

小・中学生の反発に及ぼす教師あるいは同級生の言語的脅威の効果

深田 博己・木村 堅一・牧野 幸志

(1998年9月30日受理)

Effects of verbal threats from teachers or classmates on reactance
among elementary school and junior high school students

Hiromi Fukada, Kenichi Kimura and Koshi Makino

The present study was designed to investigate the effects of verbal threats from teachers or classmates on psychological reactance among elementary school and junior high school students. Three independent variables were used: persons who express verbal threat (teachers and classmates), students' grades (fourth, sixth, and eighth grades) and their gender (male and female). A $2 \times 3 \times 2$ factorial design was used, and 168 students participated as subjects. Three types of negative response to verbal threats (affective, verbal, and behavioral reactance) were measured as dependent variables. The main results were as follows: Verbal threat from teachers produced greater behavioral reactance as students were in higher grades. Under the conditions of verbal threat from classmates, the relationship between grades and behavioral reactance was U shaped, that is, the fourth grader and the eighth grader reported more behavioral reactance than the sixth grader did.

Key words: psychological reactance, teacher, classmate, verbal threat, grade, gender.

問 題

個人の態度あるいは行動の自由を脅やかす強制や禁止といった言語的脅威が、その個人の反応にどのような影響を及ぼしうるのか、という問題に関して心理的リアクタンス理論(Brehm, 1966: Brehm & Brehm, 1981; Wicklund, 1974)の枠組から一連の研究が実施されてきた。これらの研究の大部分は、家庭における母親と子どもの言語的コミュニケーション場面を扱っており、母親の言語的脅威が子どもの反発反応(心理的リアクタンス)に及ぼす影響の規定因を探るものであった(深田, 1983, 1986 a, 1986 b, 1990, 1994; 深田・坪田・周, 1993; 深田・植田, 1993; 坪田・深田・周, 1992)。これに対して、学校における教師と子どもの言語的コミュニケーション場面を扱い、教師の言語的脅威が子どもの反発反応に及ぼす影響を検討しようと試みた研究が存在する(深田・木村, 1996;

深田・木村・牧野, 1997; 深田・植田, 1991)。

母親の言語的脅威が子どもの反発反応に及ぼす効果は、子どもの年齢発達(学年)によって変化することが報告されてきた。小学2年生から小学4年生にかけて反発が減少することを示す結果(深田, 1983)と増加することを示す結果(深田, 1994)が併存しているものの、小学4年生以上では学年と共に反発が単調増加するという一貫した結果が得られている(深田, 1983, 1986 b, 1994; 深田他, 1993; 坪田他, 1992)。また、母親の言語的脅威が子どもの反発反応に及ぼす効果に関する性差については、男子の方が女子よりも反発が大きいという結果(深田他, 1993; 坪田他, 1992)と、性差が存在しないという結果(深田, 1986 a, 1994; 深田・植田, 1993)の両方が報告されている。しかし、性要因の主効果のみならなかった後者の3研究でも、性要因は他要因との交互作用を生じさせていることが指摘されている。

教師の言語的脅威が子どもの反発反応に及ぼす効果を検討した深田・木村(1996)と深田他(1997)は、小学4年生、6年生、中学2年生を被験者とし、子どもの学年要因と性要因に加えて、前者は脅威の方向要因(脅威と初期態度の一致・不一致)、後者は脅威の正当性要因の効果を検討した。学年要因の効果と性要因の効果について注目すると、深田・木村(1996)では、学年上昇と共に感情的反発、言語的反発、行動的反発のすべてが増加することが明らかとなった。しかし、性差は全く認められなかった。他方、深田他(1997)では、学年の効果はあまり明瞭に出現せず、感情的反発のみが学年の上昇と共に増加していた。そして、性要因の効果は、深田・木村(1996)の結果と同様に認められなかった。

