

# 説得に及ぼすユーモアの効果とその生起機制

児玉真樹子・川森大典・高本雪子・深田博己

The effect of humor on persuasion and its mechanism

Makiko Kodama, Hironori Kawamori, Yukiko Takamoto, and Hiromi Fukada

本研究は、説得に及ぼすユーモアの効果とその生起機制を、ユーモアの種類別に明らかにすることを目的とした。ユーモアの種類は、攻撃的ユーモアと遊戯的ユーモアの2種類を使用し、最終変数として態度を測定した。また媒介変数として、受け手の気分、受け手の評価、メッセージ評価、受け手の思考、メッセージ理解、心理的リアクタンスを、調整要因として自我関与を取り上げた。攻撃的ユーモア条件と遊戯的ユーモア条件の2つの実験条件と、統制条件の3条件を設け、事後測定計画の実験を行った。その結果、条件間で受け手の肯定的気分、受け手の否定的思考に有意差がみられ、受け手の肯定的気分は、2つの実験条件が統制条件より有意に高く、否定的思考は、攻撃的ユーモア条件が遊戯的ユーモア条件より有意に高かった。しかし態度においては、条件差はみられなかった。また、生起機制を検討した結果、遊戯的ユーモアが肯定的気分および肯定的思考を介して説得を促進することが確認された。また、自我関与が高いほど説得が促進され、調整要因として働くことも示唆された。しかし、説得に及ぼす攻撃的ユーモアの効果は確認されなかった。

キーワード：攻撃的ユーモア、遊戯的ユーモア、説得

## 問 題

### 説得に及ぼすユーモアの刺激の種類と量の効果を検討した先行研究

これまで多くの研究者によって、説得に及ぼすユーモアの効果がされてきた。しかし、先行研究をレビューした牧野(1999a)によると、説得におよぼすユーモアの促進効果を支持したものと支持しなかったものがあり、結果が一貫していない。

牧野(1999b)は、結果が一貫しない理由として、ユーモアの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、こ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。牧野(1999b)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に出した刺激を受け手に伝達し、当事者(送り手かつ/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」と定義し、刺激の特性としてのユーモアを

ユーモア刺激と呼んだ。

牧野 (1999b) の実験計画は、ユーモア刺激の種類 (攻撃的ユーモア、遊戯的ユーモア) とユーモア刺激の量 (多量、少量) の 2 要因計画であった。この他に、説得あり統制群 (ユーモア刺激を含まない説得メッセージを与える) と、説得なし統制群 (説得メッセージを与えず態度測定のみを行う) を設定した。すべて被験者間要因で、事後測定計画を採用した。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、質問に対して期待外れな回答をする、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。また、実験操作の検討尺度 (攻撃的ユーモア感知、遊戯的ユーモア感知、それぞれ 1 項目ずつ)、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、ユーモア刺激の種類と量の操作が有効であったかどうかを検討するため説得あり統制群と実験群との比較をも検定で行った結果、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種類の主効果がみられなかった。しかし、実験操作は一応成功したと解釈して、条件別にみた各変数の差異を検討した結果、態度 1 においてユーモア刺激の種類と量の交互作用がみられ、ユーモア刺激が多量の場合には、遊戯的ユーモアが攻撃的ユーモアよりも態度 1 の得点が有意に高くなり、遊戯的ユーモア群においては、刺激量が少量よりも多量の方が態度 1 の得点が有意に高くなった。次に、ユーモア効果の生起機制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 水準としたパス解析を行った。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が、否定的気分から態度 2 に対して負の影響力がみられた。ただし、態度 2 の重相関係数は .177 であり、説明率が低かった。

一方、パス解析では対象としたデータの説明がなく、全被験者のデータを利用した可能性もある。しかし、説得なし統制条件では態度しか測定しておらず、この条件のデータは除外して分析をすべきであるため、不適切なデータを除外して再分析を行う必要がある。

### **説得に及ぼすユーモアの効果の生起機制における媒介変数 (思考、心理的リアクタンス) に及ぼすユーモアの刺激の種類の効果を検討した先行研究**

牧野 (2000) は、牧野 (1999b) ではユーモアの種類による説得の効果の違いがみられたものの、

パス解析の結果ではユーモアの種類による効果の違いを十分説明できなかつたとし、その原因として、ユーモアの効果の生起機制において媒介変数として働くと考えられる受け手の思考について考慮していなかったことを挙げ、ユーモア刺激の種類別に、受け手の思考におよぼすユーモアの効果を検討した。なお、ユーモア刺激の量は、牧野（1999b）の多量条件にあわせ、5 刺激とした。受け手の思考（肯定的、否定的）と心理的リアクタンスを従属変数とし、遊戯的ユーモア刺激を挿入した説得メッセージが提示される遊戯的ユーモア条件、攻撃的ユーモア刺激を挿入した説得メッセージが提示される攻撃的ユーモア条件、ユーモア刺激なしの説得メッセージを提示される統制条件の 1 要因 3 水準を設定し、事後測定計画の実験を行った。その結果、遊戯的ユーモア条件が統制条件と比べて否定的思考が少なく、遊戯的ユーモア条件と攻撃的ユーモア条件が統制群と比べて心理的リアクタンスが小さかった。ただし、肯定的思考に関しては有意な条件差は見られなかつた。この結果より、ユーモア刺激の種類によって受け手の思考への影響が異なることが明らかとなった。

