



東京学芸大学リポジトリ

Tokyo Gakugei University Repository

説得に及ぼすユーモアの効果：
音声刺激とユーモア・センスに着目して

メタデータ	言語: jpn 出版者: 公開日: 2013-05-02 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 坂井,亮紀, 上淵,寿 メールアドレス: 所属:
URL	http://hdl.handle.net/2309/132610

説得に及ぼすユーモアの効果

—— 音声刺激とユーモア・センスに着目して ——

坂井亮紀*・上淵 寿**

教育心理学講座（学校心理学）

（2012年9月10日受理）

1. 問題と目的

1. 1 ユーモアの定義

先行研究におけるユーモアの定義は大きく3つに分類される。第1に、しゃれ、皮肉、風刺、ジョークなどの刺激の特性からユーモアを捉える場合がある（Gruner, 1976; Sternthal & Craig, 1973）。この場合のユーモアとは、ユーモアの知覚を引き起こす刺激を意味しており、「ユーモア刺激」と呼ぶ方が適切である。第2に、こうしたユーモア刺激に対する微笑や笑いなどの反応行為をユーモアとして定義する立場がある（O'Quin & Aronoff, 1981）。しかしながら、笑いという身体的反応は、その解釈と測定の上で問題があり、また笑いは必ずしもユーモアにより引き起こされるものではない。第3に受け手によるユーモラスである、おもしろいという知覚反応を引き起こすものとしてユーモアを操作的に定義する観点がある（Sternthal & Craig, 1973; 上野, 1993）。例えば、Sternthal & Craig (1973) は、「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」と定義している。また、上野（1993）は、ユーモアを「“おかしさ” “おもしろさ” という心的現象を示すもの」と定義している。

本研究は、説得に及ぼすユーモアの効果に焦点を当てて。そのため、送り手が表出したユーモア刺激を、受け手がユーモラスであると知覚しているという観点から、ユーモアを定義する。本研究では、ユーモアを「送り手が受け手（ときには、送り手自身も含む）を楽しませる目的で作り出した刺激を受け手に伝達し、

当事者（送り手あるいは受け手）がその刺激をおもしろい、おかしいと知覚する一連の過程」と定義する。この過程には、刺激の特性としてのユーモア（ユーモア刺激）と受け手の知覚反応としてのユーモア（ユーモア反応）の両方が含まれる。

1. 2 ユーモアの類型化

上野（1992）は、ユーモアを“おかしさ、おもしろさ”という心的現象を示すものと定義した上で、ユーモア表出の動機づけの点からユーモアを攻撃的ユーモア、遊戯的ユーモア、支援的ユーモアの3つに分類している。

説得に及ぼすユーモアの効果を検証する際には、実際のコミュニケーションレベルでのユーモアを扱うため、ユーモアを分類する際には行動面に着目してその分類を行うことが適していると考えられる。そこで、牧野（1999a）は行動レベルのユーモアが、攻撃的ユーモアと遊戯的ユーモアの2タイプに類型化可能かを検討した。その結果、支援を目的としないユーモアの使用の場合には、攻撃的ユーモアと遊戯的ユーモアという刺激のタイプが顕在化し、支援を目的とする場合には、攻撃的ユーモアと遊戯的ユーモアの区別が曖昧となり、支援という機能的側面のみが顕在化するという結果が示された。以上の結果から、ユーモアの使用が支援とは無関係である場合には、ユーモアは攻撃的ユーモアと遊戯的ユーモアの2タイプに分けてその効果を検討することが妥当であるとしている（牧野, 1999a）。

* 東京学芸大学大学院教育学研究科（184-8501 東京都小金井市貫井北町4-1-1）

** 東京学芸大学（184-8501 小金井市貫井北町4-1-1）

1. 3 説得ユーモア研究

ユーモアが受け手の態度や行動（行動意思）にどのような影響を与えるかという問題は、スピーチ研究における Lull (1940) の研究に始まり、1950年代以降、説得の分野で実験研究が行われるようになった (e.g., Berlo & Kumata, 1956; Duncan, 1979; Festinger & Maccoby, 1964)。説得研究においてユーモアは、メッセージ変数として扱われてきた。

牧野 (1999a) は方法論的欠陥のある研究の結果を分析の対象外として削除し、残された11研究・19測度の結果を整理し、説得に及ぼすユーモアの効果を概観した。その結果、2研究・2測度において、説得へのユーモアの促進効果が報告され、8研究・14測度でユーモアの主効果が有意ではなかったが、説得に対してユーモアが抑制効果を示した研究はみられなかった。得られたユーモアの効果の方向性は説得効果の促進の方向で一貫していた。

牧野 (1999a) の展望論文において、説得に及ぼすユーモアの促進効果がみられた研究には、それぞれ以下のような特徴がみられた。第1に、使用されたユーモア刺激は、攻撃的な要素を含んでおらず、簡単な比喩、事象の不適合を用いたユーモア刺激（コミカルなイラストやしゃれなど）であった (Bryant, et al., 1981; O'Quin & Aronoff, 1981)。第2に、Bryantら (1981) において、統制群との比較で促進効果のみみられたユーモア刺激多量群には、ユーモア刺激が6刺激と比較的多く挿入されていた。Zhang & Zinkhan (1991) では、ユーモア刺激の繰り返し（1, 3, 5回）が要因として操作されていた。以上のような結果から、ユーモアの効果に関しては刺激のタイプと量が影響をもつことが示唆される。

牧野 (1999b) はそれまでに行なわれていた先行研究を概観し、結果が一貫しない理由として、ユーモア刺激の種類と量が研究間で一貫していなかったことに着目した。それらの要因の説得に及ぼす効果を明らかにすることを目的に、実験を行った。ユーモア刺激の種類に関しては、上野 (1992) を基に、攻撃的ユーモア刺激として皮肉、ブラックユーモア、からかいなどの他者を攻撃するユーモア刺激を使用し、遊戯的ユーモア刺激として、質問に対して期待はずれな回答をする、意外なものに共通点を見つけるなどのズレによるユーモア刺激を使用した。ユーモア刺激の量に関しては、多量群では5刺激、少量群では2刺激とした。統制群に関しては、ユーモア刺激を含まない説得文章のみを提示する説得あり統制群と、まったく関係のない文章のみを提示する説得なし統制群を設定した。ま