ところで、井上(1992)によると、幼児期から児童期前期の子どもの行動や判断の準拠対象は親や教師であるが、子どもの年齢発達と共に準拠対象が仲間や友人に移行し、児童中期から青年期前期にかけての子どもの社会的行動に対して仲間集団の規範や同調への圧力が大きな影響力をもつ。そして、実際に、仲間集団、教師集団、母親集団からの圧力が小学2年生から高校2年生までの児童・青年の同調に及ぼす効果を検討した藤原(1976)は、次のような結果を報告している。仲間集団の圧力による同調は、児童期前期から児童中期にかけて増加し、その後青年期にかけて減少する、という2次の曲線関係を示す。教師集団の圧力による同調は、児童期前期から児童中期にかけて増加し、その後青年期前期にかけて減少し、さらに青年期中期にかけて増加するという3次の曲線関係を示す。母親集団の圧力による同調は、児童期前期から青年期中期にかけて減少する、という直線関係を示す。

これらの研究から、脅威者が仲間であるか、教師であるか、あるいは母親であるかによって、言語的脅威に対する子どもの反発反応が異なり、しかも脅威者による影響の違いが子どもの年齢発達と共に変化すると考えられる。したがって、脅威者の種類が言語的脅威に対する受け手の反発反応に及ぼす効果を検討する必要がある。学校におけるコミュニケーション場面を取り上げる場合には、脅威者として教師と仲間(同級生)を設定するのが自然であろう。また、先行研究(深田・木村, 1996; 深田他, 1997)との比較可能な形で研究を進めるために、子どもの学年(小学4年生、6年生、中学2年生)と性の要因を統一するもの1つの方法であろう。

本研究は、学校における言語的コミュニケーション場面を取り上げ、教師あるいは同級生を脅威者として設定し、脅威者の違いが子どもの反発反応に及ぼす影

響について、子どもの学年および性を配慮しながら検討することを目的とする。

方 法

1. 実験計画と被験者

(1)実験計画

子どもが休み時間に教室の黒板に絵をかいて遊んでいるところを、教師(あるいは同級生)が絵をかくことを禁止して絵を消すように強制するという仮想場面を設定し、こうした言語的脅威に対する子どもの反発反応を測定した。独立変数の操作と従属変数の測定は、略画を利用した投影法的な手続きによって実施した。

独立変数は、2水準の脅威者(教師、同級生)、3水準の被験者の学年(小学4年生、小学6年生、中学2年生)、2水準の被験者の性(男子、女子)であった。これらの独立変数は全て被験者間変数であり、 $2 \times 3 \times 2$ の要因計画であった。従属変数は、感情的反発反応、言語的反発反応、行動的反発反応、このほかに、脅威者の勢力に対する認知を測定した。

(2)被験者

被験者は兵庫県南部のA小学校の4年生、6年生、B中学校の2年生であり、各学年56人(男子28人、女子28人)の合計168人であった。各学年の男子と女子のそれぞれ半数が教師条件と同級生条件とに無作為に割り当てられたので、最終的に1条件14人となった。

2. 実験手続き

(1)実験手続きの概要

質問紙調査票の形式の印刷材料を用いて、実験操作と従属変数の測定を行った。実験材料は、B4版の用紙1枚であり、男子用と女子用の2種類を用意し、仮想場面における登場人物(主人公)は、男子用では太郎、女子用では花子とした。男子用と女子用は、説明文、質問文、略画などの表現や描写が異なっていたが、本質的には同一内容の調査票であった。

男子用と女子用には、それぞれ教師条件用と同級生条件用の2種類があり、合計4種類の実験材料を作成した。各被験者には、これら4種類の実験材料のうち、1種類を配布した。

(2)仮想場面

仮想場面は「黒板への落書き」の場面を設定した。

実験材料の冒頭部分には次のような導入の文章を使用して、場面設定を行った。“これは太郎(花子)の学校のできごとです。太郎(花子)はあなたと同じ年の男の子(女の子)です。”

続いて、2コマ構成の略画を用いて、1コマ目で、黒板に落書きをして遊んでいる場面を呈示し、2コマ

目で、脅威者の子どもに対する言語的脅威を呈示した。

(3)脅威者の操作

略画2コマ目の脅威者が教師あるいは同級生となるように操作した。

教師条件では、“太郎（花子）は休み時間になったので、黒板に絵をかいて遊んでいます。”と太郎（花子）が落書きしている場面を呈示し、“そこへ先生がやってきました。先生は太郎（花子）に、「落書きしちゃだめじゃないの。消しなさい」と言いました。”と、教師の言語的脅威を呈示した。すなわち、教師によって言語的脅威が与えられる場合が教師条件である。