しかしこの研究では、牧野（1999b）で測定されていた気分や態度等の変数を測定しておらず、説得に及ぼすユーモアの効果の生起機制の中で媒介変数として捉えられる思考や心理的リアクタンスに及ぼすユーモアの種類の影響を検討したのみでとどまっている。

#### **説得に及ぼすユーモアの効果の生起機制における媒介変数としてのメッセージ理解・再生と調整変数としての自我関与**

牧野（1999a）によると、牧野（1999b, 2000）で扱われている要因以外に、メッセージ理解・再生が媒介変数として考えられる。メッセージの理解・再生に及ぼすユーモアの促進効果を示した先行研究として、広告におけるユーモアの効果を検討した Weinberger & Campbell（1990-1991）や Wu, Crocker, & Rogers（1989）が挙げられる。Wu et al.（1989）では、ブランドに関するメッセージの再生において、広告製品に対する自我関与の程度（高、低）と広告におけるユーモアの有無（有り、無し）との間で交互作用が見られ、自我関与の高い場合、ユーモアはメッセージの再生を促進することが示された。また、Weinberger & Campbell（1990-1991）では、メッセージの再生において、広告のタイプ（広告商品と関連のあるユーモアを含むタイプ、広告商品と無関連のユーモアを含むタイプ、ユーモアを含まないタイプ）と受け手の広告商品との関連性（高、低）との間に交互作用がみられ、受け手と広告商品との関連性が高い場合、広告商品と関連のあるユーモアは無関連のユーモアと比べ、メッセージの再生を促した。一方、ユーモアからメッセージ理解・再生へ有意な影響力が見られなかつた研究（Belch & Belch, 1984）や抑制効果がみられた研究（Lammers, Leibowitz, Seymour, & Hennessey, 1983）もある。以上のように、メッセージの理解・再生に及ぼすユーモアの影響が一貫していない。ただし、これらの研究間ではユーモア刺激の種類が一貫していない可能性がある。Weinberger & Campbell（1990-1991）においてはユーモアをメッセージ関連か否かで分類をしているが、ユーモア刺激の種類は区別されておらず、Belch & Belch（1984）、Wu et al.（1989）、Lammers et al.（1983）では利用したユーモア刺激についての詳細な記述がなく、ユーモア刺激の種類が不明である。攻撃的ユーモア、遊戯的ユーモアの種類別に、メッセージ理解・再生に及ぼす影響が異なる可能性も考えられるため、各ユーモアの種類によるこれらの要因への影響を明らかにしていく必要がある。また、Wu et al.（1989）や Weinberger &

Campbell (1990-1991) より、説得メッセージが自我関与の高い話題である場合、ユーモアがメッセージの理解・再生を促すことが示されていることから、自我関与が媒介過程において調整要因として働くと考えられる。

### **本研究の目的**

本研究は、牧野 (1999b) で示された生起機制に、受け手の思考、心理的リアクタンス、メッセージの理解を媒介変数として、さらに自我関与を調整変数として追加し、説得に及ぼすユーモアの効果の生起機制を解明することを目的とする。

受け手の思考に関しては、牧野 (2000) より、遊戯的ユーモア刺激が説得メッセージに対する否定的思考を抑制すると考えられる。また、説得メッセージに対する否定的思考をもつことで説得方向への態度変化が抑制されると考えられる。よって、次の仮説が成り立つ。

仮説 1：遊戯的ユーモアは受け手の否定的思考を抑制し、受け手の否定的思考は説得方向と一致した態度を抑制するであろう。

また、牧野 (2000) より、遊戯的ユーモア、攻撃的ユーモアいずれも心理的リアクタンスを抑制すると考えられる。また、心理的リアクタンスが喚起されると説得方向への態度変化が抑制される。よって、次の仮説が成り立つ。

仮説 2：遊戯的ユーモア、攻撃的ユーモアのいずれも心理的リアクタンスを抑制し、心理的リアクタンスは説得方向と一致した態度を抑制するであろう。

また、Weinberger & Campbell (1990-1991) や Wu et al. (1989) において、自我関与が高い場合、メッセージ理解に及ぼすユーモアの効果が見られたが、種類別の効果は不明である。そのため、ユーモアの種類別にみたメッセージ理解に及ぼす効果に関しては仮説を立てず、探索的に検討する。

## **方 法**

### **実験計画**

牧野 (1999b) ではユーモアの量としてユーモア刺激を 5 つ挿入した多量条件と、2 つ挿入した少量条件の 2 条件を設定したが、少量条件ではユーモアの効果がほとんどみられなかった。そのため、本研究では量の要因を除外して種類の要因のみとし、ユーモア刺激は牧野 (1999b) の多量条件と同様、5 刺激挿入することとした。実験条件は被験者間要因とし、遊戯的ユーモアを挿入した説得メッセージを与える遊戯的ユーモア条件、攻撃的ユーモアを挿入した説得メッセージを与える攻撃的ユーモア条件、ユーモア刺激を含まない説得メッセージを与える統制条件の 1 要因 3 水準を設定することとした。牧野 (1999b) と同様に、事後測定計画を採用した。