た、実験操作の検討測度として攻撃的ユーモア感知、遊戯的ユーモア感知の2測度を、従属変数として受け手の気分（否定的な気分、肯定的な気分）、メッセージ評価、送り手評価（専門性、親しみやすさ）、日本の大学における成績評価の現状に対する賛否度（以下、態度1）と日本の大学における成績評価の厳格化に対する賛否度（以下、態度2）の2種類の態度を測定した。

まず、実験操作の有効性について、4つの実験群が説得あり統制群と比べて遊戯的ユーモアを感じていること、2つの攻撃的ユーモア群だけが説得あり統制群よりも攻撃的ユーモアを感じていることが示されたものの、ユーモア刺激の種類と量を要因とした2要因分散分析の結果、攻撃的ユーモア感知、遊戯的ユーモア感知のいずれにおいてもユーモアの種類の主効果がみられなかった。また、児玉他 (2004) の追試実験では、ユーモア感知得点に関しては攻撃的ユーモア群と統制群との間に有意差がなかったこと、攻撃的ユーモア感知得点に関して攻撃的ユーモア群と遊戯的ユーモア群の間に差が見られなかった。これらのことから、両実験においては実験操作が完全に成功したとは言い難い結果が出ている。

条件別の各変数の差異について、牧野 (1999b) ではユーモア刺激が多量の場合には、遊戯的ユーモア群の方が攻撃的ユーモア群よりも説得を促進し、遊戯的ユーモア群においてはユーモア多量群の方が少量群よりも説得を促進していた。児玉他 (2004) では、実験群、統制群の比較において説得の促進効果はみられなかった。

次に、牧野 (1999b) の実験では、ユーモア効果の媒介過程を明らかにするため、攻撃的ユーモア感知と遊戯的ユーモア感知を第1水準に、肯定的気分と否定的気分を第2水準に、送り手の専門性と送り手の親しみやすさとメッセージ評価を第3水準に、2種類の態度を第4水準としてパス解析を行った。その結果、態度1に影響力を及ぼす変数は全くみられなかった。態度2に対しては、攻撃的ユーモア感知、遊戯的ユーモア感知いずれもが、他の要因を媒介変数として、影響力を示した。具体的には、攻撃的ユーモア感知から送り手の親しみやすさへ負の影響力が、遊戯的ユーモア感知から肯定的気分へ正の影響力が、肯定的気分から送り手の親しみやすさへ正の影響力がみられ、さらに送り手の親しみやすさ、肯定的気分から態度2に対して正の影響力、否定的気分から態度2に対して負の影響力がみられた。

これらのことから、説得場面においてユーモアが促

進効果をもつことや、ユーモア刺激が段階を経て態度変容に影響を及ぼすことはある程度支持される。だが、実験操作が完全に成功していないという結果から、説得場面におけるユーモアの効果や、媒介過程については想定される結果が出ていないことが示唆される。

1. 4 近年の課題

1. 4. 1 ユーモア刺激強度

先行研究においてはしばしばユーモアの操作に失敗する例がみられた (e.g., Brooker, 1981; Smith, 1993; 牧野, 1999b)。つまり、受け手に対して想定通りのユーモア反応を起こすことができないという状況がみられた。この理由の一つはユーモア刺激を受け手が知覚する際の、強度の弱さである。操作チェックとしてのユーモア反応において実験群と統制群の間で差がみられたとしても、説得過程や態度変化に影響をあたえるのに十分な強度ではなかった可能性が残される。牧野 (2005) は、過去の研究のレビューにおいて、音声や映像を用いたユーモア刺激を作成するなどの工夫が求められることを指摘している。また上野 (2005) は、実験で使用するユーモア刺激を、文書、画像、音声、動作いずれかの形態で提示するかについて、想定した現実場面に合わせて選択する必要があることを指摘している。先行研究の多くでは、説得メッセージは文章で示されており、ユーモア刺激もまたその中に織り込まれている。しかしユーモア刺激が文章で示される説得場面は現実にはそう多くない。対面場面での口頭による説得場面や、テレビやラジオのCMなどのほうが現実には多いだろう。

たとえば松田 (1993) は学習時における刺激媒体として、映像、音声、文字各々がもつ効果を調べた。その結果、学習時の刺激媒体として音声情報が有効であること、3つの情報を重ねて提示した場合、学習者は音声情報を有効な手がかりとして使っていることが認められた。

1. 4. 2 受け手のユーモア感受性

ユーモアの説得効果に影響を与える重要な要因に、受け手のユーモアの感受性の個人差があげられている (Duncan, et al., 1984)。人が何をもしろいと感じるかは個人差が大きいことが指摘されている (上野, 2003)。この感受性の個人差をもたらす重要な要因には、ユーモアのセンスがある。ユーモアのセンスとはユーモア刺激を理解する能力を示す。送り手が冗談を言ったとしても受け手がそれを理解することができな

ければユーモアを感じることはないだろう。ユーモアのセンスは受け手要因の中でも重要であるにもかかわらず、過去の実験研究では全く扱われていない。ユーモアのセンスの高い受け手は、ユーモアのセンスの低い受け手に比べ、ユーモアを感じることができ、説得効果が促進されるであろう。逆に、ユーモアのセンスの低い受け手は、ユーモア刺激を理解することができず効果はみられないか、あるいはユーモア刺激を不快なものとして捉え、効果は抑制されるかもしれない。今後は、ユーモアのセンスや好みなど受け手の個人差の要因を考慮して、説得に及ぼすユーモアの効果を検討する必要があるだろう。

1. 5 目的と仮説

1. 5. 1 目的

近年の説得ユーモア研究において、受け手への提示形態として音声を用いた研究や、測定項目に受け手の個人差を考慮した研究はみられない。そこで、本研究では、牧野 (1999b) で使用された文章刺激を音声刺激に変更することで、より現実場面に近い状況を設定する。また特性変数に、受け手のユーモア刺激の理解能力 (ユーモア・センス) を測定する項目を追加することで、説得に及ぼすユーモアの効果やその媒介過程について再度検証する事を目的とする。本研究において得られた結果は、牧野 (1999b) や見玉他 (2004) で得られた近年の説得ユーモア研究の知見と統合することができ、今後の研究の幅を広げ、発展につなげることが出来ると思う。

1. 5. 2 仮説

本研究では、刺激媒体として音声刺激を使用する。音声刺激を使用することによって、音声の中に挿入されたユーモア刺激は感知しやすくなることが予想される。よって、次の仮説が成り立つ。

