 約

先行研究（長谷川，2011）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，その傾向を測定する尺度を作成した。この尺度は，従来のユーモア研究では捉えられなかった側面に焦点を当てるものであるが，問題点もあった。それは，ユーモアを表出する側の自己認知を測定するものであり，表出される側の他者がどのように感じているかが明確ではないという点である。本研究では，この問題点を解消するために，自己と友人とのペア調査を行い，機能不全的ユーモア表出尺度の他者に対する評価版を作成し，相互に評定をさせた。分析の結果，自己評定よりも友人の評定の方が，機能不全的ユーモア表出得点が低かった。つまり，友人は，自己よりもユーモア表出の仕方を悪いと捉えていないことが示された。さらに，本研究では，どのような人が機能不全的ユーモア表出を行うかという問題について，長谷川（2010）と同様に，攻撃的ユーモア志向性とセルフ・モニタリング傾向の観点から検討した。分析の結果，攻撃的ユーモア志向性が高いほど，機能不全的ユーモア表出の自己評定も他者の評定も高くなることが示された。さらに，セルフ・モニタリング傾向の下位尺度である自己呈示変容能力が低く，攻撃的ユーモア志向性が高い人は，内輪受けを狙い，自己卑下的なユーモア表出をすると自己認知していた。また，このような人は，心理的距離が近い相手から統制スキルが不足したユーモア表出をすると認知されていた。本研究で得られた結果に基づいて，自尊心や抑うつといった他の個人差変数がユーモア表出に及ぼす影響について，さらなる検討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，自己評定，他者の評定，攻撃的ユーモア，セルフ・モニタリング傾向

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19年度卒業論文のデータを再分析したものである。論文化を快諾していただいたことに，感謝申し上げる。

問 題

ユーモアは、対人関係や個人の精神的健康に対してポジティブな効果を持つ (Nezu, Nezu, & Blissett, 1988; Berk, Tan, Fry, Napier, Lee, Hubbard, Lewis, & Eby, 1989)。これらを始め、ユーモアに関する研究では、ユーモアの定義を、「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 (Sternthal & Craig, 1973)」や、「“おもしろさ” “おかしさ” という心的現象を示すもの (上野, 1993)」としている。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。このように、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時、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、ある人が他の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。

長谷川 (2011) 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、自由記述によって項目を収集し、尺度を作成した。因子分析の結果、第1因子は、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、統制スキル不足と命名された。第2因子は、ある特定の間人だけを笑わせようとし、仲間以外の他者には、メッセージが伝わらない内輪受け因子と解釈された。第3因子は、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りするという場違い因子と命名された。第4因子は、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傷つけ因子と命名された。第5因子は、場をしらけさせたり、起こらせたり、他者を不愉快にさせる行為である不愉快因子と解釈された。これらの因子は、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ず、逆に、傷つけたりする事態を生じさせる、機能不全的ユーモア表出の多様な側面を捉えたものであった。

さらに、長谷川 (2011) は、この機能不全的ユーモア表出が、どのような人によってなされるのかについて検討した。その際、検討枠組みとして、セルフ・モニタリング傾向とユーモアに対する志向性を取り上げた。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、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 (岩淵・田中・中里, 1982)。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、セルフ・モニタリング傾向が低ければ、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ために、機能不

全的なユーモア表出をしてしまうと予測された。さらに、この効果は、どのようなユーモアが好きかという志向性によって調整されると予測された。すなわち、他者を傷つけるようなユーモアを好む人は、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た。分析の結果、予測を支持する結果が得られた。具体的にいえば、攻撃的ユーモア志向性が高く、かつ、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ことが明らかにされた。さらに、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用いた分析でも、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おかない人が、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。

以上の長谷川（2011）の結果は、機能不全的ユーモア表出が多面的な特徴を持つことを示すとともに、攻撃的ユーモアを好み、セルフ・モニタリング傾向が低い人が、特に他者を不愉快にさせる傾向を示すことを明らかにした。このことは、従来のユーモア研究においては十分に検討されてこなかった現象に光を当てたといえる。しかしながら、ここでの検討ではいまだ不十分な点がある。それは、長谷川（2011）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という点である。つまり、回答者自身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認知しているだけだということである。もちろん、他者にユーモア表出をした後で、そのことを振り返ってみて、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る。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の思っている、周囲の他者はおもしろいと思っていることや、逆に、自分はいままで他者を笑わせたと思っている、周囲はそうのよ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、本研究では、調査対象者をペアにして調査を行い、機能不全的ユーモア表出が、自己と他者とで同様に捉えられているか、あるいはどの程度ずれているのかを検討する。そのために、長谷川（2011）の尺度を、他者に対する評価を測定するように項目を修正し、検討に用いる。そして、それぞれで因子分析を行い、因子構造を確認する。また、長谷川（2011）で検討された攻撃的ユーモア志向性とセルフ・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について、自己評価だけでなく、他者からの実際の評価を対象として検討する。そのことによって、攻撃的ユーモア傾向が高く、セルフ・モニタリング傾向が低い人が、実際に他者から機能不全的ユーモア表出をすると認知されているかを明らかにすることができる。