### **被験者**

広島県内の大学生 114 名に小冊子を配布し、108 名から回答を得た (男性 53 名、女性 55 名。平均年齢 20.18 歳)。攻撃的ユーモア条件 37 名、遊戯的ユーモア条件 36 名、統制条件 35 名であった。

### **実験手続き**

小冊子を用いて集団的に実施した。タイトルは「記事に対する印象調査」とした。口頭で、新聞記事に関する印象調査への協力を依頼し、記事を読む際には調査者の合図に従うこと、回答の際には前に戻って読み返さないことなどの留意点を教示した。同様の教示は小冊子の表紙にも記載した。各条件への被験者の割り当ては、3種類の小冊子のうち1種類を無作為に配布することで行った。

小冊子には説得メッセージ（実験群にはユーモア刺激を挿入）と、ユーモア感知量、態度および各媒介変数を測定するための項目を掲載した。説得メッセージとユーモア刺激は牧野（1999b）と同じものを利用した。説得メッセージの話題は「大学の成績評価」についてであり、説得の唱導方向は、「現在の日本の大学での成績評価はあまい、もっと評価を厳しくするべきである」という方向であった。また、牧野（1999b）と同様、実験操作は説得メッセージに挿入するユーモア刺激の種類を変えることにより行った。統制条件は、ユーモア刺激は挿入せず、説得メッセージだけ提示した。攻撃的ユーモア条件には、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5つを説得メッセージに挿入した。遊戯的ユーモア条件には、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ズレによるユーモア刺激5つを挿入した。

### 質問紙

牧野（1999b）で用いられた質問項目（実験操作の検討測定、受け手の気分、メッセージ評価、送り手評価、態度）、牧野（2000）で用いられた質問項目（受け手の思考、心理的リアクタンス）と、新たに作成した質問項目（メッセージの理解、自我関与度、実験操作の検討測定）を用いた。

**実験操作の検討測定** ユーモア感知量を測定するために、ユーモアの感知を測定する5項目（“ユーモラスである”、“おもしろい”、“ふざけている”、“愉快である”、“つまらなくない”）に対して“全く思わない”（1点）から“非常に思う”（7点）までの7段階で評定を求めた。5項目（ $\alpha=.70$ ）の平均値をユーモア感知得点として算出した。

次に、種類別のユーモア感知量を測定するために、牧野（1999b）で使用された、攻撃的ユーモア感知を測定する1項目（“皮肉やブラックユーモアのような人を攻撃するようなユーモアが・・・”）、遊戯的ユーモア感知を測定する1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・・・”）に加えて、攻撃的ユーモア感知として3項目（“ちくりと嫌味を言うようなユーモアが・・・” “人を軽く皮肉るようなユーモアが・・・” “多少毒のあるユーモアが・・・”）、遊戯的ユーモア感知として3項目（“無邪気な楽しいユーモアが・・・” “毒のない明るいユーモアが・・・” “ダジャレのようなユーモアが・・・”）を、新たに作成し、追加した。それぞれの項目に対して“全くなかったと思う”（1点）から“たくさんあったと思う”（7点）までの7段階で評定を求めた。攻撃的ユーモア感知を測定する4項目（ $\alpha=.87$ ）の平均値を攻撃的ユーモア感知得点、遊戯的ユーモア感知を測定する4項目（ $\alpha=.85$ ）の平均値を遊戯的ユーモア感知得点として算出した。

**受け手の気分** 説得メッセージを読んだ直後の被験者の感情状態を測定するために、肯定的気分を測定する3項目（“楽しさ”、“爽快”、“陽気”）と否定的気分を測定する項目3項目（“イライラ”、“退屈”、“不愉快”）に対して7段階で評定を求めた（1～7点、得点が高いほど該当の気分を感じたことを示す）。肯定的気分を測定する項目（ $\alpha=.82$ ）の平均値を肯定的気分得点、否定的気分を測

定する項目 ( $\alpha=.75$ ) の平均値を否定的気分得点として算出した。

**メッセージ評価** メッセージ評価に関する4項目(“信頼できる”, “納得できる”, “適切である”, “わかりやすい”)に対して, 7段階で評定を求めた(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)。4項目 ( $\alpha=.77$ ) の平均値をメッセージ評価得点として算出した。

**送り手評価** メッセージの送り手評価に関する4項目(“親しみがもてる”, “信頼できる”, “好感がもてる”, “専門的である”)に対して, 7段階で評定を求めた(1~7点, 得点が高いほど該当の評価が高いことを示す)。牧野(1999b)にあわせ, 初めの3項目 ( $\alpha=.84$ ) の平均値を送り手の親しみやすさ得点, 最後の1項目の得点を送り手の専門性得点として算出した。

**受け手の思考** 説得メッセージを読んでいるときに被験者が何を考えていたかを知るために受け手の思考に関する4項目(“記事の内容に対して, 肯定的な考えが・・・”, “記事の主張に対する同意が・・・”, “記事の内容に対して, 否定的な考えが・・・”, “記事の主張に対する反論が・・・”)に対して, “全く浮かばなかった”(1点)から“非常に多く浮かんだ”(7点)までの7段階で評定を求めた。牧野(2000)にあわせ, 前者2項目 ( $\alpha=.87$ ) の平均値を肯定的思考得点, 後者2項目 ( $\alpha=.91$ ) の平均値を否定的思考得点として算出した。