仮説1：攻撃的ユーモア群は遊戯的ユーモア群と説得あり統制群に比べ、攻撃的ユーモア感知得点が高くなるだろう。

仮説2：遊戯的ユーモア群は攻撃的ユーモア群と説得あり統制群に比べ、遊戯的ユーモア感知得点が高くなるだろう。

また、説得に及ぼすユーモアの効果については、牧野らによる一連の実験結果 (牧野, 1999b; 見玉他, 2004) や過去の実験結果 (Bryant, et al., 1981; O'Quin & Aronoff, 1981) を基に以下の仮説を設定した。

仮説3：遊戯的ユーモア群は攻撃的ユーモア群や説得あり統制群に比べ、説得を促進するだろう。

2. 方法

2. 1 実験計画

ユーモア刺激の要因（攻撃的ユーモア、遊戯的ユーモア）を独立変数とする1要因計画。統制群として、ユーモア刺激を含まない説得音声のみを提示する説得あり統制群と、本実験で使用する説得話題とはまったく関係のない音声（タバコの健康への影響について）のみを提示する説得なし統制群を設定した。すべて参加者間要因で、ユーモア・センス得点は事前測定計画、態度得点に関しては音声を聴く前と聴いた直後に測定する事前事後測定計画、その他の従属変数については事後測定計画を採用した。

2. 2 参加者

東京学芸大学学生100名（男性51名／女性49名；年齢18～27歳）

2. 3 実験材料

説得音声刺激 牧野（1999b）で使用された説得文章刺激を基に、説得音声刺激を独自に作成した。牧野の実験で用いられた話題は「大学の成績評価」についてであった。この話題は、現実場面への適用可能性が高いこと、参加者となる大学生の初期態度がある程度、説得の唱導方向（「大学での成績評価を厳しくする」と逆であることを考慮して選定された。

ユーモア刺激は、攻撃的ユーモア、遊戯的ユーモア共に、牧野（1999b）で作成されたものを使用した。攻撃的ユーモア刺激は、説得メッセージの内容を例示あるいは支持する皮肉、ブラックユーモア、からかいなど、他者を攻撃するユーモア刺激の文章であった。遊戯的ユーモア刺激は、質問に対して期待はずれな回答をする、意外なものに共通点を見つけるなどのズレによるユーモア刺激の文章であった。書き言葉を話し言葉に変換し、ユーモアのタイプ毎に説得音声刺激の原稿に挿入した。挿入された刺激の量は、攻撃的ユーモア、遊戯的ユーモア共に5刺激であった。説得あり統制群には、ユーモア刺激を付加せず、説得文章のみの原稿を作成した。説得なし統制群については、「大学の成績評価」とは全く関係のないものという観点から「タバコの健康への影響について」の話題を選定し、原稿を作成した。

林・松原（2007）を参考に、書き言葉を話し言葉に変換し、音声の原稿を条件ごと（攻撃的ユーモア群、遊戯的ユーモア群、説得あり統制群、説得なし統制群）に作成した。

音声の作成は、読み手に原稿を読んでもらい、それをICレコーダーで録音するという形で行った。音声の読み手として、東京学芸大学の演劇サークルに所属する女性に協力を依頼した。本実験で使用した群毎の説得音声刺激の文字数と再生時間を表1に示す。

音量調整用音声 童話「ももたろう」の原稿を作成し、説得音声刺激と同じ方法で音声を作成した。文字数と再生時間を表1に併せて示す。

表1 説得音声刺激と音量調整用音声の文字数と再生時間

群	文字数（文字）	再生時間（分）
説得なし群	1331	4:01
説得あり群	1354	4:46
攻撃的ユーモア群	2198	6:28
遊戯的ユーモア群	2027	6:40
音量調整用音声	305	0:52

ユーモア・センス得点 牧野（1998）によって作成され、全16項目から成る。ユーモア刺激を理解する能力を測定する。回答はそれぞれの質問項目について、普段の自分の行動や体験にどの程度当てはまるかを「全く当てはまらない」（1点）～「非常によく当てはまる」（7点）までの7段階で評定を求めた。因子分析（最尤法、バリマックス回転）の結果、第1因子は攻撃的ユーモアを示す8項目（“きついことを言っている人を笑うことがある”、“14. 他人を攻撃するユーモアを使うことがある”、“友人をからかっておもしろがる”）に高い負荷がみられた。第2因子は遊戯的ユーモアを示す6項目（“素朴で愉快なユーモアを聞いて笑うことがある”、“言葉の語呂合わせやしゃれを聞いて笑うほうである”、“単純でわかりやすいユーモアを言うことがある”）に負荷が高かった。したがって、第1因子の8項目の平均を攻撃的ユーモア・センス得点、第2因子の6項目の平均を遊戯的ユーモア・センス得点として産出した。

実験操作の検討尺度 タイプ別のユーモア感知量を測定するために、攻撃的ユーモア感知尺度項目（“皮肉やブラックユーモアのような人を攻撃するユーモアが…”）、遊戯的ユーモア感知尺度項目（“コミカルなエピソードやたとえ話のような罪のないユーモアが…”）の2項目を使用した。それぞれの項目に対して「全くなかったと思う」（1点）～「たくさんあったと思う」（7点）までに7段階で評定を求めた（1～7点；得点が高いほど当該のユーモア感知が高い）。

従属変数

受け手の気分 説得音声を聴いた時点での参加者の感情状態を測定するために、気分に関する質問項目6項目に対して「全く感じなかった」(1点)～「非常に感じた」(7点)までの7段階で評定を求めた。固有値1を基準として因子分析(主因子法, バリマックス回転)を行った結果, 第1因子は肯定的な気分を示す3項目(“楽しい”, “愉快な”, “陽気な”)に負荷が高く, 第2因子は否定的な気分を示す3項目(“腹が立つ”, “退屈な”, “不愉快な”)に負荷が高かった。したがって, 第1因子の3項目($\alpha=.72$)の平均点を肯定的気分得点, 第2因子の3項目($\alpha=.85$)の平均点を否定的気分得点として算出した(1～7点; 得点が高いほど, 該当の気分を感じたことを示す)。

