

検閲効果に及ぼすリアクタンス傾向の影響

戸塚唯氏・大月義明・樋口匡貴・深田博己

The influence of trait-reactance on censorship effects

Tadashi Tozuka, Yoshiaki Otsuki,
Masataka Higuchi, & Hiromi Fukada

本研究は心理的リアクタンス理論 (Brehm,1966) の枠組を用いつつ, 被験者のリアクタンス傾向が検閲効果に及ぼす影響を, 場面想定法を用いて検討した。独立変数は, リアクタンス傾向 (高群, 低群) と自由の回復 (回復あり, 回復なし) であった。分散分析の結果, リアクタンス傾向要因, 自由の回復要因の主効果, 両要因の交互作用は見いだされなかった。次に個人内反応のレベルでより詳細に検討するために, リアクタンス傾向の下位概念を明らかにした上で, 3つの下位概念, 被験者の諸反応等を独立変数とする重回帰分析を行った。その結果, 下位概念の1つである反抗, および被験者の性, 検閲者に対する評価, メリット評価の変数が, 被験者の態度に有意な影響力を持っていることが明らかとなった。

キーワード: 検閲, リアクタンス尺度, 心理的リアクタンス理論, 説得, 態度変容

問題

説得的コミュニケーションと検閲

説得的コミュニケーションとは、「納得させながら, 他者の態度や行動を特定の方向へと変化させることを意図した言語的コミュニケーション」(深田, 1998) であり, 一般的には, 一定の態度的立場に立つ送り手が自己の立場の方向へと受け手の態度を唱導するコミュニケーションである。すなわち説得の送り手は, 自分の態度的立場の方向へ説得の受け手の態度を変化させようと試みる。このような説得的コミュニケーションに関する研究は数多くなされてきた (例えば, Petty & Cacioppo, 1986; Rogers, 1975)。

しかしながら, 説得的コミュニケーションは常に自由に行われるとは限らない。権力者等の意に添わない説得的コミュニケーションは, 妨害を受けることがある。例えば, 全体主義的国家の場合には, 国家体制の維持に不利益とみなされる情報やコミュニケーションへ国民が接触しないよう情報統制が行われるし, 破壊的カルト (狂信的で反社会的な宗教集団) は, 教団運営を妨害するような外部情報へ信者が接触することを禁じ, 都合の良い情報だけを呈示しようとする (西田, 1995)。このようにコミュニケーションをチェックし, 強制力を行使してコミュニケーションを抑制する行

為のことを検閲 (censorship) という (深田・戸塚・湯, 2001)。

コミュニケーションの検閲事態における当事者は、コミュニケーションの送り手、コミュニケーションの検閲者、コミュニケーションの潜在的受け手 (検閲がなかったらならば、コミュニケーションを受けられたはずの人物) の三者である。そして、典型的な検閲事態では、コミュニケーションの唱導方向 (すなわち送り手あるいはコミュニケーションの態度的立場) と検閲の圧力方向 (すなわち検閲者の態度的立場) とは相反する方向にある。

心理的リアクタンス理論と検閲

心理的リアクタンスとは、個人が特定の自由を侵害されたときに喚起される、自由回復を志向した動機的状态である (深田, 1996)。心理的リアクタンス理論 (Brehm, 1966; Brehm & Brehm, 1981) は、その生起過程についての理論であり、説得場面における受け手の態度変容への抵抗を説明する根拠を提供している。

コミュニケーションの検閲は、潜在的受け手がコミュニケーションに接触する自由を制限し、受け手がコミュニケーションの送り手と同じ態度的立場をとらずに検閲者と同じ態度的立場をとるように強制する。すなわち、検閲は送り手と同じ態度的立場をとる自由と検閲者と同じ態度をとらない自由を脅やかす。心理的リアクタンス理論から、検閲によるこうした受け手の態度の自由に対する侵害は、受け手に心理的リアクタンスを生じさせ、受け手の態度をコミュニケーションの唱導方向 (送り手の態度的立場の方向)、すなわち検閲の圧力方向と逆方向 (検閲者の態度的立場と逆方向) へと変化させると予想される。つまり、受け手は態度の自由を回復するために、態度を検閲者のそれとは逆方向へと変化させると予想される。