**心理的リアクタンス** 説得メッセージを読んだ直後の被験者の心理的リアクタンスを測定するために, 心理的リアクタンスを測定する質問項目(“押しつけがましき”, “反発”)に対して, “全く感じなかった”(1点)から“非常に感じた”(7点)までの7段階で評定を求めた。2項目の平均値 ( $\alpha=.73$ ) を心理的リアクタンス得点として算出した。

**メッセージの理解** 説得メッセージの理解度を測定するために, 説得メッセージの内容について再認課題(真偽法)を行った。メッセージに関する再認課題を9項目, ユーモア刺激に関する再認課題を3項目設けた。すべての条件において, メッセージ(ユーモア刺激に関するものを除く)に関する再認課題に回答させたが, 遊戯的ユーモア条件では遊戯的ユーモア刺激に関する再認課題, 攻撃的ユーモア条件では攻撃的ユーモア刺激に関する再認課題にも併せて回答させた。正解の場合を1点, 不正解の場合を0点とした。なお, メッセージ(ユーモア刺激に関するものを除く)に関する再認課題の合計得点をメッセージ理解得点として算出した。

**自我関与** 説得メッセージに対して, 自分と関係があると認識している度合を測定する2項目(“記事の内容は, 自分にも直接問題が・・・”, “記事の内容は, 自分にも関係が・・・”,)に対して, “全くない”(1点)から“非常にある”(7点)までの7段階で評定を求めた。2項目の平均値 ( $\alpha=.64$ ) を自我関与得点として算出した。

**態度** 「大学の成績評価」に対する4つの態度項目に対して, “非常に反対である”(1点)から“非常に賛成である”(7点)の7段階で評定を求めた。牧野(1999b)にあわせ, “日本の大学では試験やレポートの回数が少ない”, “日本の大学では試験やレポートの評価が甘い”という「現在の日本の大学における成績評価の現状に対する賛否度」に関する2項目 ( $\alpha=.51$ ) の平均値を態度1得点として算出し, “日本の大学でも試験やレポートの回数をもっと多くするべきである”, “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るべきである”という「日本の大学における成績評価の厳格化に対する賛否論」に関する2項目 ( $\alpha=.87$ ) の平均値を態度2得点として算出した。

## 結 果

### 実験操作の有効性の検討

ユーモア感知得点、および種類別のユーモア感知得点を条件別にまとめたところ、Table 1 のとおりとなった。各得点に関して分散分析を行ったところ、いずれも条件の主効果がみられた（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の順に、 $F(2,105)=7.56, p<.001$ ;  $F(2,105)=13.36, p<.001$ ;  $F(2,105)=25.02, p<.001$ ）。まずユーモア感知得点に関しては、多重比較（Tukey 法、有意水準 5%、以下同様）の結果、遊戯的ユーモア条件が統制条件および攻撃的ユーモア条件と比べ、有意に高かったが、攻撃的ユーモア条件と統制条件との間に有意差はみられなかった。一方、攻撃的ユーモア感知得点に関する多重比較の結果、攻撃的ユーモア条件および遊戯的ユーモア条件が統制条件よりも有意に高く、攻撃的ユーモア条件と遊戯的ユーモア条件との間に有意差はみられなかった。また、遊戯的ユーモア感知得点に関する多重比較の結果、全条件間で有意差がみられ、遊戯的ユーモア条件がもっとも高く、次いで攻撃的ユーモア条件が高く、統制条件が最も低かった。

ユーモア感知得点に関しては攻撃的ユーモア条件と統制条件との間に有意差がなかったことと、攻撃的ユーモア感知得点に関して攻撃的ユーモア条件と遊戯的ユーモア条件の間に有意差が見られなかったことから、実験操作が完全に成功したとは言いがたい。しかし、遊戯的ユーモア条件は他 2 条件より遊戯的感知得点が高く、攻撃的ユーモア条件は統制条件と比べ攻撃的ユーモア感知得点が高かったことから、これらの 3 条件間に想定される差異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。

### 条件別にみた各変数の得点の差異

態度、媒介変数の得点を条件別にまとめたところ、Table 1 のとおりとなった。各変数について、1 要因 3 水準の分散分析を行ったところ、受け手の肯定的気分および受け手の否定的思考においてのみ条件の主効果がみられた。（ $F(2,105)=5.62, p<.01$ ;  $F(2,105)=3.13, p<.05$ ）。受け手の肯定的気分に関する多重比較の結果、遊戯的ユーモア条件、攻撃的ユーモア条件が統制条件より有意に高く、攻撃的ユーモア条件と遊戯的ユーモア条件との間に有意差は見られなかった。また、否定的思考に関する多重比較の結果、攻撃的ユーモア条件は遊戯的ユーモア条件より有意に高かったが、統制条件と攻撃的ユーモア条件との間、統制条件と遊戯的ユーモア条件との間に有意差は見られなかった。

### 各変数間の相互関連

説得に及ぼすユーモアの効果の生起機制を検討する際に使用する各変数間の相関係数を算出したところ、Table 2 のとおりとなった。まず、攻撃的ユーモア感知得点と遊戯的ユーモア感知得点の間には有意な正の相関がみられ、これらの 2 種類の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、遊戯的ユーモア感知は送り手の親しみやすさと有意な正の相関がみられた。受け手の肯定的気分と否定的気分の間には有意な負の相関がみられた。受け手の肯定的気分は、メッセージ評価、送り手の親しみやすさ、受け手の肯定的思考、態度 1、態度 2 と有意な正