同級生条件では2コマ目で、“そこへ同級生がやってきました。同級生は太郎（花子）に、「落書きしちゃだめじゃないか。消せよ」（「落書きしちゃだめじゃないの。消しなさい」）と言いました”と、同級生の言語的脅威を呈示した。すなわち、同級生によって言語的脅威が与えられる場合が同級生条件である。

3. 従属変数

(1)感情的反発の測定

“先生（あるいは友達）のことは聞いて、太郎（花子）はどんな気持ちになったと思いますか。太郎（花子）になったつもりで書いてください。”という質問に対して、自由記述で回答させた。得られた回答を、深田・植田（1993）で使用了11の分類カテゴリーに基づいて分類した。さらに、これらの分類カテゴリーのうち、「攻撃」と「拒否」を強い積極的反発反応（5点）、「不満」、「固執・延引」、「合理化」を消極的反発反応（4点）、「葛藤」、「代償」、「その他」を中間的反応（3点）、「服従」を消極的承諾反応（2点）、「罪責」と「容認」を積極的承諾反応（1点）に再分類し、5段階で得点化した。

自由記述の分類は2人の判定者が行って、分類が一致しない場合は協議して判定した。なお、事前に判定の一致率が90%を超えるまで訓練を繰り返した。

(2)言語的反発の測定

“太郎（花子）は先生（あるいは友達）にどのように答えたと思いますか。太郎（花子）になったつもりで書いてください。”という質問に対して、自由記述で回答させた。得られた回答は、先の感情的反発と同様の分類基準で分類し、5段階で得点化した。

(3)行動的反発の測定

“この後太郎（花子）はどうすると思いますか。太郎になったつもりで書いてください。”という質問に対して、自由記述で回答させた。得られた回答は、先の感情的反発や言語的反発と同様の分類基準で分類し、5段階で得点化した。

(4)脅威者の勢力に対する認知

“太郎（花子）は、先生（あるいは友達）がみんなを従わせる力をどれくらい持っていると思っているのでしょうか。”と質問し、「とても力があると思っている」（5点）～「ぜんぜん力がないと思っている」（1点）の段階評定のいずれかによって回答を求めた。（ ）内に示したように、脅威者の勢力を高く認知するほど高得点になるよう得点化した。

結 果

1. 脅威者の勢力認知

脅威者の勢力認知得点の平均とSDを表1に示した。勢力認知得点に関する脅威者(2)×学年(3)×性(2)の3要因分散分析を行ったところ、学年要因の主効果($F(2, 156) = 5.15, p < .01$)および性の主効果($F(1, 156) = 4.70, p < .05$)が有意であった。学年間の多重比較の結果（以後、全てRyan法）、小学4年生($M = 3.84$)、小学6年生($M = 3.66$)、中学2年生($M = 3.25$)と学年が進行するとともに、脅威者の勢力を低く認知することが判明した。また、女子($M = 3.75$)の方が男子($M = 3.42$)よりも脅威者の勢力を高く認知することが明らかとなった。しかし、当初予想していた脅威者×学年の交互作用効果といった他の有意な影響は認められなかった。

表1 勢力認知得点の平均と(SD)

	高勢力			低勢力		
	小4	小6	中2	小4	小6	中2
男子	3.86 (.83)	3.36 (.97)	3.21 (1.08)	3.64 (.97)	3.50 (1.12)	2.93 (1.22)
女子	3.93 (.80)	4.07 (.59)	3.29 (1.22)	3.93 (.70)	3.71 (1.03)	3.57 (.73)

2. 学年と性が教師あるいは同級生の言語的脅威に対する子どもの反発に及ぼす影響

(1)感情的反発

感情的反発得点の平均とSDを表2に示した。感情的反発得点に関する3要因分散分析を行ったところ、学年の主効果($F(2, 156) = 8.85, p < .001$)が有意であった。つまり、学年が進むにつれて感情的反発得点が次第に大きくなっており($M = 2.52, 3.23, 3.66$)、多重比較の結果、感情的反発得点は、小学6年生と中学2年生の方が小学4年生に比べて有意に大であった。しかし、その他の有意な結果は認められなかった。