メッセージ評価 受け手によるメッセージ評価を測定するために, 送り手評価に関する4項目(“信頼できない-信頼できる”, “納得できない-納得できる”, “適切でない-適切である”, “わかりやすい-わかりやすくない”)に対して, 「全く」(1点)～「非常に」(7点)までの7段階で評定を求めた。固有値1を基準とする因子分析(主因子法)の結果, 1因子構造であった。したがって4項目($\alpha=.73$)の平均をメッセージ評価得点として算出した(1～7点; 得点が高いほど, メッセージ評価が高いことを示す)。

送り手評価 メッセージの送り手評価を測定するために, 送り手評価に関する4項目に対して, 「全く」(1点)～「非常に」(7点)までの7段階で評定を求めた。牧野(1999b)に倣い, 個人的な親しみやすさに関する3項目(“親しみがもてない-親しみがもてる”, “信頼できない-信頼できる”, “好感がもてない-好感がもてる”)の平均を親しみやすさ得点, 専門性に関する1項目(“専門的でない-専門的である”)の平均を専門性得点として算出した。(1～7点; 得点が高いほど, 該当の評価が高いことを示す)。

態度 「大学での成績評価」に対する4つの態度項目(“日本の大学では試験やレポートの回数が少ない”, “日本の大学でも試験やレポートの評価をもっと厳しくすべきである”, “日本の大学では試験やレポートの回数が少ない”, “日本の大学でも試験やレポートの回数をもっと多くすべきである”)に対して, 「反対である」(1点)～「賛成である」(7点)までの7段階評定を求めた。説得音声刺激を聴く前に測定したものを介入前態度得点($\alpha=.65$), 説得音声刺激を聴いた

後に測定したものを介入後態度得点($\alpha=.72$)とした(1～7点, 得点が高い程, 唱導方向に賛成)。それぞれの平均得点を算出し, 介入後態度得点から介入前態度得点を引いた値を態度変化量得点として算出した(-6～6点, 得点が高いほど, 態度が唱導方向に変化)。

2. 4 手続き

実験室に入室した参加者は所定の椅子に着席した後, 実験者より実験の説明を受けた。実験説明においては, 「新聞記事のリスニングを行い, その記事に対する印象調査」という説明がなされた。実験説明後, 参加者は実験参加同意書に署名をし, 第1質問紙に回答した。第1質問紙の内容は態度尺度(介入前態度)・ユーモア・センス尺度であった。第1質問紙回答後, 参加者は, 実験者の指示でICレコーダー(SONY製 ICD-SX713)に接続されたヘッドホン(SONY製 MDR-XB500)を装着し, 音量調整を行った。音量調整終了の後に, 説得音声刺激のリスニングを行った。リスニング終了後, 参加者は第2質問紙に回答した。第2質問紙の内容は, 受け手の気分尺度・態度尺度(介入後態度)・メッセージ評価尺度・送り手評価尺度・操作確認項目(ユーモア感知)であった。なお, 説得なし統制群の質問紙の構成は第1質問紙が態度尺度(介入前), 第2質問紙が態度尺度(介入後)であった。最後に, デブリーフィングを行った。参加者に, 実験の目的を伝え, 希望があれば後日, 本研究において得られた結果をフィードバックする旨を説明し, 実験を終了した。実験に要した時間は, 各群とも10分程度であった。

3 結果

3. 1 実験操作の有効性

2つのユーモア感知得点の平均値と標準偏差を表2に示した。ユーモアのタイプの操作が有効であったかどうかを検討するため, 2つの実験群と説得あり統制群の間で各々t検定を行った。その結果, 攻撃的ユーモア感知得点に関しては, 2つの実験群が説得あり統制群よりも有意に高い得点を示した(攻撃的ユーモア群 $p<.01$; 遊戯的ユーモア群 $p<.01$)。つまり, 攻撃的ユーモア群, 遊戯的ユーモア群の両方が, 説得あり統制群に比べ, 攻撃的ユーモアを感じていた。次に, 遊戯的ユーモア感知得点に関してt検定を行った結果, 2つの実験群が説得あり統制群よりも有意に高い得点を示した(攻撃的ユーモア群 $p<.01$; 遊戯的ユーモア

群 $p<.01$)。つまり、攻撃的ユーモア群、遊戯的ユーモア群の両方が、説得あり統制群に比べ、遊戯的ユーモアを感じていた。続いて、攻撃的ユーモア感知得点と遊戯的ユーモア感知得点に関して、各々 1 要因の分散分析を行った。その結果、いずれも条件 (群) の主効果がみられた (攻撃的ユーモア感知得点 $F(2,72)=8.77, p<.01$; 遊戯的ユーモア感知得点 $F(2,72)=14.20, p<.01$)。攻撃的ユーモア感知得点に関する多重比較 (Tukey 法, 有意水準 5%, 以下同様) の結果、攻撃的ユーモア群および遊戯的ユーモア群が説得あり統制群よりも有意に得点が高く、攻撃的ユーモア群と遊戯的ユーモア群との間に有意差はみられなかった。遊戯的ユーモア感知得点に関する多重比較の結果、攻撃的ユーモア群および遊戯的ユーモア群が説得あり統制群よりも有意に得点が高く、攻撃的ユーモア群と遊戯的ユーモア群との間に有意差はみられなかった。両ユーモア感知得点に関して、攻撃的ユーモア群と遊戯的ユーモア群の間に有意差がみられなかったことから、ユーモアのタイプによる実験操作が完全に成功したとは言いがたい。ユーモアのタイプの認知については、攻撃的ユーモアと遊戯的ユーモアが混同されている可能性が考えられる。こうした操作の妥当性の問題については、考察の項で詳述する。

本研究では、攻撃的ユーモア群が説得あり統制群に比べ攻撃的ユーモア感知得点が高いこと、遊戯的ユーモア群が説得あり統制群に比べ遊戯的ユーモア感知得点が高いことから、各条件において、各々のタイプのユーモアを感知していることが部分的ではあるものの確認されたため、実験操作が一応成功したものとみなして以下の分析を進めた。

3. 2 各従属変数の結果

各従属変数の平均値と標準偏差を表 2 に併せて示した。

説得音声の説得力 ユーモア刺激を含まない説得メッセージが説得力をもっていたかどうかを検討するために、説得あり統制群と説得なし統制群の間で、態度変容得点について t 検定を行った。その結果、有意な差はみられなかった ($t(48)=1.21, n.s.$)。したがって、本研究で使用された説得メッセージが受け手の授業評価に対する態度に関して十分な説得力をもっていたとはいえない。