Table 1 条件別にみた各変数の平均値 (SD)

	統制条件 ( <i>n</i> =35)	攻撃的ユーモア条件 ( <i>n</i> =37)	遊戯的ユーモア条件 ( <i>n</i> =36)
ユーモア感知	3.34 (0.88)	3.62 (0.96)	4.20 (1.00)
攻撃的ユーモア感知	3.15 (1.18)	4.44 (1.16)	4.38 (1.22)
遊戯的ユーモア感知	1.36 (0.48)	2.41 (1.14)	2.95 (1.09)
受け手の肯定的気分	1.68 (0.80)	2.38 (1.30)	2.57 (1.36)
受け手の否定的気分	2.82 (1.06)	2.77 (1.34)	2.40 (1.13)
メッセージ評価	4.71 (0.99)	4.63 (0.97)	4.60 (0.95)
送り手の親しみやすさ	3.57 (0.92)	3.66 (1.04)	4.10 (1.14)
送り手の専門性	3.86 (1.35)	3.57 (1.56)	3.67 (1.24)
受け手の肯定的思考	3.69 (1.44)	3.51 (1.49)	3.50 (1.39)
受け手の否定的思考	3.87 (1.53)	4.36 (1.57)	3.40 (1.82)
心理的リアクタンス	3.87 (1.64)	3.82 (1.29)	3.46 (1.89)
メッセージ理解	7.66 (1.37)	7.86 (1.16)	7.53 (1.56)
自我関与	5.21 (1.02)	5.03 (1.26)	5.14 (0.84)
態度1	4.93 (1.10)	4.69 (0.97)	4.86 (1.04)
態度2	3.79 (1.43)	3.46 (1.34)	3.97 (1.45)

の相関がみられた。受け手の否定的気分は、メッセージ評価、送り手の親しみやすさ、送り手の専門性、受け手の肯定的思考、自我関与、態度1、態度2と有意な負の相関がみられ、送り手の否定的思考、心理的リアクタンスとは有意な正の相関がみられた。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、送り手の肯定的思考、自我関与、態度1、態度2と有意な正の相関がみられ、受け手の否定的思考、心理的リアクタンスと有意な負の相関がみられた。また、送り手の専門性は、受け手の否定的思考、心理的リアクタンス、メッセージ理解と有意な負の相関がみられ、態度1とは有意な正の相関がみられた。受け手の肯定的思考は、受け手の否定的思考、心理的リアクタンスと有意な負の相関、自我関与、態度1、態度2とは有意な正の相関がみられた。受け手の否定的思考は、心理的リアクタンス、メッセージ理解と有意な正の相関、態度1、態度2とは有意な負の相関がみられた。また、心理的リアクタンスは、自我関与、態度1、態度2と有意な負の相関がみられた。メッセージ理解は、自我関与と正の相関がみられた。自我関与は、態度1、態度2との間に有意な正の相関がみられた。また、態度1と態度2の間に有意な正の相関がみられた。

#### ユーモア感知、媒介変数、態度との因果関係

牧野(1999b)では、媒介変数のうち受け手の否定的気分、肯定的気分は即時的反応と考えられるため第2水準に、メッセージ評価、送り手の親しみやすさ、送り手の専門性は遅延的反応と考えられるため第3水準に設定していた。これを参考にして、本研究でも変数を次の4つの水準に分けてパス解析を行った。第1水準には、攻撃的ユーモア感知と遊戯的ユーモア感知を、第2水準には、受け手の否定的気分と肯定的気分を、第3水準には、メッセージ評価、送り手の親しみやすさ、送り手の専門性、メッセージ理解、受け手の否定的思考、受け手の肯定的思考、心理的リアクタンスを、第4水準には態度1と態度2を設定した。まず、被験者全員を対象とし、自我関与を統制変数として第1水準に設定してパス解析を行った結果、Figure 1のとおりとなった。次に、自我関与の



Table 2 変数間の相関係数 (N=108)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1 攻撃的ユー-														
モア感知	.40 ***													
2 遊戯的ユー-														
モア感知	.24 *	.47 ***												
3 受け手の肯	.06	-.05	-.20 *											
定的気分	-.03	.00	.23 *	-.50 ***										
4 受け手の否	.02	.23 *	.44 ***	-.40 ***	.60 ***									
定的気分	-.08	.05	.07	-.22 *	.46 ***	.36 ***								
5 メッセージ評	.07	.07	.37 ***	-.39 ***	.51 ***	.36 ***	.13							
価	.14	-.12	-.15	.38 ***	-.52 ***	-.42 ***	-.30 **	-.38 ***						
6 送り手の親し	.12	-.05	-.14	.65 ***	-.59 ***	-.54 ***	-.32 ***	-.44 ***	.62 ***					
みやすさ	.16	-.08	.13	-.07	.03	.01	-.24 *	.01	.20 *	.07				
7 送り手の専門	.07	.09	.15	-.22 *	.40 ***	.43 ***	.14	.33 ***	-.18 †	-.26 **	.21 *			
性	-.10	.08	.28 **	-.24 *	.36 ***	.31 **	.20 *	.40 ***	-.39 ***	-.33 ***	-.12	.31 **		
8 受け手の肯	-.08	.02	.27 **	-.26 **	.30 **	.34 ***	-.07	.54 ***	-.23 *	-.39 ***	.11	.38 ***	.45 ***	
定的思考														
9 受け手の否														
定的思考														
10 心理的リアク														
タンス														
11 メッセージ理														
解														
12 自我関与														
13 態度1														
14 態度2														