方 法

調査対象者

大学生202名（男性85名、女性117名）であり、年齢は平均19.1歳（ $SD = 1.54$ ）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。オリジナル尺度（24項目）から、長谷川

(2011) の因子分析結果に基づき、各因子から負荷量の高い3項目ずつを選び出して用いた(9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

まず、長谷川(2011)の25項目の尺度から、性的な内容に関する項目等を削除した。さらに、当初、尺度に含まれていなかったが、機能不全的なユーモア表出に関連があると考えられた、自己卑下的なユーモア表出に関する項目を加え、最終的に21項目の尺度に修正したものを用いた。各項目に対して、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。

また、同じ項目について、本調査のパートナーとなった友人にどのくらいあてはまるかを評定するように、主語を「その人は」に修正した尺度を作成した。各項目について、「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。分析には、**パートナーの友人が、回答者に対して評定した得点**を用いた。

以下では、この尺度について、回答者自身が認知した機能不全的ユーモア表出については、**機能不全的ユーモア表出(自己評定)**と記し、パートナーの友人が認知した回答者に関する機能不全的ユーモア表出については、**機能不全的ユーモア表出(他者の評定)**と表記する。

(3) 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。

(4) 心理的距離(Aron, Aron, & Smollan, 1992)

本調査のパートナーとなった友人との心理的距離を測るために、Aron, Aron, & Smollan(1992)のIOS(the Inclusion of Other in the Self)尺度を用いた。IOSは、重なり具合の異なる2つの円から、自分と相手との関係を最もよく表している図を選んで回答する尺度である。2つの円が接している図(1点)から一定の間隔で重なっていき、ほとんど重なっている図(7点)までの7段階評定で回答する。得点が高いほど、親密性が高いことを示している。分析には、**ペアの友人が認知した心理的距離**を用いた。

結 果

因子分析

ユーモア態度尺度、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、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。

セルフ・モニタリング尺度

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21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項目や、自己評定と他者の評定の因子構造を揃えるという観点から項目を除外し、最終的に残った15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、5因子が妥当であると判断された（表1）。

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）

	因子負荷量（自己評定）					因子負荷量（他者の評定）				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
（1. 内輪受け）										
自分の仲間には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	0.93	-0.14	0.14	-0.09	0.08	0.83	0.06	0.07	-0.14	0.09
一部の人がわかる趣味の話で笑いをとろうとすることがある	0.69	0.10	-0.05	0.10	0.02	0.79	0.00	-0.01	0.18	-0.06
一部の人には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	0.52	0.24	-0.15	0.20	-0.01	0.52	0.20	-0.09	0.19	0.04
（2. 統制スキル不足）										
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	0.15	0.87	0.00	-0.14	-0.11	0.18	0.91	0.01	-0.23	-0.09
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	0.04	0.60	0.15	-0.05	0.10	-0.08	0.73	0.15	0.08	0.04
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、笑いがとれなかったことがある	-0.24	0.56	0.05	0.13	0.24	0.04	0.59	-0.17	0.17	0.21
（3. 自己本位）										
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	0.10	0.02	0.76	-0.05	-0.02	0.12	-0.05	0.13	-0.01	0.73
人の話をさげきってでも、自分の話で笑いをとろうとすることがある	-0.09	0.12	0.61	0.13	-0.01	-0.14	0.35	-0.03	0.19	0.46
（4. 繰り返し）										
一度笑いがとれたネタは何回でも使う	-0.01	-0.13	0.01	0.86	0.07	0.01	-0.13	-0.04	0.77	0.10
自分の好きなネタは繰り返し使う	0.14	0.04	0.08	0.70	-0.11	0.11	0.12	0.14	0.69	-0.13
（5. 自己卑下）										
自分を卑下して場を盛り上げようとすることがある	0.12	0.09	-0.16	-0.03	0.80	0.09	-0.14	0.76	-0.05	0.20
人に励ましてもらうために、自分の失敗や悲しかったことを笑い話として話すことがある	0.02	-0.07	0.26	0.02	0.51	-0.09	0.29	0.65	0.10	-0.11
因子間相関										
1. 内輪受け因子	-					-				
2. 統制スキル不足	0.55	-				0.61	-			
3. 自己本位	0.36	0.47	-			0.54	0.51	-		
4. 繰り返し	0.56	0.58	0.55	-		0.60	0.82	0.50	-	
5. 自己卑下	0.48	0.64	0.37	0.54	-	0.47	0.52	0.33	0.51	-