検閲効果に関する先行研究

心理的リアクタンス理論の枠組みから実施されたコミュニケーションにおける検閲効果の先行研究は、おおむね理論からの予測を支持するものであった。すなわち、Wicklund & Brehm (1967) は、検閲が受け手の態度を検閲者の態度的立場とは逆方向へ変化させることを発見し、Ashmore, Ramchandra, & Jones (1971) は、受け手の初期態度と一致するスピーチが検閲される場合でも、不一致なスピーチが検閲される場合でも、検閲が受け手の態度を検閲者の態度的立場とは逆方向へ変化させることを見いだした。また Worchel & Arnold (1973) は、検閲によって脅やかされた自由が回復しない場合には、検閲者の魅力に関わりなく、検閲者の態度的立場と逆方向の態度変化が受け手に生じ、検閲によって脅やかされた自由が回復された場合には、検閲者の魅力の影響が認められ、低魅力検閲者による検閲のみが検閲者の態度的立場と逆方向の態度変化を受け手に生じさせることを明らかにし、脅やかされた自由の回復という要因が検閲効果の規定因として重要な役割を果たすことを示唆した。続いて Worchel, Arnold, & Baker (1975) は、受け手が自分自身の初期態度とは反対の態度的立場のスピーチを魅力的でかつ専門家の検閲者によって検閲された条件以外の他の7条件では、いずれも、スピーチを聞きたいという欲求が増加しており、送り手の立場の方向への態度変化が生じていることを示した。さらに深田 (1977) は、検閲されたコミュニケーションと反対方

向の初期態度をもっていた受け手のみが、検閲によってコミュニケーションの唱導方向へ（検閲者の態度的立場と逆方向へ）態度を変化させることを明らかにし、また話題が重要であるという初期認知をもっていた受け手のみが同様の態度変化を示すことを報告した。

以上の先行研究を受ける形で、深田他（2001）は脳死に関するコミュニケーションにおいて、コミュニケーションの送り手を大学祭実行委員会の K 医大生、潜在的受け手を K 医大大学生、検閲者を K 医大大学当局と設定し、場面想定法を使用した実験を行った。そこでは検閲者勢力と自由回復の要因が操作された。その結果、条件間で態度得点に有意な差はなかったが、媒介変数として測定した自由への脅威に対する認知とコミュニケーターに対する評価の得点に関して有意差が見られた。すなわち、自由の回復がない場合の方が、自由回復がある場合よりも自由への脅威に対する認知が大きく、直接的あるいは間接的な自由回復がある場合の方が、自由の回復がない場合よりもコミュニケーターに対する評価が大きかった。この研究では、態度に対する検閲者の勢力や自由の回復要因の直接的な影響は見受けられなかったが、2つの媒介変数（自由への脅威に対する認知とコミュニケーターに対する認知）に対する自由の回復要因の影響が見いだされ、部分的にリアクタンズ理論からの予測が支持された。

リアクタンズ傾向尺度

心理的リアクタンズとは、個人が特定の自由を侵害されたときに喚起される、自由回復を志向した動機的状态である（深田、1996）。この心理的リアクタンズの傾向には個人差があると考えられており、それを測定するための尺度が数種類提案されている。最初のリアクタンズ尺度は Merz (1983) によって作成されている。この尺度は 18 項目（ドイツ語）からなり、因子分析の結果、4 因子解が採用されている（累積寄与率 53%）。この Merz 尺度の英語版を Tucker & Byers (1987) と Hong & Ostini (1989) が作成しているが、前者は因子分析における累積寄与率が低いことを、後者は妥当性や信頼性が低いことを報告している。このような結果を受けて、Hong & Page (1989) は、Merz 尺度に手を加え、14 項目からなる Hong 尺度を作成した（4 因子解、累積寄与率 53%）。Hong 尺度は、Hong (1992) による追試でも高い累積寄与率（55%、4 因子解）が報告されているが、さらに Hong & Faedda (1996) は Hong 尺度の項目を精選し、11 項目からなる修正 Hong 尺度を提案している（累積寄与率 61%、4 因子解）。