(2)言語的反発

言語的反発得点の平均とSDを表3に示した。言語的反発得点に関する3要因分散分析を行ったが、いずれの条件間にも有意な差は認められなかった。

(3)行動的反発

行動的反発得点の平均とSDを表4に示した。行動的反発得点に関する3要因分散分析を行ったところ、学年の主効果が有意であった ($F(2, 156) = 6.39, p < .01$)。多重比較の結果、行動的反発得点は、中学2年生 ($M = 2.66$)の方が小学4年生 ($M = 1.91$)や小学6年生 ($M = 1.82$)よりも有意に大であった。また、性の主効果も有意であり ($F(1, 156) = 13.1, p < .001$)、男子 ($M = 2.51$)の方が女子 ($M = 1.75$)よりも行動的反発得点が大であった。また、脅威者×学年の交互作用 ($F(2, 156) = 2.68, p < .10$)、学年×性の交互作用 ($F(2, 156) = 2.84, p < .10$)の有意傾向が認められた。前者の下位検定の結果、教師条件の場合、小学4年生 ($M = 1.16$)よりも中学2年生 ($M = 2.57$)の方が行動的反発得点は大であったが、同級生条件の場合、学年の進捗とともに

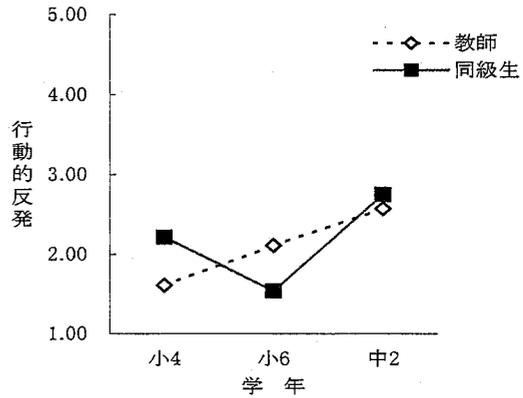


図1 脅威者要因×学年要因の交互作用効果

に子どもの行動的反発はU字型の変化を示し、小学6年生 ($M = 1.54$)よりも小学4年生 ($M = 2.21$)や中学2年生 ($M = 2.75$)の方が行動的反発得点は大となることが明らかとなった(図1参照)。また、後者の下位検定の結果、男子の場合、中学2年生 ($M = 3.29$)の方が小学4年生 ($M = 2.39$)や6年生 ($M = 1.86$)よりも行動的反発得点が大であった。また、小学4年生と中学2年の場合、男子 ($M = 2.39, 3.29$)の方が女子 ($M = 1.43, 2.04$)よりも行動的反発得点が大であることが判明した。

3. 反発次元間の比較

反発反応の次元によって反発の程度に差が存在するかどうかを分析するため、3つの反発次元を被験者内要因として、脅威者×学年×性×反発次元(3)の4要因分散分析を行った。その結果、学年の主効果 ($F(2, 312) = 6.44, p < .001$)、性の主効果 ($F(1, 312) = 4.03, p < .05$)、および反発次元の主効果 ($F(2, 336) = 60.8, p < .001$)がそれぞれ有意であった。さらに、学年×反発次元 ($F(4, 336) = 10.25, p < .001$)、性×反発次元 ($F(2, 336) = 3.95, p < .001$)、学年×性 ($F(2, 336) = 5.36, p < .001$)の1次の交互作用、学年×性×反発次元 ($F(4, 336) = 2.91, p < .05$)の2次の交互作用もそれぞれ有意であった。

学年の主効果： 学年の進捗とともに反発得点は増加し ($M = 2.51, 2.34, 2.92$)、小学4年生や小学6年生よりも中学2年生の方が反発得点には有意に大であった。

性の主効果： 男子 ($M = 2.65$)の方が女子 ($M = 2.29$)よりも反発得点には有意に大であった。

反発次元の主効果： 反発次元によって反発の程度が異なることが示された。多重比較の結果、感情的反発 ($M = 3.14$)は、言語的反発 ($M = 2.14$)や行動的反発 ($M = 2.13$)よりもその得点が高いと大であった。

表2 感情的反発得点の平均と(SD)