注) \*\*\* $p < .001$ , \*  $p < .01$ , †  $p < .05$ , †  $p < .10$

調整要因としての働きを検討するため、自我関与は平均値（全被験者の  $M=5.13$ ）を基準として自我関与高群（ $n=54$ ）と自我関与低群（ $n=54$ ）に分けて分析を行った結果、Figure 2 のとおりとなった。なお、Figure 1, Figure 2 には、 $F$ 値が有意となった分析結果のうち、有意なパス（有意水準 5%）のみを示した。

被験者全員を対象としたパス解析では、遊戯的ユーモア感知から受け手の肯定的気分に対して正の影響力がみられ、攻撃的ユーモア感知からは受け手の否定的思考に正の影響力がみられた。また、受け手の肯定的気分から受け手の肯定的思考と送り手の親しみやすさに正の影響力がみられた。受け手の否定的気分からメッセージ評価、送り手の親しみやすさ、受け手の肯定的思考に負の影響力が、受け手の否定的思考、心理的リアクタンスに正の影響力がみられた。態度 2 に対しては、受け手の肯定的思考から正の影響力が、心理的リアクタンス、送り手の専門性から負の影響力がみられ

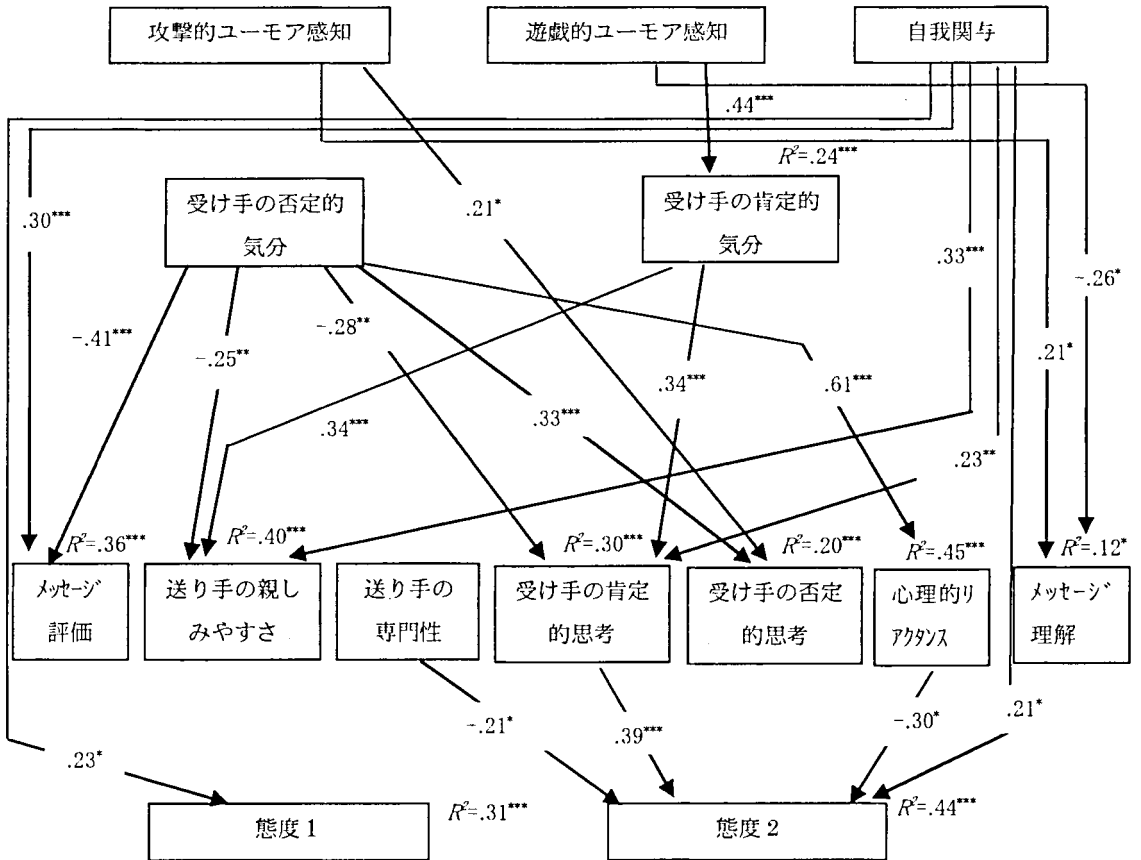


Figure 1 説得に及ぼすユーモアの効果に関する生起機制（全体）

注 1) 図中の数値は標準偏回帰係数および決定係数である。

注 2)  $***p < .001$ ,  $**p < .01$ ,  $*p < .05$

た。自我関与の得点で二分して分析した結果、自我関与高群、低群ともに、遊戯的ユーモア感知から受け手の肯定的気分に対して正の影響力がみられ、受け手の肯定的気分から受け手の肯定的思考と送り手の親しみやすさに正の影響力がみられた。また、受け手の否定的気分からメッセージ評価、送り手の親しみやすさ、受け手の肯定的思考に負の影響力が、受け手の否定的思考、心理的リアクタンスに正の影響力がみられた。しかし、自我関与高群では態度2に対して受け手の肯定的思考から正の影響力が、心理的リアクタンスから負の影響力がみられたものの、自我関与低群ではみられなかった。