一方、Merz 尺度、Hong 尺度の日本語版も作成されている。Merz 尺度の日本語版に関しては今城 (1991、累積寄与率 30%、2 因子解) や今城 (2000、累積寄与率 51%、4 因子解) の研究が存在する。なお今城 (1993) は Merz 尺度に手を加えた、28 項目からなる尺度をも検討している（累積寄与率 36%、4 因子解）。また Hong 尺度の日本語版に関しては今城 (1999a、累積寄与率 54%、3 因子解) や小口・岡田 (1999、累積寄与率 53%、3 因子解) の研究が存在する。今城 (1999a) は抽出された 3 つの因子に、それぞれ「自由への情動反応」「承諾へのリアクタンズ」「他者からの影響への抵抗」と命名しており、小口・岡田 (1999) は「働きかけへの反発」「選択の自由」「反同調」と命名している。

さらに、Merz-Hong 尺度とは起源を異にする臨床リアクタンズ尺度も存在する（Therapeutic

reactance scale: Dowd, Milne, & Wise, 1991)。この尺度は臨床的な視点を重視して作成された尺度であり、28 項目からなる（累積寄与率 26%、2 因子解、因子間相関.37）。なお、この尺度の日本語版が今城（1999b）によって作成されている（累積寄与率 33%、3 因子解）。

本研究の目的

Wicklund & Brehm（1967）をはじめとする西洋の研究は、検閲事態において、コミュニケーションの潜在的受け手の態度が、検閲者の態度的立場と逆方向に変容すること（検閲効果）を明らかにしている。しかしながら、日本での研究では、検閲効果を明確に支持するような結果は得られていない（例えば、深田, 1977；深田他, 2001）。このような研究結果の差異の原因としては、西洋人と日本人のリアクタンス傾向の差異が考えられる。すなわち、個人主義的な西洋人と、集団主義的な日本人では、「自分に許された自由の大きさ（自分が享受できる自由の範囲）」の認知が異なっていると予想され（西洋人の方が大きいと予想される）、自分の自由を侵害するような外的刺激に対して、日本人よりも西洋人の方がより敏感に反応する（すなわちリアクタンス傾向が高い）と予想される。そしてこのようなリアクタンス傾向の差異が、西洋と日本の研究結果の違いを生み出している可能性が大きい¹⁾。

そこで本研究では、比較的高い累積寄与率が報告されており、かつ日本でも研究が進んでいる Hong 尺度（今城, 1999a による日本語版）を採り上げ、リアクタンス傾向が検閲効果にもたらす影響を検討することを目的とする。分析 1 では、「リアクタンス傾向要因」と、Worchel & Arnold（1973）から検閲効果の重要な規定因と示唆された「自由の回復要因」を独立変数として実験的な検討を行う。自由の回復要因は Worchel & Arnold（1973）と同様に、回復ありと回復なしの 2 水準で操作する。なお、低リアクタンス傾向群よりも高リアクタンス傾向群の方が、また回復あり条件よりも回復なし条件の方が、検閲効果が大きくなる（すなわち受け手の態度が、検閲者の態度的立場と逆方向により大きく変容する）と仮定される。

また分析 2 では、リアクタンス尺度の下位概念を明らかにした上で、個人内反応のレベルで独立行政法人化に対する態度に及ぼす要因と、その影響力を探索的に検討する。

方法

実験計画と被験者

実験計画 リアクタンス傾向（高、低）と自由回復（回復あり、回復なし）の 2 変数を独立変数として 2×2 の 4 条件を設けた。なお独立変数は 2 つとも被験者間要因であった。従属変数の測定には事後測定計画（after-only design）を用いた。

被験者 被験者は広島県内の大学生 155 名であった。これらのうち、回答に不備のあったものと、

1) 参考までに、西洋（オーストラリア）と日本の研究における Hong リアクタンス尺度の平均得点（全項目の合計を、項目数で割った得点）を記しておく（これらの研究には、項目ごとの平均得点、あるいは全項目の合計点のみしか掲載されていなかったため、平均得点は当方で計算した）。Hong & Page（1989）、 $M = 3.18$ ；Hong（1992）、 $M = 3.22$ ；今城（1999）、 $M = 2.87$ ；小口・岡田（1999）、 $M = 2.80$ 。なお、これらの研究は全て 5 段階尺度で、得点化の方向も同じであったが、小口・岡田（1999）だけは 0 点～4 点を使用していたため（他は全て 1 点～5 点）、これは 1 点～5 点に換算した。