	教師			同級生		
	小4	小6	中2	小4	小6	中2
男子	2.36 (1.34)	3.57 (1.45)	4.07 (.88)	2.64 (1.39)	3.00 (1.51)	3.64 (1.45)
女子	2.43 (1.40)	3.29 (1.62)	3.57 (1.24)	2.64 (1.59)	3.07 (1.49)	3.36 (1.29)

表3 言語的反発得点の平均と(SD)

	教師			同級生		
	小4	小6	中2	小4	小6	中2
男子	1.86 (1.36)	2.64 (1.67)	2.29 (1.49)	2.29 (1.49)	1.77 (1.10)	2.57 (1.45)
女子	2.00 (1.31)	1.50 (1.05)	2.36 (1.59)	1.93 (1.10)	2.00 (1.31)	2.50 (1.50)

表4 行動的反発得点の平均と(SD)

	教師			同級生		
	小4	小6	中2	小4	小6	中2
男子	2.21 (1.52)	2.21 (1.37)	2.86 (1.55)	2.57 (1.59)	1.50 (1.05)	3.71 (1.39)
女子	1.00 (.00)	2.00 (1.49)	2.29 (1.49)	1.86 (1.30)	1.57 (1.24)	1.79 (1.21)

学年×反発次元の交互作用効果： 全学年で反発次元の単純主効果が有意であった。多重比較を行ったところ、各学年で感情的反発 ($M=2.52, 3.23, 3.66$) は、言語的反発 ($M=2.02, 1.96, 2.43$) や行動的反発 ($M=1.91, 1.82, 2.66$) よりもその得点が有意に大であった。また、感情的反発と行動的反発の次元では、学年の単純主効果が有意であった。多重比較の結果、感情的反発の次元では、小学4年生 ($M=2.52$) よりも小学6年生 ($M=3.23$) や中学2年生 ($M=3.66$) の方が反発得点は大きかったが、行動的反発の次元では、小学4年生 ($M=1.91$) や小学6年生 ($M=1.82$) よりも中学2年生 ($M=2.66$) の方が反発得点は大きかった。

性×反発次元の交互作用効果： 男子と女子のそれぞれで反発次元の単純主効果が有意であった。多重比較を行ったところ、感情的反発 ($M=3.21, 3.06$) は、言語的反発 ($M=2.23, 2.05$) や行動的反発 ($M=2.51, 1.75$) よりもその得点が有意に大であった。一方、行動的反発の次元で性の単純主効果が有意であり、男子 ($M=2.51$) の方が女子 ($M=1.75$) よりも行動的反発得点が大きかったが、感情的反発と行動的反発の次元で性の効果は認められなかった。

学年×性×反発次元の交互作用効果：

単純交互作用の検定を行ったところ、小学4年生と中学2年生において性×反発次元の単純交互作用、男子において学年×反発次元の単純交互作用がそれぞれ有意であった。さらに、これらの単純交互作用を解釈するために、単純・単純主効果の検定を行った。

最初に、反発次元の単純・単純主効果に注目したところ、男子の場合、学年によって反発次元間にみられる差が異なっていた。すなわち、小学6年生・男子では、感情的反発 ($M=3.29$) が言語的反発 ($M=2.18$) や行動的反発 ($M=1.86$) よりもその得点が有意に大きかったが、小学4年生・男子では反発次元間に得点差はなく ($M=2.50, 2.07, 2.39$)、さらに中学2年生・男子では感情的反発 ($M=3.86$) と行動的反発 ($M=3.29$) は言語的反発 ($M=2.43$) の次元よりもその反発得点が大きかった。

続いて、学年の単純・単純主効果に注目したところ、男子の場合のみ、反発次元によって学年間にみられる差が異なっていた。すなわち、感情的反発の次元では、中学2年生・男子 ($M=3.86$) の方が小学4年生・男子 ($M=2.50$) よりも反発得点は大きかったが、行動的反発の次元では、中学2年生・男子 ($M=3.29$) の方が小学4年生・男子 ($M=2.39$) や小学6年生・男子 ($M=1.86$) よりも反発得点が大きであり、一方、言語的反発の次元では、そのような学年差は認められな

かった。

最後に、性の単純・単純主効果に注目したところ、小学4年生と中学2年生で行動的反発得点に性差が認められた。すなわち、小学4年生と中学2年生の場合、行動的反発の次元において男子 ($M=2.39, 3.29$) の方が女子 ($M=1.43, 2.04$) よりも反発得点は大きかった。しかし、小学6年生で反発得点に性差は認められなかった。また、感情的反発と言語的反発次元において性差はなかった。