## 考 察

### 新たに追加した媒介変数の動き

本研究の結果では、受け手の肯定的思考と心理的リアクタンスの2つの変数から態度2への影響

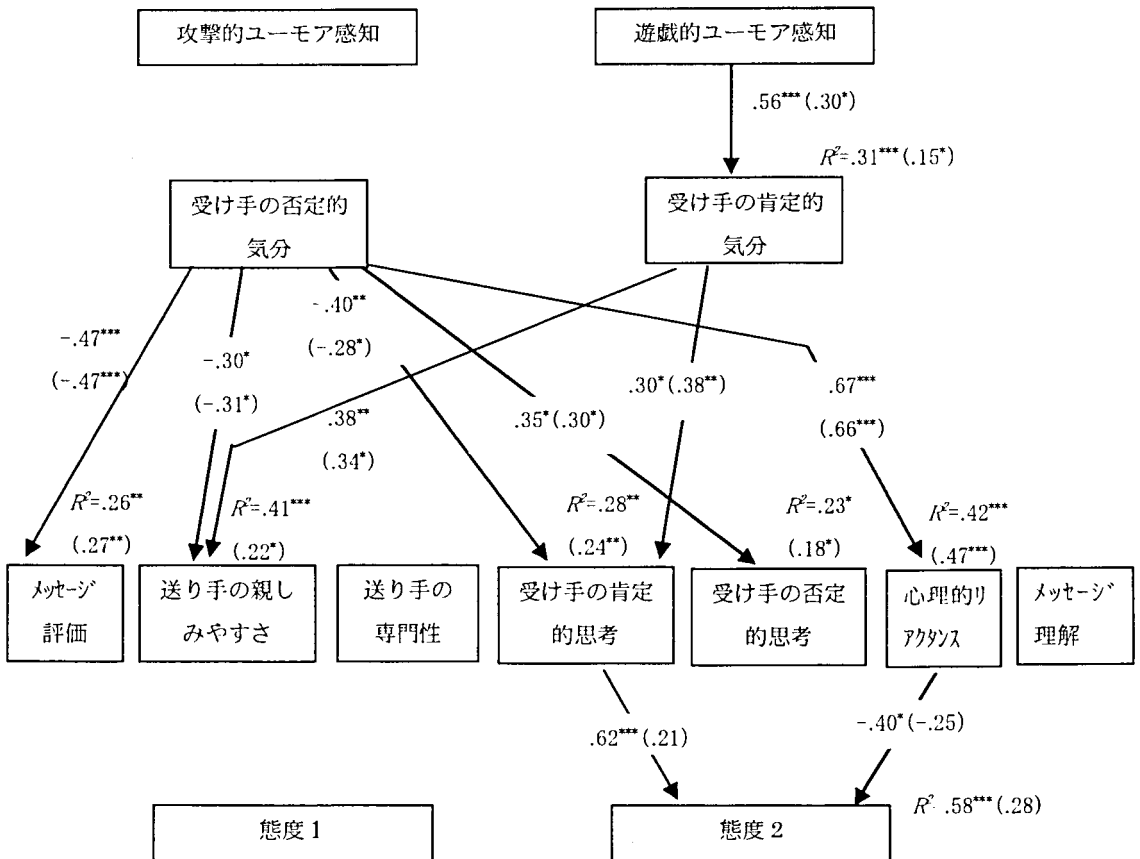


Figure 2 説得に及ぼすユーモアの効果に関する生起機制（自我関与高群・低群別分析）

注1) ( ) 外には自我関与高群, ( ) 内には自我関与低群における標準偏回帰係数, 決定係数を示した。

注2) \*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$

力が見られた。特に、受け手の肯定的思考に関しては、態度 2 への標準偏回帰係数が被験者全員を対象とした分析において.39、自我関与高群で.62 といずれも高く、また遊戯的ユーモアから態度 2 へつながるパスの媒介変数として働いていた。そのため、牧野（1999b）で扱われていた受け手の気分、送り手やメッセージに対する評価の変数よりも、受け手の思考が媒介変数としてより大きい影響力をもつことが示唆された。

まず、受け手の否定的思考についての仮説 1 に関して考察する。分散分析の結果、受け手の否定的思考得点は、遊戯的ユーモア条件が攻撃的ユーモア条件より有意に低くなった。そのため、本研究においても牧野（2000）においても、遊戯的ユーモア条件が受け手の否定的思考を抑制するという一貫した結果がみられた。しかし、生起機制を確認するために行ったパス解析の結果では、遊戯的ユーモア感知から受け手の否定的思考につながる有意なパスはみられず、さらに受け手の否定的思考から態度につながる有意なパスもみられなかった。そのため、仮説 1 は部分的にしか支持されなかった。