態度 態度変化量得点に対して、ユーモアのタイプの 1 要因 3 水準の分散分析を行った。その結果、主効果について有意な結果は認められなかった。次に、各々の条件について、介入前態度得点と介入後態度得点の間で対応のある t 検定を行った (図 1)。その結果、遊戯的ユーモア群においては、介入後態度得点が介入前態度得点より有意に高い得点を示した ($t(24)=2.26, p<.05$)。攻撃的ユーモア群、説得あり統制群、説得なし統制群については、いずれにおいても有意な差はみられなかった (それぞれ、 $t(24)=1.68, n.s.$; $t(24)=0.89, n.s.$; $t(24)=0.86, n.s.$)。したがって、遊戯的ユーモア群においては説得音声刺激を聴く前と後で、「大学の成績評価」に対する態度は変化したといえるが、攻撃的ユーモア群、説得あり統制群、説得なし統制群に関しては、聴く前と後での態度変化はみられなかった。

表 2 ユーモア・センス得点とユーモア感知得点と各従属変数の平均値と (標準偏差)

従属変数	実験条件 N = 25	説得なし統制群 N = 25	説得あり統制群 N = 25	攻撃的ユーモア群 N = 25	遊戯的ユーモア群 N = 25
態度得点 (介入前)	4.26 (0.77)	4.06 (0.86)	4.09 (0.91)	4.15 (0.97)	4.15 (0.97)
態度得点 (介入後)	4.18 (0.77)	4.19 (0.77)	4.34 (1.03)	4.40 (0.98)	4.40 (0.98)
態度変化量得点	-0.80 (0.46)	0.13 (0.73)	0.25 (0.74)	0.25 (0.55)	0.25 (0.55)
攻撃的ユーモア・センス得点		4.26 (1.21)	4.38 (1.04)	4.23 (0.89)	4.23 (0.89)
遊戯的ユーモア・センス得点		5.49 (0.75)	5.25 (0.69)	5.55 (0.72)	5.55 (0.72)
攻撃的ユーモア感知得点		2.72 (1.43)	4.52 (1.39)	4.04 (1.86)	4.04 (1.86)
遊戯的ユーモア感知得点		1.76 (1.01)	3.60 (1.22)	3.64 (1.89)	3.64 (1.89)
肯定的気分		1.71 (0.92)	2.13 (1.27)	2.36 (1.28)	2.36 (1.28)
否定的気分		2.75 (1.23)	2.20 (1.09)	2.23 (1.35)	2.23 (1.35)
メッセージ評価得点		4.20 (0.74)	4.45 (1.09)	4.53 (1.25)	4.53 (1.25)
送り手評価：親しみやすさ		3.78 (1.03)	4.10 (1.15)	3.86 (1.25)	3.86 (1.25)
送り手評価：専門性得点		4.04 (0.82)	3.90 (1.01)	4.18 (1.18)	4.18 (1.18)

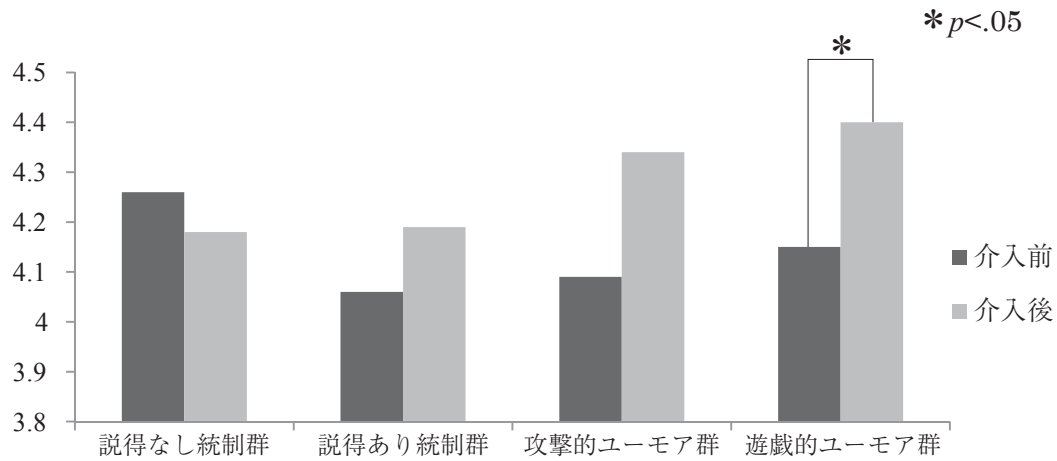


図1 介入前態度得点と介入後態度得点の平均値

表3 尺度間の相関マトリックス

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 攻撃的ユーモア・センス得点									
2. 遊戯的ユーモア・センス得点	.107								
3. 攻撃的ユーモア感知得点	.106	.069							
4. 遊戯的ユーモア感知得点	.048	-.120	.277*						
5. 肯定的気分得点	-.027	.016	.320**	.353**					
6. 否定的気分得点	.203	.015	.019	-.263*	-.116				
7. メッセージ評価得点	-.069	.109	.230*	.117	.179	-.280*			
8. 親しみやすさ得点	-.074	.094	.164	.145	.211	-.351**	.838**		
9. 専門性得点	-.017	.011	.000	.053	.108	-.072	.485**	.466**	
10. 態度変化量得点	-.038	-.117	-.078	.000	.088	-.146	.370**	.337**	.050

注) N=75 ** $p<.01$, * $p<.05$

受け手の気分 肯定的気分に対する1要因3水準の分散分析の結果、主効果について有意な結果は認められなかった。また、各々の実験群と説得あり統制群との比較において、遊戯的ユーモア群は説得あり統制群よりも有意に高い得点を示した ($t(43.56) = 2.07, p < .05$)。次に否定的気分に対する1要因3水準の分散分析の結果、主効果について有意な結果は認められなかった。また、実験群と説得あり統制群との比較においても有意な差はみられなかった。

メッセージ評価 メッセージ評価得点に関する1要因3水準の分散分析の結果、主効果について有意な結果は認められなかった。また、実験群と説得あり統制群との比較においても有意な差はみられなかった。

送り手評価 送り手の親しみやすさ得点に関する1要因3水準の分散分析の結果、主効果について有意な結果は認められなかった。また、実験群と説得あり統制群との比較においても有意な差はみられなかった。次