自由回復要因の操作が失敗していた被験者を除いた結果、分析対象者は 140 名（男性 61 名、女性 79 名）となった。

実験手続きと実験材料

実験手続き 実験は「国立大学の独立行政法人化に関する大学生の意識調査」という名目で個別に行った。まず被験者には 2 種類の小冊子（回復あり条件、回復なし条件）のいずれかを無作為に配布し、小冊子の表紙で教示を行った。次に刺激文を読ませ、最後に質問紙に回答させた。小冊子は A4 上質紙 7 枚（片面印刷）からなり、1 ページ目は表紙、2～3 ページは刺激文（国立大学の独立行政法人化についての基本的な記述と、自由回復要因の操作のための文章から成る）、4～7 ページは質問紙であった。

実験材料 刺激文の内容は国立大学の独立行政法人化に関するもので、どちらの小冊子でも刺激文の冒頭で、「独立行政法人化についての基本的な情報と、独立行政法人化のメリット・デメリットの情報」が呈示された（約 1600 字）。その後、「国立 T 大学で起こった、国立大学を独立行政法人化すべきだとする趣旨の講演会（学生団体が主催）を大学当局が検閲した事件」を紹介し（約 300 字）、最後にこの事件に関する学生団体の対応の記述で自由回復要因を操作した（約 100 字）。すなわち、回復あり条件では検閲があったにもかかわらず、講演会は開催されたとし、回復なし条件では講演会は中止されたとした。なお、本研究では場面想定法を使用した。

従属変数

従属変数は、自由回復認知（1 項目：講演会を強行した、講演会は中止されたの 2 択）、自由への脅威に対する認知（1 項目：全く押し付けようとしていない 1 点～非常に押し付けようとしていると思う 5 点）、心理的反発（1 項目：全く反発を感じない 1 点～非常に反発を感じる 5 点）、検閲者に対する評価（1 項目：全く好感の持てない 1 点～非常に好感の持てる 5 点）、検閲に対する評価（1 項目：全く反対 1 点～非常に賛成 5 点）、コミュニケーターに対する評価（1 項目：全く好感の持てない 1 点～非常に好感の持てる 5 点）、講演会に対する評価（1 項目：全く反対 1 点～非常に賛成 5 点）、国立大学を独立行政法人化することについてのメリット評価（1 項目：以下ではメリット評価と略記する：デメリットが大きい 1 点～メリットが大きい 5 点）、国立大学の独立行政法人化に対する態度（1 項目：全く反対 1 点～非常に賛成 5 点）、Hong リアクタンス尺度（14 項目：今城、1999a による日本語版を使用：全く当てはまらない 1 点～非常に良く当てはまる 5 点）であった。

結果

実験操作要因の効果についての検討（分析 1）

リアクタンス傾向要因について リアクタンス傾向要因は、リアクタンス傾向得点（ $\alpha = .80, M = 2.67, SD = 0.35, Me = 2.71$ ）の高低で事後的に分割した（リアクタンス傾向得点とは、リアクタンス尺度の全項目の合計を、項目数で割った得点である）。つまり、リアクタンス傾向得点において中央

値を超える得点をとった被験者を高リアクタンス傾向群 ($M = 3.18, SD = 0.36$), 中央値を下回る得点をとった者を低リアクタンス傾向群 ($M = 2.24, SD = 0.26$) とした (中央値の被験者は除外)。その結果, 高リアクタンス傾向・回復あり条件の被験者は 38 名 (男性 17 名, 女性 21 名), 高リアクタンス傾向・回復なし条件は 32 名 (男性 12 名, 女性 20 名), 低リアクタンス傾向・回復あり条件は 31 名 (男性 13 名, 女性 18 名), 低リアクタンス傾向・回復なし条件は 30 名 (男性 14 名, 女性 16 名) となった。次に, 各条件の被験者数と男女比を揃えるために, 各条件に振り分けられた被験者を無作為に除外していったところ, 各条件とも 24 名 (男性 12 名, 女性 12 名: 計 96 名) となり, 分析 1 ではこの 96 名を分析対象者とした。