次に、心理的リアクタンスに関する仮説 2 について考察する。分散分析では、心理的リアクタンスには条件の主効果がみられず、牧野（2000）と一致しない結果となった。牧野（1999b）によれば、本研究で使用した説得メッセージは説得力が弱かった。一方、牧野（2000）で利用された説得メッセージは、本研究で利用した牧野（1999b）の説得メッセージの説得力を強化するため一部変更されていた。そのため、本研究では説得メッセージによって心理的リアクタンスはあまり生じず、牧野（2000）の結果と一致しなかったのかもしれない。一方、パス解析の結果において、2 種類のユーモア感知から心理的リアクタンスへの有意なパスはみられなかったものの、心理的リアクタンスから態度 2 へ有意な負のパスがみられた。よって、仮説 2 は部分的に支持された。

また、メッセージ理解に関しては、自我関与の程度で二分したパス解析において、メッセージ理解への有意なパス、メッセージ理解からの有意なパスいずれもみられなかった。この結果は、Weinberger & Campbell（1990-1991）や Wu et al.（1989）と一致しないものであった。ただし、本研究で利用した話題は「大学における成績評価」で、大学生である全被験者にとって比較的自我関与が高いものであった（ $M=5.13$ ）。また、メッセージ理解の得点も、全被験者の平均値が 7.69（1～9 点中）で、7 点以上が被験者の 87%を占めており、分布が高得点に偏っていた。そのため、先行研究と一致した結果とならなかったのかもしれない。

自我関与高群と低群とで分けてパス解析をした結果、自我関与高群では受け手の肯定的思考および心理的リアクタンスから態度 2 に対する有意な影響力が見られたものの、自我関与低群ではこれらの要因から態度 2 への有意な影響力がみられなかった。また、遊戯的ユーモア感知からの受け手の肯定的気分への影響力も、自我関与高群では.56 と高かったが、自我関与低群では.30 と比較的低かった。この結果より、説得に及ぼすユーモアの影響の媒介過程において、自我関与が調整要因として働くと解釈できる。

#### **ユーモアの種類の別に見た、説得に及ぼす効果**

分散分析の結果、2 つの態度いずれにおいても、条件の主効果はみられなかった。牧野（1999b）では、ユーモア刺激の種類（2）×ユーモア刺激の量（2）の分散分析の結果、交互作用がみられ、

本研究のユーモア刺激と同様に5刺激を挿入したユーモア多量条件において、遊戯的ユーモア条件が攻撃的ユーモア条件と比べ、態度1の得点が有意に高くなっていた。この点では本研究の結果と牧野(1999b)の結果は一致していない。しかし、牧野(1999b)において、説得あり統制条件と4つの実験条件間で、2種類の態度得点に有意差がみられなかった点は本研究の結果と同様の結果であった。また、本研究でのパス解析の結果、遊戯的ユーモアから肯定的気分、肯定的思考を介して態度2につながるパスはみられたが、攻撃的ユーモアから態度につながるパスはみられなかった。本研究の結果および牧野(1999b)の結果を踏まえると、遊戯的ユーモアに関しては、ユーモアを挿入することは態度変化に直接影響を及ぼすのではなく、媒介変数を介して間接的に説得を促進することが示唆される。これは、ユーモアが説得の媒介過程に促進的に働くというDuncan(1979)の考えと一致する。しかし、本研究では攻撃的ユーモアの説得に及ぼす効果はみられなかったため、ユーモアの種類によって効果が異なることが確認された。上野(1992)によると、攻撃的ユーモアに関しては、ユーモア喚起の効果の個人差が特に激しい。そのため、個人差の要因も考慮しつつ、攻撃的ユーモアの説得に及ぼす効果は検討すべきであろう。

### 今後の課題

牧野(1999b)において、攻撃的ユーモア感知、遊戯的ユーモア感知の各得点に関して、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、いずれにおいても種類の主効果がみられなかった。そのため、本研究では攻撃的ユーモア感知、遊戯的ユーモア感知を測定する項目を追加し、精度を上げたものの、攻撃的ユーモア感知得点に関して攻撃的ユーモア条件と遊戯的ユーモア条件との間に有意差が見られなかった。よって、ユーモア刺激の精度を高めることで、より精度の高い実験を行う必要があるであろう。

また、本研究では、新たに追加した変数のうち、肯定的思考についてはユーモアと態度の間の媒介変数として確認されたものの、他の変数についてはその働きについて確認されなかった。そのうち、自我関与に関しては、本研究で利用した話題が全被験者にとって関連の深いものであった点が問題として挙げられる。そのため、自我関与の程度を操作し、実験を行うことが必要であろう。

### 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.
- Duncan, C. P. 1979 Humor in advertising : A behavioral perspective. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 7, 285-306.
- Lammers, H. B., Leibowitz, L., Seymour, G. E., & Hennessey, J. E. 1983 Humor and cognitive responses to advertising stimuli: A trace consolidation approach. *Journal of Business Research*, 11, 173-185.
- 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, 86-102.

牧野幸志 1999b 説得に及ぼすユーモアの種類と量の効果 感情心理学研究, 6, 1-16.

牧野幸志 2000 心理的リアクタンスに及ぼすユーモアの効果 高松大学紀要, 34, 43-52.

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.

Weinberger, M. G., & Campbell, L. 1990-1991 The use and impact of humor in radio advertising. *Journal of Advertising Research*, 30, 6, 44-52.

Wu, B. T. W., Crocker, K. E., & Rogers, M. 1989 Humor and comparatives in ads for high and low involvement products. *Journalism Quarterly*, 66, 653-661.