考 察

1. 脅威者の効果

脅威者の勢力に対する認知に関しては、学年の進行と共に教師の勢力に対する認知が小さくなり、同級生の勢力に対する認知が大きくなるであろう、と当初期待していた。ところが、勢力認知に関する脅威者と学年の交互作用は認められず、当初の予想は支持されなかった。本研究の結果は、脅威者が教師であっても、同級生であっても、そうした脅威者に対して受け手が異なる勢力認知をもっているわけではないことを示した。そして、脅威者の種類にかかわらず、学年の進行と共に、脅威者の勢力を次第に小さく認知することが判明した。また、男子は女子よりも脅威者の勢力を小さく認知することが明らかとなった。

脅威者の効果は、感情的反発および言語的反発においては全くみられなかった。わずかに、行動的反発の次元において、脅威者と学年の交互作用の傾向という形で出現するにとどまった。すなわち、教師が脅威者の場合は、学年の進行と共に子どもの行動的反発は増加するが、同級生が脅威者の場合は、学年の進行と共に子どもの行動的反発はU字型の変化を示し、小学6年生の行動的反発が最小であることが明らかとなった。

行動的反発の次元に限定されるものの、脅威者が教師であるか同級生であるかによって、子どもの学年の進行に伴う反発度の変化が異なることが解明できたことは、本研究の最大の発見であろう。教師から言語的脅威が与えられる場合に、子どもの行動的反発が学年の進行と共に増加する現象は、大筋では深田・木村 (1996) や深田他 (1997) の結果と一致すると解釈してよい。ただし、厳密に言えば、感情的反発、言語的反発、行動的反発の3次元すべてにおいて、学年の上昇に伴う反発の増加を見いだした深田・木村 (1996) の結果および感情的反発の次元においてのみそうした反発の増加を得た深田他 (1997) の結果とは、本研究の結果は若干矛盾するものも事実である。

しかしながら、同級生から言語的脅威が与えられる

場合に、子どもの行動的反発が学年の進行と共にU字型の曲線の変化を示す現象は、教師からの言語的脅威の場合にはこれまでに得られなかった独特な現象であり、極めて興味深い。同級生からの言語的脅威が生じさせる行動的反発が小学4年生よりも小学6年生で小さくなり、中学2年生で再び大きくなる、というこの曲線の変化は、子どもにとっての同級生の持つ意味が質的に変化していることを反映しているのかもしれない。すなわち、子どもの年齢発達と共に、児童期前期から後期にかけては子どもにとっての準拠対象としての仲間の重要性が増加するので、小学4年生よりも小学6年生の方が同級生を準拠対象とみなして同級生に同調する可能性が大きくなると考えられる。したがって、同級生からの言語的脅威に対して小学4年生よりも小学6年生の方がより同調しやすく、反発反応が生じにくいと解釈できる。ところが、青年期にはいると、単なる仲間を求めるよりも少人数の親友を求める傾向が顕著になるため、同級生一般を準拠対象とみなすのではなく、少人数の親友を準拠対象とみなすようになる。したがって、単なる同級生に対する同調が起こりにくくなるため、小学6年生よりも中学2年生の方が、同級生からの言語的脅威に対して反発反応が生じやすいのかもしれない。

なお、学年進行に伴う反発反応のU字型の曲線の変化現象に関しては、母親が脅威者の場合に、反態度的脅威条件（言語的脅威の方向が受け手の初期態度と反対方向の条件）において、小学2年生から小学4年生にかけて言語的反発が減少し、小学4年生から小学6年生にかけ増加することが報告されている（深田，1983）。しかし、このU字型曲線の変化現象は、①脅威者が母親である、②小学4年生で反発反応が最小となる、③反発反応の次元が言語的反発である、という3点において本研究と異なるので、直接比較考察しにくい。

2. 学年の効果

3つの次元の反発反応について、学年要因の効果を整理してみると次のようになる。感情的反発に関しては、小学4年生と6年生に比べて中学2年生の方が反発反応は大きい。学年の進行に伴う感情的反発の増加は、深田・木村（1996）や深田他（1997）の結果と一致する。