態度に対する実験要因の効果 独立行政法人化に対する態度得点 (表 1 を参照) を従属変数として 2 要因の分散分析を行ったところ, リアクタンス傾向の主効果 ($F(1,92) = 1.50, n.s.$), 自由回復の主効果 ($F(1,92) = 0.17, n.s.$) は見いだされなかった。すなわち高リアクタンス傾向条件 ($M = 2.90, SD = 0.91$) と低リアクタンス傾向条件 ($M = 2.92, SD = 1.07$) の間に有意差はなく, 回復あり条件 ($M = 3.04, SD = 1.05$) と回復なし条件 ($M = 2.77, SD = 0.91$) の間に有意差はなかった。また両要因の交互作用 ($F(1,92) = 0.46, n.s.$) は見いだされなかった。

受け手の諸反応に対する実験要因の効果 自由への脅威に対する認知, 心理的反発, 検閲者に対する評価, 検閲に対する評価, コミュニケーターに対する評価, 講演会に対する評価, メリット評価のそれぞれ (表 1 を参照) を従属変数として 2 要因の分散分析を行ったところ, いずれの従属変数でもリアクタンス傾向の主効果, 自由回復の主効果, および両要因の交互作用は見いだされなかった。

話題に対する態度に影響を及ぼす要因についての相関的検討 (分析 2)

次に, リアクタンス傾向の下位概念を明らかにした上で, リアクタンス傾向が態度に及ぼす要因を, 個人内反応のレベルでより詳細に検討する。分析 2 における分析対象者は, 当初の (つまり分析 1 で一部の被験者を除外する前の) 140 名である。

表 1 各従属変数の平均値 (標準偏差)

リアクタンス傾向 自由の回復	高		低	
	回復あり	回復なし	回復あり	回復なし
自由への脅威認知	4.04 (0.81)	4.08 (0.83)	4.08 (0.97)	4.00 (0.98)
心理的反発	3.63 (0.82)	3.54 (0.88)	3.63 (1.06)	3.71 (0.81)
検閲者に対する評価	2.21 (0.66)	2.25 (0.68)	2.50 (0.93)	2.33 (0.70)
検閲に対する評価	2.21 (0.83)	2.42 (0.83)	2.38 (1.06)	2.50 (0.83)
コミュニケーターに対する評価	3.25 (0.74)	3.08 (0.72)	3.04 (1.12)	2.96 (0.55)
講演会に対する評価	3.63 (0.71)	3.54 (0.78)	3.38 (1.01)	3.42 (1.06)
メリット評価	2.71 (0.81)	2.71 (0.91)	3.04 (1.04)	2.88 (0.90)
独立行政法人化に対する態度	2.92 (0.93)	2.88 (0.90)	3.17 (1.17)	2.67 (0.92)

注) $N = 96$

表2 リアクタンス尺度の因子負荷行列

項目	因子負荷量			共通性
	因子1	因子2	因子3	
11 助言や勧告をされると、それと全く逆の行動をすることになってしまう。	.81	-.03	.10	.67
8 規則というものがあると、反抗心がムラムラとわいてくる。	.81	.21	-.08	.70
10 人の意見に逆らうのは気分がいい。	.73	.13	.05	.55
13 あることをむりやりさせられそうになると、その逆のことをしたくなる。	.64	.06	.32	.52
9 あることを禁じられると、「それこそ自分のやろうとしているものだ」と思うことがよくある。	.60	.21	-.22	.45
6 助言というのは押しつけだと思う。	.51	-.08	.26	.33
4 人が社会の基準や規範に従わされているのを目にするとがっかりする。	.47	.36	.06	.35
7 人が自分にあれこれさせようとしたら逆らう。	.44	.35	.30	.41
3 選択の自由を制限されるとムカッとする。	.09	.81	.03	.67
2 ものごとを自分なりに自由に決められないと欲求不満に陥る。	.00	.79	.11	.63
5 人のいいなりになることを考えるとしゃくにさわる。	.10	.70	.14	.52
1 自分の自由な意志で行動しているときだけ、満ち足りた気持ちができる。	.18	.64	-.04	.44
12 見習うべき手本としてほかの人を引き合いに出されると、ムカッとする。	.06	.03	.76	.59
14 言われなくてもわかっていることを、人から指摘されるといらいらする。	.08	.17	.74	.59
因子寄与	3.34	2.56	1.50	7.40
寄与率(%)	23.83	18.28	10.72	52.83