に、送り手の専門性得点に関する1要因3水準の分散分析の結果、主効果について有意な結果は認められなかった。また、実験群と説得あり統制群との比較においても有意な差はみられなかった。

3. 3 尺度得点の相互関連

各ユーモア・センス、ユーモア感知、その他の従属変数の関連性を検討するために、相関分析を行い、その結果を表3に示した。まず、各ユーモア感知得点とその他の変数との関連において、攻撃的ユーモア感知得点と遊戯的ユーモア感知得点はいずれも肯定的気分と有意な正の相関がみられた。また、攻撃的ユーモア感知はメッセージ評価と有意な正の相関が見られ、遊戯的ユーモア感知は否定的気分と有意な負の相関がみられた。次に、否定的気分は、メッセージ評価、送り手の親しみやすさ、介入後態度得点と有意な負の相関がみられた。さらにメッセージ評価は送り手の親しみやすさ、送り手の専門性、介入後態度、態度変化量と

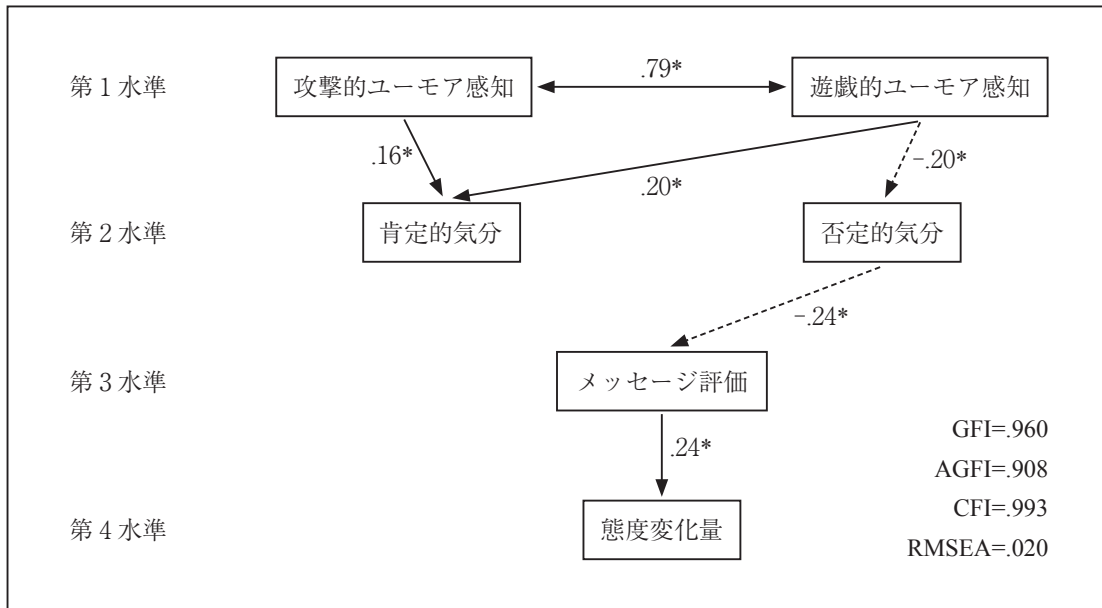


図2 ユーモア感知度、媒介変数、および態度のパスダイアグラム

注) 有意なパス係数, 相関係数のみ図示した。図中の数字は有意なパス係数を, 双方向矢印は正の相関関係, 実線矢印は正のパス, 破線矢印は負のパスを示す。

* $p < .05$, † $p < .10$

有意な正の相関がみられ, 送り手の親しみやすさは送り手の専門性, 介入後態度, 態度変化量と有意な正の相関がみられた。相関分析の結果から, 攻撃的ユーモア感知と肯定的気分, メッセージ評価の間には弱い正の関連があること, 遊戯的ユーモア感知は肯定的気分との間には弱い正の関連が, 否定的気分との間には弱い負の関連があることがわかる。また, 否定的気分はメッセージ評価, 送り手の親しみやすさ, 介入後態度と弱い負の関連があることがわかる。さらに, メッセージ評価は送り手の専門性と中程度の正の関連が, 送り手の親しみやすさと強い正の関連が, 介入後態度, 態度変化量と弱い正の関連があることがわかる。そして, 送り手の親しみやすさは送り手の専門性と中程度の正の関連が, 介入後態度, 態度変化量と弱い正の関連があることがわかる。最後に, 各ユーモア・センス得点と各ユーモア感知得点との間に直接の関連性はみられなかった。

3. 4 ユーモア感知度, 媒介変数, 態度の媒介分析

ユーモアの感知と受け手の気分, メッセージ評価, 送り手評価, 態度との関連を検討するために, 共分散構造分析を行った。各ユーモア・センス得点に関しては, 相関分析の結果から, 有効なパス図は描けないと判断し, 分析から除外し, 牧野 (1999b) のパス解析と同様に, 変数を4つの水準に分けた。第1水準は,

攻撃的ユーモア感知, 遊戯的ユーモア感知, 第2水準は, 否定的気分, 肯定的気分である。第3水準は, メッセージ評価, 親しみやすさ評価, 専門性評価であり, 第4水準は態度変容得点である。パス解析の4水準は牧野 (1999b) を参考に設定した。共分散構造分析の結果, 最終的に図2のモデルが得られた。有意なパス係数を図2中に示した。これらの結果から, 図2に掲げたパスダイアグラムを作成した。適合度指標は, GFI=.96, AGFI=.908, CFI=.993, RMSEA=.020であった。

図2の結果は, 以下のようにまとめることができる。第1に, 各々のユーモアを感知している人ほど肯定的気分は促進され, 遊戯的ユーモアを感知している人ほど否定的気分が抑制される。第2に, 否定的気分は, メッセージ評価に負の影響を与えている。第3に, 遊戯的ユーモアは否定的気分, メッセージ評価を媒介して態度変容に正の影響を与えている。

4 考察

4. 1 実験操作の有効性

分析の結果, 攻撃的ユーモア群, 遊戯的ユーモア群の両方が, 説得あり統制群に比べ, 攻撃的ユーモア感知得点が高く, 攻撃的ユーモア群と遊戯的ユーモア群の間に得点の差異はみられなかった。よって, 仮説1