Note. 他者の評定の尺度項目は、実際には「その人は」という主語がついている。

自己評定と他者の評定ともに、第1因子は、ある特定の人間だけを笑わせようとする行為であり、**内輪受け**と命名した。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。これは、長谷川(2011)の結果と一致した因子である。

自己評定、他者の評定ともに、第2因子は、「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」「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、笑いがとれなかったり、場にそぐわ

い発言を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。この因子は、項目が若干異なるものの長谷川（2011）とはほぼ同様の因子であった。

自己評定の第3因子、他者の評定の第5因子は、「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」、「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」という項目から、自分勝手な笑わせ方をすることを表す因子であると解釈し、**自己本位**と命名した。この因子は、長谷川（2011）では、場違い因子と不愉快因子に負荷していた項目が新たな因子として抽出されたものである。

自己評定、他者の評定ともに、第4因子は、「一度笑いがとれたネタは何回でも使う」、「自分の好きなネタは繰り返し使う」という項目から、同じような笑いのネタを繰り返すという特徴を示す**繰り返し**と命名した。この因子は、長谷川（2011）では、統制スキル不足因子に含まれていた項目が、独立して抽出されたものである。

自己評定の第5因子、他者の評定の第3因子は、「自分を卑下して場を盛り上げようとすることがある」、「人に励ましてもらうために、自分の失敗や悲しかったことを笑い話として話すことがある」という項目からなり、**自己卑下**と命名した。この因子は、長谷川（2011）には含まれておらず、新たに追加した項目が因子としてまとまったものである。

尺度の記述統計と相関

分析に用いた尺度について、 α 係数、平均値、標準偏差を算出した（表2）。

機能不全的ユーモア表出尺度（自己評定）についてみると、 α 係数は、繰り返し因子や自

表2 分析に用いた尺度の記述統計量と信頼性係数

	<i>M</i>	<i>SD</i>	α
1. 機能不全的ユーモア表出（自己評定）	2.88	0.77	0.88
2. 内輪受け（自己評定）	3.20	1.06	0.83
3. 統制スキル不足（自己評定）	2.92	0.97	0.76
4. 自己本位（自己評定）	2.28	1.03	0.68
5. 繰り返し（自己評定）	3.06	1.08	0.78
6. 自己卑下（自己評定）	2.78	0.94	0.64
7. 機能不全的ユーモア表出（他者の評定）	2.07	0.83	0.91
8. 内輪受け（他者の評定）	2.26	1.11	0.86
9. 統制スキル不足（他者の評定）	1.96	0.97	0.84
10. 自己本位（他者の評定）	1.75	0.89	0.69
11. 繰り返し（他者の評定）	2.28	1.13	0.74
12. 自己卑下（他者の評定）	2.04	0.95	0.72
13. 攻撃的ユーモア	2.44	0.87	0.61
14. 支援的ユーモア	3.27	0.88	0.70
15. 遊技的ユーモア	3.59	0.83	0.57
16. セルフモニタリング	3.18	0.65	0.82
17. 他者の表出行動に対する感受性	3.10	0.82	0.81
18. 自己呈示変容能力	3.25	0.72	0.76

Note. $N = 194$

己卑下因子が、.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。機能不全的ユーモア表出尺度（他者の評定）についてみると、自己本位因子が.64と少し低いものの、尺度全体としては、.91と高い信頼性を示した。また、その他の尺度についても、攻撃的ユーモアが.61と少し低いが、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 分析に用いた尺度間の相関係数