注) N=140

表3 変数間の相関マトリックス

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
平均値	2.06	3.22	3.45	1.48	1.56	3.97	3.53	2.34	2.49	3.09	3.51	2.78	2.89
標準偏差	0.66	0.81	0.81	0.50	0.50	0.97	0.94	0.75	0.94	0.83	0.90	0.91	0.97
1 反抗													
2 選択の自由		.27 *											
3 諫言への反発		.19 *	.18 *										
4 自由回復		.00	-.07	.08									
5 性		-.06	.03	.11	-.05								
6 自由への脅威認知		.11	.03	.04	.06	.09							
7 心理的反発		.14 †	.21 *	.04	.06	.01	.42 *						
8 検閲者に対する評価		-.18 *	-.08	-.05	-.07	-.05	-.30 *	-.46 *					
9 検閲に対する評価		-.17 *	-.15 †	.01	-.02	-.03	-.27 *	-.60 *	.49 *				
10 コミュニケーターに対する評価		.20 *	.19 *	-.05	-.08	.07	.19 *	.24 *	-.26 *	-.31 *			
11 講演会に対する評価		.21 *	.20 *	.05	.05	.00	.18 *	.35 *	-.22 *	-.36 *	.49 *		
12 メリット評価		.10	.01	-.07	.04	-.10	.03	.11	-.13	-.14 †	.19 *	.27 *	
13 独立行政法人化に対する態度		.21 *	.05	-.06	-.01	-.21 *	.03	.15 †	-.25 *	-.16 †	.25 *	.30 *	.70 *

注) † $p < 0.10$, * $p < 0.5$

注) 自由回復の変数については、自由回復あり条件に1を、自由回復なし条件に2を与えて、ダミー変数とした。

注) 性の変数については、男性に1を、女性に2を与えて、ダミー変数とした。

注) N = 140

リアクタンス尺度の因子分析 まずリアクタンス傾向の下位概念を明らかにするために、リアクタンス尺度 14 項目について因子分析（主成分法、バリマックス回転）を行い、もっとも解釈しやすい 3 因子解を採用した（表 2 を参照）。第 1 因子には他者に対する反抗の概念が関係しているので、「反抗因子」と、第 2 因子には選択の自由の概念が関係しているので「選択の自由因子」と、第 3 因子には他者からの諫言への反発の概念が関係しているので「諫言への反発因子」と名づけた。

相関係数の検討 次に重回帰分析において、相関の高い変数を同時に独立変数として使用することを避けるために、各変数間の相関係数を算出した（表 3 を参照）。なお、反抗、選択の自由、諫言への反発の変数は、上述の因子分析における各因子に負荷量の高い（.50 以上）の項目の得点平均である。独立変数間で著しく高い相関を持つ変数は存在しなかった。

態度に及ぼす要因の効果についての検討 表 3 の 1～12 の変数を独立変数として、独立行政法人化に対する態度を従属変数とする重回帰分析（ステップワイズ方式）を行った。その結果、重決定係数（ R^2 ）は .55 で、0.1%水準で有意であり、反抗（ $\beta = .12$ ）、性（ $\beta = -.14$ ）、検閲者に対する評価（ $\beta = -.14$ ）、メリット評価（ $\beta = .66$ ）の独立変数が、従属変数に有意（ $p < .05$ ）に大きい影響力を持っていることが明らかとなった。すなわち、反抗やメリット評価の得点が高いほど、検閲者に対する評価が低いほど、また男性よりも女性の方が独立行政法人化に対する態度は肯定的になることができる。その他の独立変数は有意ではなかった。