は支持されなかった。次に、攻撃的ユーモア群、遊戯的ユーモア群の両方が、説得あり統制群に比べ、遊戯的ユーモア感知得点が高く、攻撃的ユーモア群と遊戯的ユーモア群の間に得点の差異はみられなかった。よって、仮説2は支持されなかった。この結果は、ユーモアのタイプが混同されて認知されている可能性があることを示している。このように、ユーモアの検討測度に明確な結果がみられなかった理由として、2つあげることができる。第1に、検討測度の精度の問題があげられる。今回使用した操作確認項目はユーモア刺激のタイプと量を検討するために牧野(1999b)が独自に作成した測度であった。また、各々のユーモア感知得点(攻撃的ユーモア感知得点、遊戯的ユーモア感知得点)を測定するために用いられた尺度はそれぞれ1項目ずつであった。したがって、参加者が両ユーモア刺激を区別できたかをこの測度が正確に測定していたかには疑問が残る。したがって、ユーモアのタイプのみでの操作の検討測度を今後作成・改善していく必要があるだろう。第2に、本実験で使用した説得音声刺激の質の問題があげられる。音声は一般的に音韻情報と韻律情報から構成される。韻律情報とは話者の意図や感情の伝達を担う情報であり、抑揚やリズム、音声で記録されない性質も含まれる。本実験で称した音声刺激は、この韻律情報を加味しておらず、説得が人と人とのコミュニケーションを基盤としていることを考えると、説得場面の音声刺激としては不適合だったと考えられる。したがって、説得音声刺激の精度を原稿の作成、録音の段階から今後改善していく必要があるだろう。

4. 2 ユーモアの説得効果

分散分析の結果、態度変容得点に関して、有意な結果は認められなかった。しかし、各々の群の介入前態度得点と介入後態度得点の比較では、遊戯的ユーモア群に有意な差が認められ、説得音声刺激を聴く前と後で、「大学の成績評価」に対する態度は変容したといえる。したがって、仮説3は部分的ではあるものの支持されたといえる。しかし、説得なし統制群と説得あり統制群の間で、態度変容得点に差がなかったことから、本研究で使用した説得メッセージが受け手の授業評価に対する態度に関して十分な説得力をもっていなかったことがいえる。もともと説得力のなかった説得メッセージに遊戯的ユーモア刺激が挿入されることにより説得メッセージ全体の説得効果が促進したと考えられる。この知見は、牧野(1999b)の研究とほぼ一致する。本研究では、説得音声刺激を聴く前と後で態

度を測定し、その変化量を説得が促進されたかを検証する測度として用いた。この方法では、受け手の元々持っている「大学の成績評価」に対する態度が説得音声刺激を聴くことによって、どの程度変化するかを検証する事が可能になった。しかし、説得音声刺激を聴く前と後で、同じ質問項目に答えることによって参加者が実験の意図に気付いてしまった可能性も残されている。したがって、説得が促進されたかを検証する方法は今後改善の余地があるだろう。

4. 3 説得に及ぼすユーモア効果の媒介過程

パス解析の結果から、受け手の否定的気分とメッセージ評価がユーモア感知と態度変容との間を媒介している可能性が示された。この結果は部分的ではあるものの牧野(1999b)や児玉他(2004)の結果と一致する。しかし、牧野(1999b)の結果によれば、遊戯的ユーモアは肯定的気分と正の関連があることが示されていたものの、否定的気分との負の関連は見出されていなかった。これは児玉他(2004)の研究でも同様のことがいえる。このような結果の理由として、本研究で使用した刺激媒体の特性をあげることができる。牧野(1999b)や児玉他(2004)では、刺激媒体として文章刺激を使用しており、本研究ではそれを音声刺激に変更したものを使用した。文章刺激を読んでいるときと音声刺激を聴いている時では、感情喚起のプロセスに違いがあると考えられ、従来は見出されなかった遊戯的ユーモア感知と否定的気分の関連が見出されたと考えられる。

4. 4 今後の課題

本研究の今後の課題として、以下の2点があげられる。第1に、ユーモアの操作である(e.g., Brooker, 1981; Smith, 1993)。つまり、受け手に対して想定したユーモア反応を起こすことができないという状況がみられた。この理由の1つはユーモア刺激強度の弱さである。先行研究では、既存の広告を使った研究(李, 1998)や専門家にユーモア刺激の作成を依頼した研究(Chattopadhyay & Basu, 1990)を除き、実験者やその協力者がユーモア刺激を作成していた。このような場合には専門家によるユーモア刺激と比べて強度が弱くなってしまうことが考えられる。したがって、操作チェックとしてのユーモア反応において実験群と統制群の間で差がみられたとしても、説得過程や態度変化に影響を与えるのに十分な強度ではなかった可能性が残される。本研究では、刺激媒体として、音声刺激を用いたが、その際に使用したユーモア刺激は牧野

(1999b)によって独自に作成されたものであった。したがって、今後の研究においては、ユーモア刺激を専門家が作成するなどの工夫が求められる。第2に、ユーモア刺激を表出したり感知する能力を測定するために、牧野(1998)によって作成された、ユーモア・センス測定尺度を使用した。しかし、ユーモアの感知や表出といった、「センス」の側面以外にも、ユーモアを用いた説得コミュニケーションでは受け手のユーモアの「好み」も非常に重要であると考えられている(牧野, 2005)。一般に、多くの人がユーモアを好んでいるが、その好みの個人差は大きいと考えられる。もし、説得において、受け手が好きなユーモア刺激を用いた場合には、受け手は喜び、相手の依頼や説得を好意的に受け入れてくれるかもしれない。しかし、逆に受け手が好まないユーモア刺激を用いた場合には、受け手の期待に応えることにはならず、説得効果は抑制されてしまうだろう。上野(1993)は攻撃的ユーモア志向尺度、遊戯的ユーモア志向尺度を作成した。これらの尺度はそれぞれのユーモアをどれだけ好むかを測定する心理尺度である。今後はユーモアの好みの受け手の個人差の要因を考慮して、説得に及ぼすユーモアの効果を検討する必要があるだろう。