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
1. 機能不全的ユーモア表出（自己評定）	-																
2. 内輪受け（自己評定）	.80**	-															
3. 統制スキル不足（自己評定）	.81**	.51**	-														
4. 自己本位（自己評定）	.68**	.35**	.46**	-													
5. 繰り返し（自己評定）	.76**	.54**	.45**	.48**	-												
6. 自己卑下（自己評定）	.72**	.47**	.54**	.38**	.44**	-											
7. 機能不全的ユーモア表出（他者の評定）	.29**	.19**	.21**	.29**	.22**	.21**	-										
8. 内輪受け（他者の評定）	.26**	.26**	.14*	.24**	.17*	.16*	.84**	-									
9. 統制スキル不足（他者の評定）	.24**	.13	.23**	.23**	.16**	.17*	.89**	.66**	-								
10. 自己本位（他者の評定）	.17*	.08	.12	.23**	.12	.15*	.77**	.56**	.63**	-							
11. 繰り返し（他者の評定）	.28**	.16*	.20**	.26**	.28**	.20**	.83**	.61**	.68**	.54**	-						
12. 自己卑下（他者の評定）	.20**	.07	.14	.23**	.15*	.22**	.69**	.39**	.55**	.49**	.53**	-					
13. 攻撃的ユーモア	.19**	.17*	.10	.21**	.09	.15*	.16*	.17*	.15*	.09	.09	.11	-				
14. 支援的ユーモア	.41**	.28**	.23**	.24**	.39**	.50**	-.01	-.06	-.06	-.01	.10	.04	-.01	-			
15. 遊技的ユーモア	.24**	.28**	.15*	.12	.24**	.07	-.04	-.05	-.03	-.07	.04	-.08	.00	.31**	-		
16. セルフモニタリング	.07	.09	-.12	.03	.17*	.15*	.00	.01	-.12	.10	.01	.05	-.02	.41**	.08	-	
17. 他者の表出行動に対する感受性	.06	.08	-.08	.02	.08	.18*	-.02	.03	-.14	.06	-.02	.03	-.02	.36**	-.02	.85**	-
18. 自己呈示変容能力	.06	.08	-.12	.03	.20**	.09	.01	-.02	-.07	.11	.03	.05	-.06	.35**	.15*	.86**	.46**

Note. N=194. ** $p < .01$. * $p < .05$

表3を見ると、機能不全的ユーモア表出（自己評定）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。同様に、機能不全的ユーモア表出（他者の評定）の下位尺度間にも、相互に中程度からやや高い相関がみられた。また、機能不全的ユーモア表出尺度について、自己評定と他者の評定との対応している尺度間の相関をみると、尺度全体が.29であり、それ以外の下位因子は、.23～.28で弱いものの有意な相関がみられ、自己と友人との間で認知がある程度は一貫していることが示された。

攻撃的ユーモア志向性尺度と機能不全的ユーモア表出（自己評定）の相関は、尺度全体、内輪受け、自己本位で弱い正の相関がみられた。このことは攻撃的ユーモア志向性が高いほど、機能不全的ユーモア表出をすることを示し、特に内輪受けや自己本位の表出をする傾向があることを示している。また、攻撃的ユーモア態度と機能不全的ユーモア表出尺度（他者の評定）の相関は、尺度全体、内輪受け、統制スキル不足で弱い正の相関がみられた。これは、調査参加者の攻撃的ユーモア志向性が高いほど、パートナーの友人も機能不全的ユーモア表出をすると認知し、内輪受けをし、統制スキル不足であると認知していることを示している。

機能不全的ユーモア表出（自己評定）と支援的ユーモアとの間には、弱い正の相関関係が見られた。また、相関の程度は低いが、機能不全的ユーモア（自己評定）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。

しかしながら、機能不全的ユーモア表出（他者の評定）と支援的および遊技的ユーモア態度との間には有意な相関が見られなかった。このことは、パートナーの友人が、参加者が機能不全的ユーモア表出をしていると認知するかどうかは、参加者の支援的および遊技的ユーモア態度には関連しないことを示すものである。

機能不全的ユーモア表出の自己評定と他者の評定の差

機能不全的ユーモア表出の程度に関して、自己評定と他者の評定に差があるかを検討するために、対応のある t 検定を行った（表4）。

表4 機能不全的ユーモアの自己評定と他者の評定の平均値

	自己評定	他者の評定	t
機能不全的ユーモア表出	2.97	2.08	12.59**
内輪受け	3.22	2.26	10.34**
統制スキル不足	2.94	1.94	11.66**
自己本位	2.28	1.75	6.31**
繰り返し	3.07	2.26	8.66**
自己卑下	3.26	2.13	11.45**

Note. * $p < .01$

分析の結果、尺度全体および下位尺度すべてについて、自己評定よりも他者の評定の方が、得点が低いことが示された。このことは、友人は、参加者自身に比べて、参加者が機能不全的ユーモア表出をしないと評定していたことを示唆する。