考察

本研究の目的は、リアクタンス傾向が検閲効果に与える影響を検討することであった。分析 1 では、リアクタンス傾向と自由の回復方法を独立変数に分散分析を行い、分析 2 では、リアクタンス傾向の下位概念と受け手の諸認知等を独立変数に重回帰分析を行った。

実験操作要因の効果についての検討（分析 1）

本研究における、高リアクタンス傾向群のリアクタンス傾向得点は、 $M = 3.11$ であり、西洋人（Hong & Page, 1989 では、リアクタンス傾向得点 $M = 3.18$ 、当方の計算による）ときわめて近い水準であったが、独立行政法人化に対する態度や受け手の諸反応に対するリアクタンス傾向要因、自由回復要因の効果は全く見られなかった。これは、本研究が、被験者に「検閲を受けて、自由を侵害された大学生についての記述」を読ませるという場面想定法を用いていたため、被験者自身に「自分の自由が侵害された」という認識が生じにくかったことが原因かもしれない。実際、被験者の自由への脅威認知得点や心理的リアクタンス得点は大きくなかった²⁾。そして生じた心理的リアクタンスが小さく、それによって生じた検閲効果の総量も小さかったために、分析 1 ではリアクタンス傾向

2) 分析 1（ $N = 96$ ）における自由への脅威認知得点は、 $M = 1.47$ 、 $SD = 0.50$ （1 点に相当する回答段階のラベルは「全く押し付けようとしていない」、2 点は「どちらかといえば押し付けようとしていない」と思わない）であり、非常に低かった。また心理的反発得点も、 $M = 3.54$ 、 $SD = 0.94$ と（3 点に相当する回答段階のラベルは「どちらともいえない」、4 点は「どちらかといえばそう感じる」）、あまり大きくなかった。

要因や自由回復要因の効果が見いだされなかったものと考えられる。

話題に対する態度に影響を及ぼす要因についての相関的検討（分析2）

リアクタンス尺度の因子分析 Hong リアクタンス尺度の因子分析の結果、今城（1999a）や小口・岡田（1999）と同じ3因子解が得られ、累積寄与率も十分大きかった。Hong & Page（1989）をはじめとする西洋の研究では4因子解が採用されているが、日本では3因子解が適当である可能性が大きい。しかし、本研究と今城（1999a）、小口・岡田（1999）の因子構造は必ずしも類似しておらず、その原因の究明が急がれる。あるいは男性と女性では因子構造が異なり、それが研究結果の混乱を招いているのかもしれない。本研究では被験者数の少なさから、男女別の因子分析は行えないと判断したが、今後は様々な視点からリアクタンス傾向の下位概念を研究していく必要があるだろう。

態度に及ぼす要因の効果についての検討 重回帰分析の結果、反抗、メリット評価、検閲者に対する評価、性の独立変数が有意な影響力を持っていることが明らかになった。すなわち、反抗やメリット評価の得点が高いほど、検閲者に対する評価が低いほど、また男性よりも女性の方が独立行政法人化に対する態度は肯定的だといえることができる。リアクタンス傾向尺度の下位概念である「反抗」が態度に影響力を持っていたことから、リアクタンス傾向の大小によって検閲効果が異なることが示唆された。しかしその標準偏回帰係数は、メリット評価のそれと比べると相対的に小さいものであり、本研究では被験者はおもに独立行政法人化のメリット・デメリットの評価を中心に態度を決定したと考えられる。

しかしながら、被験者が実際に、「検閲されたコミュニケーションの潜在的受け手」になるよう設定された実験条件の場合には、リアクタンス傾向が検閲効果に及ぼす影響力は非常に大きいものになる可能性がある。今後はディセプションなどを用いて、被験者を実際に「検閲場面における潜在的な受け手」の立場に立たせるような実験場面を設定し、リアクタンス傾向が検閲効果に及ぼす影響を、再度検討していく必要があるだろう。