言語的反発に関しては、学年要因の効果は全くみられなかった。この結果は、深田・木村（1996）の結果とは矛盾するが、深田他（1997）の結果とは一致する。

行動的反発に関しては、感情的反発と同様に、小学4年生と6年生に比べて中学2年生の方が反発反応は大きい。この結果は、深田・木村（1996）の結果とは

一致するが、深田他（1997）の結果とは矛盾する。さらに、学年要因と性の交互作用の傾向が認められ、上記の学年要因の主効果は、男子においてのみ存在し、女子では存在しないことが分かった。加えて、行動的反発には、小学4年生と中学2年生では男子の方が女子よりも大きいという性差があるが、小学6年生ではそうした性差が消失することが示された。なお、学年要因と脅威者要因の交互作用の傾向が得られたが、これについては、脅威者の効果の項で述べた。

3. 性の効果

感情的反発と言語的反発に関しては、性差が全く認められないが、行動的反発に関しては、男子の方が女子よりも大きい反発を生じさせていた。こうした性差は、教師が脅威者の場合には得られておらず（深田・木村，1996；深田他，1997）、母親が脅威者の場合に一部の研究（深田他，1993；坪田他，1992）で得られているにすぎない。

4. 反発次元の効果

反発反応の測定次元間で反発度を比較したところ、感情的反発の方が言語的反発や行動的反発よりも強いことが示された。こうした反発次元の効果は、深田・木村（1996）の結果と完全に一致していたが、感情的反発、言語的反発、行動的反発の順に反発度が強いという深田他（1997）の結果とは大筋では一致するものの、部分的に矛盾していた。

[付記] 本研究の実施に際してご協力いただいた南原留美子氏に心より感謝致します。

引用文献

- 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.
- 藤原正光 1976 同調性の発達の変化に関する実験的研究—同調性に及ぼす仲間・教師・母親からの集団圧力の効果— *心理学研究*, 47, 193-201.
- 深田博己 1983 心理的反発に関する発達の研究 島根大学教育学部紀要 教育科学編, 17, 31-39.
- 深田博己 1986 a 幼児の心理的反発に及ぼす順態度的脅威と反態度的脅威の効果 島根大学幼年期教育研究, 3, 19-27.
- 深田博己 1990 心理的反発を喚起する言語刺激のタイプ 広島大学教育学部紀要 第一部(心理学), 39, 157-166.

- 深田博己 1994 心理的リアクタンスにおける性差と年齢差 広島大学教育学部紀要 第一部(心理学), 43, 125-133.
- 深田博己・木村堅一 1996 教師の言語的脅威に対する小・中学生の反発—順態度的脅威と反態度的脅威— 広島大学教育学部紀要 第一部(心理学), 45, 45-54.
- 深田博己・木村堅一・牧野幸志 1997 小・中学生の反発に及ぼす教師の言語的脅威の正当性の効果 広島大学教育学部紀要 第一部(心理学), 46, 27-32.
- 深田博己・坪田雄二・周 玉慧 1993 母親の言語的脅威に対する児童の心理的リアクタンス(2)—日本と台湾の比較— 広島大学教育学部紀要 第一部(心理学), 42, 37-43.
- 深田博己・植田 智 1991 進路決定場面における教師に対する生徒の反発反応 広島大学教育学部紀要 第一部(心理学), 40, 95-102.
- 深田博己・植田 智 1993 心理的リアクタンスに及ぼす強制脅威と禁止脅威の効果 広島大学教育学部紀要 第一部(心理学), 42, 29-35.
- 深田成子 1986 b 子どもの心理的反発に及ぼす母親の言語的脅威の効果 鳥取女子短期大学大学研究紀要, 15, 84-91.
- 井上健治 1992 仲間と発達 東洋・繁多進・田島信元(編)発達心理学ハンドブック 福村出版 Pp. 1048-1065.
- 坪田雄二・深田博己・周 玉慧 1992 母親の言語的脅威に対する児童の心理的リアクタンス—日本と台湾の比較— 広島大学教育学部紀要 第一部(心理学), 41, 49-56.
- Wicklund, R. A. 1974 *Freedom and reactance*. New York: John Wiley & Sons.