攻撃的ユーモア態度とセルフ・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

機能不全的ユーモア表出尺度の自己評定を従属変数として、攻撃的ユーモア（低・高）×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。

分析結果を表5に示した。

これをみると、攻撃的ユーモアの主効果は、機能不全的ユーモア表出および下位尺度に対して有意または有意な傾向を示していたことが分かる。このことは、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、セルフ・モニタリングの主効果は、繰り返し因子に対して有意な傾向を示した。セルフ・モニタリング傾向が高い人は、低い人と比べて、同じネタを繰り返し用いて笑いをとると自己認知していた。

次に、機能不全的ユーモア表出に関する他者の評定に対して、攻撃的ユーモア（低・高）×セルフ・モニタリング（低・高）の分散分析を行った。表5をみると、攻撃的ユーモアの主効果は、機能不全的ユーモア表出全体、内輪受け、統制スキル不足、自己卑下に対して有意または有意な傾向を示していたことが分かる。攻撃的ユーモアが高い人は、低い人に比べて、友人から機能不全的な表出を行うと認知されており、特に、内輪受けを狙い、統制スキルが不足したような、自己卑下的なユーモア表出を行うと認知されていた。

交互作用については、いずれも有意ではなかった。

表5 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
〈自己評定〉							
機能不全的ユーモア表出	2.75	2.84	3.12	3.16	9.58**	0.36	0.06
内輪受け	2.95	3.18	3.33	3.40	3.92*	0.98	0.27
統制スキル不足	2.85	2.77	3.17	2.93	3.13†	1.41	0.36
自己本位	2.09	2.07	2.34	2.67	9.07**	1.22	1.55
繰り返し	2.72	3.08	3.11	3.32	4.28*	3.43†	0.26
自己卑下	2.94	3.05	3.56	3.50	12.49**	0.04	0.32
〈他者の評定〉							
機能不全的ユーモア表出	1.91	1.95	2.22	2.22	6.00*	0.02	0.03
内輪受け	2.00	2.07	2.37	2.59	8.35**	0.89	0.24
統制スキル不足	1.79	1.82	2.18	1.98	4.13*	0.36	0.67
自己本位	1.58	1.73	1.83	1.83	1.95	0.34	0.35
繰り返し	2.11	2.19	2.42	2.33	1.89	0.00	0.27
自己卑下	2.10	1.94	2.26	2.28	2.96†	0.25	0.38

Note. 攻撃的ユーモア (AH), セルフ・モニタリング (SM)

各セルの数値は、平均値

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

攻撃的ユーモア志向性と他者の表出行動に対する感受性が機能不全的ユーモア表出に及ぼす影響

セルフ・モニタリング傾向の下位尺度である他者の表出行動に対する感受性を独立変数として、同様の分散分析を行った。具体的には、機能不全的ユーモア表出尺度を従属変数として、攻撃的ユーモア(低・高)×他者の表出行動に対する感受性(低・高)の分散分析を行った。

結果を表6に示した。

攻撃的ユーモアの主効果は、表5のセルフ・モニタリング傾向の結果とほぼ同様のため省略する。機能不全的ユーモア表出の自己評定および他者の評定ともに、他者の表出行動に対する感受性の主効果も、交互作用も有意ではなかった。

攻撃的ユーモア志向性と自己呈示変容能力が機能不全的ユーモア表出に及ぼす影響

セルフ・モニタリング傾向の下位尺度である自己呈示変容能力を独立変数として、同様の分散分析を行った。具体的には、機能不全的ユーモア表出尺度を従属変数として、攻撃的ユーモア(低・高)×自己呈示変容能力(低・高)の分散分析を行なった。

結果を表7に示した。

攻撃的ユーモアの主効果は、表5および6の結果とほぼ同様のため省略する。自己呈示変容能力の主効果は、機能不全的ユーモア表出の自己評定の繰り返し因子で有意であった。この結果は、自己呈示変容能力が高い人は、低い人に比べて、同じネタを繰り返し用いて笑い