引用文献

- Ashmore, R. D., Ramchandra, V., & Jones, R. A. 1971 Censorship as an attitude change induction. In R. A. Wicklund 1974 *Freedom and reactance*. New York: John Wiley & Sons. Pp.32-33.
- Brehm, J. W. 1966 *A theory of psychological reactance*. New York: Academic Press.
- Brehm, S. S., & Brehm, J. W. 1981 *Psychological reactance: A theory of freedom and control*. New York: Academic Press.
- Dowd, E. T., Milne, C. R., & Wise, S. L. 1991 The therapeutic reactance scale: A measure of psychological reactance. *Journal of Counseling and Development*, 69, 541-545.
- 深田博己 1977 コミュニケーションの検閲と心理的反発による態度変容 広島大学教育学部紀要 第一部, 26, 259-269.
- 深田博己 1996 心理的リアクタンス理論 (1) 広島大学教育学部紀要 第一部 (心理学), 45, 35-44.
- 深田博己 1998 インターパーソナル・コミュニケーション - 対人コミュニケーションの心理学 -

北大路書房

- 深田博己・戸塚唯氏・湯 永隆 2001 態度変容に及ぼす検閲の効果 広島大学教育学研究科紀要 第三部 (教育人間科学関連領域), **50**, 印刷中
- Hong, S. -M. 1992 Hong's psychological reactance scale: A further factor analytic validation. *Psychological Reports*, **70**, 512-514.
- Hong, S. -M., & Faedda, S. 1996 Refinement of the Hong psychological reactance scale. *Educational and Psychological Measurement*, **56**, 173-182.
- Hong, S. -M., & Ostini, R. 1989 Further evaluation of Merz's Psychological Reactance Scale. *Psychological Reports*, **64**, 707-710.
- Hong, S. -M., & Page, S. 1989 A psychological reactance scale: Development, factor structure and reliability. *Psychological Reports*, **64**, 1323-1326.
- 今城周造 1991 心理的リアクタンス尺度の検討 (1) 日本心理学会第 55 回大会発表論文集, 729.
- 今城周造 1993 心理的リアクタンス尺度の検討 (2) 日本教育心理学会第 35 回総会発表論文集, 502.
- 今城周造 1999a Hong リアクタンス尺度と臨床リアクタンス尺度の比較 (1) a : Hong 尺度日本語版の因子構造 日本心理学会第 63 回大会発表論文集, 64.
- 今城周造 1999b Hong リアクタンス尺度と臨床リアクタンス尺度の比較 (1) b : 臨床リアクタンス尺度 (TRS) 日本語版の因子構造 日本社会心理学会第 40 回大会発表論文集, 190-191.
- 今城周造 2000 Merz リアクタンス尺度日本語版の作成 北海道教育大学紀要 (教育学科編), **50**, 29-34.
- Merz, J. 1983 Fragebogen zur messung der psychologischen reaktanz. *Diagnostica*, **29**, 75-82.
- 西田公昭 1995 マインド・コントロールとは何か 紀伊國屋書店
- 小口孝司・岡田尚子 1999 リアクタンスの 3 次元 - 「私」の・「好き」・「勝手」 - 昭和女子大学生活心理研究所紀要, **2**, 14-31.
- Petty, R. E., & Cacioppo, J. T. 1986 The elaboration likelihood model of persuasion. In L. Berkowitz(Ed.), *Advances in experimental social psychology*. Vol.19, New York: Academic Press. Pp.123-205.
- Rogers,W.R. 1975 A protection motivation theory of fear appeals and attitude change. *Journal of Psychology*, **91**, 93-114.
- Tuker, R. K., & Byers, P. Y. 1987 Factorial validity of Merz's psychological reactance scale. *Psychological Reports*, **61**, 811-815.
- Wicklund, R. A., & Brehm, J. W. 1967 Effects of censorship on attitude change and desire to hear a communication. In R. A. Wicklund 1974 *Freedom and reactance*. New York: Jone Wiley & Sons. Pp.31-32.
- Worchel, S., & Arnold, S. E. 1973 The effects of censorship and attractiveness of the censor on attitude change. *Journal of Experimental Social Psychology*, **9**, 365-377.
- Worchel, S., Arnold, S., & Baker, M. 1975 The effects of censorship on attitude change: The influence of censor and communication characteristics. *Journal of Applied Social Psychology*, **5**, 227-239.