引用文献

- Belch, G. E., & Belch, M. A. 1984 An investigation of the effects of repetition on cognitive and affective reactions to humorous and serious television commercials. *Advances in Consumer Research*, 11, 4-14.
- Berlo, D. K., & Kumata, H. 1956 The investigator: The impact of a satirical radio drama. *Journalism Quarterly*, 33, 287-298.
- Bryant, J., Brown, D., Silberberg, A. R., & Eliot, S. M. 1981 Effects of humorous illustration in college textbooks. *Human Communication Research*, 8, 43-57.
- Chattopadhyay, A., & Basu, K. 1990 Prior brand evaluation as a moderator of the effects of humor in advertising. *Journal of Marketing Research*, 26, 466-476.
- Duncan, C. P. 1979 Humor in advertising: A behavioral perspective. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 7, 285-306.
- Duncan, C. P., Nelson, J. E., & Frontczak, N. T. 1984 The effects of humor on advertising comprehension. *Advances in Consumer Research*, 11, 432-437.
- Festinger, L., & Maccoby, N. 1964 On resistance to persuasive communications. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 68, 359-366.
- Goldstein, J., & McGhee, P. (Eds.) 1972 *The Psychology of Humor*. New York: Academic Press.
- Gruner, C. R. 1965 An experimental study of satire as persuasion. *Speech Monographs*, 32, 149-154.
- Gruner, C. R. 1966 A further experimental study of satire as persuasion. *Speech Monographs*, 33, 184-185.
- Gruner, C. R. 1967a Editorial satire as persuasion: An experiment. *Journalism Quarterly*, 44, 727-730.
- Gruner, C. R. 1967b Effect of humor on speaker ethos and audience information gain. *Journal of Communication*, 17, 228-233.
- Gruner, C. R. 1971 Ad hominem satire as a persuader: An experiment. *Journalism Quarterly*, 48, 128-131.
- Gruner, C. R. 1976 Wit and humor in mass communication. In A. J. Chapman and H.C. Foot (Eds.), *Humor and Laughter: Theory, research, and applications*. London: Wiley. Pp. 287-311
- 林由紀子・松原茂樹 2007 自然な音声出力のための書き言葉から話し言葉へのテキスト変換 情報処理学会研究報告, 支援言語処理研究会報告, 47, 49-54.
- 比留間太白・山本博樹 2007 説得の心理学: 説明社会への理論・実践的アプローチ ナカニシヤ出版
- Kelly, J. P. & Solomon, J. 1975 Humor in television advertising. *Journal of Advertising*, 4, 31-35.
- 児玉真樹子・川森大典・高本雪子・深田博己 2004 広島大学心理学研究 説得に及ぼすユーモアの効果とその生起機制, 4, 63-76.
- 李 津娥 1998 事前ブランド態度が知覚されたユーモアの広告効果に及ぼす影響 社会心理学研究, 13, 183-190.
- Lull, P. E. 1940 The effectiveness of humor in persuasive speech. *Speech monographs*, 7, 26-40.
- 牧野幸志 1997 ユーモア行動の構造に関する研究 広島大学教育学部紀要, 第1部, 心理学(46), 41-48.
- 牧野幸志 1998 ユーモア・センス尺度の作成 広島大学教育学部紀要, 第1部, 心理学(47), 37-46.
- 牧野幸志 1999a 説得に及ぼすユーモアの効果とその生起メカニズムの検討 実験社会心理学研究 39(1), 86-102.
- 牧野幸志 1999b 説得に及ぼすユーモアの種類の効果(2) 広島大学教育学部紀要, 第1部, 心理学(48), 107-114.
- 牧野幸志 2000 説得に及ぼすユーモアの種類の効果(3) 高松大学紀要, 34, 53-68.
- 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の再考— 心理学評論, 48(1), 100-109.
- 牧野幸志 2010 説得に及ぼす効果とその生起メカニズム

風間書房

Markiewicz, D. 1974 Effects of humor on persuasion. *Sociometry*, 37, 407-422.

松川禮子・香田美歌・村松鈴香・若山 皖一郎 1993 映像・音声・文字情報の提示方法による学習効果の違いについて 年会論文集, 日本教育情報学会, 9, 120-121.

McGuire, W. J. 1985 Attitudes and attitudes change. In G. Lindzey & E. Aronson (Eds.), *The handbook of social psychology*. Vol. 2. Special fields and applications. 3rd ed. New York: Rondon House. Pp. 233-346.

O' Quin, K., & Aronoff, J. 1981 Humor as a technique of social influence. *Social Psychology Quarterly*, 44, 349-357.

Sternthal, B., & Craig, C. S. 1973 Humor in advertising. *Journal*

of Advertising, 37, 12-18.

塚脇涼太・越良子・樋口匡貴・深田博己 2009 なぜ人はユーモアを感じさせる言動をとるのか? —ユーモア表出動機の検討— *心理学研究*, 80 (5), 397-404.

上野行良 1992 ユーモア現象に関する諸研究とユーモアの分類化について *社会心理学研究*, 7, 112-120

謝辞

本実験に快くご協力を賜りました参加者の皆様に、心より御礼申し上げます。

説得に及ぼすユーモアの効果

—— 音声刺激とユーモア・センスに着目して ——

Effects of humor on persuasion

—— A focus on verbal stimulus and humor sense ——

坂井 亮 紀*・上 淵 寿**

Akinori SAKAI and Hisashi UEBUCHI

教育心理学講座

Abstract

This study's purpose is to verify effects of humor vocal stimulus and humor senses on persuasion. 100 undergraduate students participated this experiment. Results were: 1) playful humor group was more positive mood than control group, but not aggressive humor group. 2) A model that from playful humor appreciation through negative mood and message evaluation to verged attitude change, was deal the possibility. Finally, unresolved problems were discussed.

Key words: persuasion, aggressive humor, playful humor

Department of Educational Psychology, Tokyo Gakugei University, 4-1-1 Nukuikita-machi, Koganei-shi, Tokyo 184-8501, Japan

要旨: 本研究の目的は、音声によるユーモア刺激とユーモア・センスが説得に及ぼす効果を検証することである。100名の大学生が実験に参加した。実験の結果、遊戯的ユーモアの刺激を与えられた群は、統制群と比べてより肯定的な気分を経験した。攻撃的ユーモア群には、そのような関係はみられなかった。また、遊戯的ユーモア感知から否定的な気分とメッセージの評価を経て態度変化に向かうモデルが、考案された。最後に今後する必要がある研究について、考察を行った。

キーワード: 説得, 攻撃的ユーモア, 遊戯的ユーモア

* Graduate School of Education, Tokyo Gakugei University (4-1-1 Nukui-kita-machi, Koganei-shi, Tokyo, 184-8501, Japan)

** Tokyo Gakugei University (4-1-1 Nukui-kita-machi, Koganei-shi, Tokyo, 184-8501, Japan)