表6 攻撃的ユーモアと他者の表出行動に関する感受性が機能不全的ユーモア表出に及ぼす影響

	低 AH		高 AH		F		
	低 SO	高 SO	低 SO	高 SO	AH	SO	AH×SO
〈自己評定〉							
機能不全的ユーモア表出	2.79	2.80	3.13	3.16	9.39	0.04	0.01
内輪受け	2.98	3.17	3.35	3.37	3.60 †	0.50	0.38
統制スキル不足	2.85	2.76	3.14	2.98	3.33 †	0.78	0.07
自己本位	2.18	1.98	2.40	2.60	8.78**	0.00	1.97
繰り返し	2.94	2.89	3.14	3.28	3.85 †	0.08	0.38
自己卑下	2.91	3.09	3.51	3.56	12.66**	0.63	0.20
〈他者の評定〉							
機能不全的ユーモア表出	1.99	1.87	2.23	2.20	5.95*	0.40	0.15
内輪受け	2.09	1.99	2.43	2.51	7.93**	0.01	0.33
統制スキル不足	1.91	1.70	2.17	1.99	4.21*	2.04	0.01
自己本位	1.67	1.65	1.85	1.81	1.77	0.05	0.02
繰り返し	2.19	2.13	2.39	2.37	1.93	0.07	0.02
自己卑下	2.10	1.92	2.26	2.29	3.20 †	0.23	0.55

Note. 攻撃的ユーモア (AH), 他者の表出行動に関する感受性 (SO)

各セルの数値は、平均値

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

表7 攻撃的ユーモアと自己呈示変容能力が機能不全的ユーモア表出に及ぼす影響

	低 AH		高 AH		F		
	低 SP	高 SP	低 SP	高 SP	AH	SP	AH×SP
〈自己評定〉							
機能不全的ユーモア表出	2.67	2.92	3.16	3.12	9.81**	0.92	1.67
内輪受け	2.80	3.32	3.46	3.25	3.97*	1.16	6.06*
統制スキル不足	2.80	2.80	3.19	2.92	3.41 †	0.94	0.94
自己本位	2.08	2.08	2.36	2.62	8.49**	0.90	0.87
繰り返し	2.73	3.07	2.99	3.43	4.26*	6.79**	0.12
自己卑下	2.84	3.14	3.63	3.42	12.89**	0.09	2.94 †
〈他者の評定〉							
機能不全的ユーモア表出	1.93	1.93	2.26	2.18	5.93*	0.14	0.12
内輪受け	2.06	2.02	2.51	2.42	7.65**	0.18	0.02
統制スキル不足	1.77	1.83	2.16	2.02	4.46*	0.08	0.51
自己本位	1.56	1.75	1.72	1.94	2.09	2.73	0.02
繰り返し	2.17	2.14	2.38	2.38	1.94	0.01	0.01
自己卑下	2.12	1.92	2.46	2.07	2.84 †	4.22*	0.44

Note. 攻撃的ユーモア (AH), 自己呈示変容能力 (SP)

各セルの数値は、平均値

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

をとると自己認知していることを示している。また、自己呈示変容能力の主効果は、他者の評定の自己卑下因子でも有意であった。平均値をみると、自己呈示変容能力の高い人は、低い人に比べて、自己卑下的なユーモア表出をあまりしないと友人から認知されていることが示されていた。

さらに、内輪受けと自己卑下の自己評定に対して、交互作用が有意または有意な傾向を示した。内輪受けについて、下位検定を行った結果、自己呈示変容能力が低い人において、攻撃性の高い人 ($M = 3.46$) は、低い人 ($M = 2.80$) よりも、内輪受けするようなユーモア表出をすると自己認知していた。また、攻撃性が低い人において、自己呈示変容能力の高い人 ($M = 3.32$) は、低い人 ($M = 2.80$) よりも、内輪受けするようなユーモア表出をすると自己認知していた。これらは、長谷川 (2011) の結果と類似した結果であった。

自己卑下の自己評定に対する交互作用効果についても下位検定を行った。その結果、自己呈示変容能力が低い人において、攻撃性の高い人 ($M = 3.63$) は、低い人 ($M = 2.84$) よりも、自己卑下的なユーモア表出をすると自己認知していた。自己卑下の項目は、本研究において新たに追加したものであるが、これに関しても長谷川 (2011) の結果と類似した結果が得られたと言える。

以上の結果では、機能不全的ユーモア表出に関する他者の評定に対して、攻撃的ユーモア表出とセルフ・モニタリング傾向やその下位因子の交互作用効果は見られなかった。ここで、補足的な分析として、自己と他者との心理的距離の違いによって、攻撃的ユーモアとセルフ・モニタリング傾向やその下位因子の効果が異なるかを検討するために、3要因の分散分析を行った。具体的には、機能不全的ユーモア表出の他者の評定を従属変数として、攻撃的ユーモア (低・高) × 自己呈示変容能力 (低・高) × 友人が認知する自他の心理的距離 (遠・近) の分散分析を行なった。ここで友人が認知する心理的距離は、得点が低い方から1/3を心理的距離の遠い群、得点が高い方から1/3を心理的距離の近い群とした。分析の結果、統制スキル不足因子 (他者の評定) において、心理的距離の主効果 ($F(1, 129) = 3.10, p = 0.08$)、心理的距離と自己呈示変容能力の交互作用 ($F(1, 129) = 3.36, p = 0.07$)、3要因の交互作用 ($F(1, 129) = 3.16, p = 0.08$) が有意な傾向を示した。3要因の交互作用について下位検定を行った結果を、図1に示した。これをみると、心理的距離の近い群は遠い

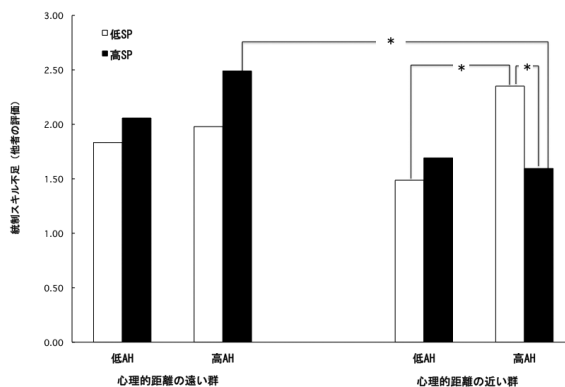


図1 攻撃的ユーモア × 自己呈示変容能力 × 心理的距離の交互作用効果
AH: 攻撃的ユーモア SP: 自己呈示変容能力 * $p < 0.05$

群よりも、統制スキル不足であると他者が認知する程度が低かった。しかしながら、心理的距離が低い群の中でも、攻撃的ユーモアが高く、自己呈示変容能力が低い群だけが、心理的距離が遠い群と同程度に統制スキル不足のユーモア表出をしていると友人から認知されていることが示された。

考 察

本研究では、機能不全的ユーモア表出尺度（長谷川，2011）の他者からの評価版を作成し、自己と友人とのペアで調査を行い、相互に評定させ、自己評定と他者の評定との関連や差を検討した。因子分析の結果、内輪受け、統制スキル不足、自己本位、繰り返し、自己卑下の5因子が抽出された。これらのうち、内輪受けと統制スキル不足は、長谷川（2011）の結果と一致していた。しかしながら、自己本位と繰り返しは、新たに因子として抽出された。また、自己卑下については、長谷川（2011）の尺度には含まれていなかったが、機能不全的なユーモア表出の一側面であると考え、今回新たに追加した項目がまとまったものである。本研究では、自己評定と他者の評定を比較検討するために、因子構造を揃えるという観点から項目の削除を行った。したがって、自己評定と他者の評定で因子構造そのものが違っていた可能性については否定できない。今後、検討されるべき課題である。

このようにして作成された機能不全的ユーモア表出尺度に関して、自己評定と他者の評定との関連をみると、弱いながらも有意な正の関連が見られた。この結果は、長谷川（2011）の機能不全的ユーモア表出尺度で測定した自己評定が、ある程度、他者の評定とも対応していることを示唆するものである。しかしながら、相関の程度は弱いため、自己評定と他者の評定との間に、何らかの質的な違いがあることも考えられる。これについては上述した因子構造の差異を含めたような検討がなされる必要がある。

本研究では、量的な違いとして、機能不全的なユーモア表出尺度の自己評定と他者の評定の平均値に差があるかが検討された。その結果、自己評定よりも他者の評定の方が、得点が低かった。この結果は、友人は参加者自身よりも、参加者が機能不全的ユーモア表出をあまりしないと認知していたことを示唆する。参加者自身はユーモアについてあまりうまく表出できていないという認知をしているのに対して、友人はそれほど否定的には評価していないということが示唆された。

さらに、本研究では、機能不全的ユーモア表出をする人はどのような人かという問題について、先行研究（長谷川，2011）と同様に、攻撃的ユーモア志向性とセルフ・モニタリング傾向の観点から検討を行った。分析の結果、攻撃的ユーモア志向性が高い人は、低い人に比べて、自己評定の機能不全的ユーモア表出尺度全体とすべての下位尺度の得点が高いことが明らかにされた。また、同様に、攻撃的ユーモア志向性が高い人は、低い人に比べて、他者の評定においても、尺度全体と内輪受け、統制スキル不足、自己卑下について得点が高かった。これらの結果は、攻撃的ユーモアが高い人は、自己評定だけでなく、友人にもユーモアの表出がうまく行われていないと認知されていることを示唆する結果であった。

セルフ・モニタリング傾向については、自己評定によるユーモア表出尺度の繰り返しに対する主効果があるだけであり、攻撃的ユーモア表出との交互作用は見られなかった。さらに、

他者の表出行動に関する感受性という下位尺度については、主効果および交互作用ともに有意ではなかった。それに対して、自己呈示変容能力については、自己評定による繰り返し、他者評定による自己卑下に対して有意な主効果がみられた。これらの結果は、ユーモア表出をうまく行えるかどうかは、他者の表出行動を読み取る感受性の高さよりも、自己を状況に応じてさまざまに呈示できるかという能力の高さが重要な役割を持つことを示唆する結果であった。

さらに、自己呈示変容能力は、自己評定による内輪受けと自己卑下に対して、攻撃的ユーモア志向性との交互作用効果を示した。具体的には、自己呈示変容能力が低い人において、攻撃的ユーモア志向性が高い人は、低い人よりも、内輪受けや自己卑下のユーモア表出をすると自己認知していたという結果であった。これは、自己呈示変容能力が低い場合には、攻撃的ユーモア志向性の高さが機能不全的ユーモア表出につながる可能性を示唆するものである。ただし、他の群の平均値をみると、この結果は、自己呈示変容能力が低く、攻撃的ユーモアが低い群が、特に内輪受けの自己評定が低いことを示す結果と解釈する方が妥当かもしれない。この群は、自己呈示を変化させず、一貫した自己を呈示するが、あまり攻撃的なユーモアを好まないために、内輪受けという機能不全的なユーモア表出を行いにくい可能性がある。

他者の評定による機能不全的ユーモア表出に対しては、攻撃的ユーモアとセルフ・モニタリング傾向との交互作用は見られなかった。しかしながら、友人が認知する自己と友人との心理的距離を含めた補足的な分析を行ったところ、興味深い結果が得られた。具体的には、心理的距離の近い群は遠い群よりも、友人が参加者のユーモア表出を統制スキル不足であると認知する程度が低かった。ただし、心理的距離が低い群の中でも、攻撃的ユーモア志向性が高く、自己呈示変容能力が低い群だけが、心理的距離が遠い群と同程度に統制スキル不足のユーモア表出をしていると友人から認知されていた。このような結果は、攻撃的ユーモアを好み、他者やそれを含む状況に応じて自己呈示を変容させる能力が低い人は、場にそぐわない発言をしたり、他者を注目させておきながら笑いがとれなかったりするスキル不足のユーモア表出を行ってしまう可能性を示唆するものである。

本研究の結果、ユーモアを表出する場合、必ずしも自分自身の意図通り、他者から笑いをとれない機能不全的なプロセスが存在することが明らかにされた。その過程は、自己評定（長谷川，2011）としても捉えられると同時に、本研究で検討した友人の評定として捉えられ、それらは弱いながらもある程度対応していることが示唆された。ただし、両者の平均値差で見れば、他者による評定の方が自己評定よりも低かったことから、自分自身が思っているほどには友人は不適切なユーモア表出をしていると思っていないことも示唆された。さらに、これらの過程は、攻撃的ユーモア志向性とセルフ・モニタリング傾向という観点によって規定されることが示唆された。今後の研究としては、これらの変数以外の個人差変数が、機能不全的なユーモア表出に及ぼす影響を検討する必要性が考えられる。例えば、機能不全的ユーモア表出の自己卑下因子は、自尊心や抑うつなどと関連することは容易に予測できる。低自尊心者や抑うつ者が自己卑下のユーモア表出を行い、その結果、他者から拒絶されるか否かといったプロセスを検討することは、下方らせん過程（Joiner & Metalsky, 1995；長谷川，2008）の詳細を新たな観点から明らかにすることになると考えられる。

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.
- 長谷川孝治 (2008). 自尊心と安心さがしが他者からの拒絶認知に及ぼす影響 人文科学論集〈人間情報学科編〉, **42**, 53-65.
- 長谷川孝治 (2011). 機能不全的ユーモア表出尺度の作成 人文科学論集〈人間情報学科編〉, **45**, 95-108
- Joiner, T. E., Jr., & Metalsky, G. I. (1995). A prospective test of an integrative interpersonal theory of depression: A naturalistic study of college roommates. *Journal of Personality and Social Psychology*, **69**, 778-788.
- 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**64**, 247-254.
- 岩淵千明・田中国夫・中里浩明 (1982). セルフ・モニタリング尺度の関する研究 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.

(2011年10月30日受理, 11月30日掲載承認)