

心理的リアクタンスにおける性差と年齢差

深田博己
(1994年9月9日受理)

Sex differences and developmental differences in psychological reactance

Hiromi Fukada

The present study aims to investigate children's psychological reactance aroused by their mothers' verbal threats to their behavioral freedoms. Three independent variables were used: threats (attitude-consistent and counter-attitudinal threats), children's grades (second, fourth, sixth, eighth and tenth graders), and their sex (male and female). A $2 \times 5 \times 2$ factorial design was used, and 800 children participated in the present experiment as the subjects. Three types of negative response to verbal threats were measured: affective, verbal and behavioral resistance. The main results were as follows: (1) Counter-attitudinal threat produced greater affective, verbal and behavioral resistance than attitude-consistent threat. (2) The higher the children's grades become, the greater their affective, verbal and behavioral resistance were. (3) In the second grade the male showed greater affective resistance than the female, but not in other grades. (4) In the eighth and tenth grades the female showed greater verbal resistance than the male, but not in other grades.

Key words : psychological reactance, sex differences, developmental differences, attitude-consistent threat, counter-attitudinal threat.

問 題

個人の行動の自由を脅やかす他者の言語的脅威がその個人にどのような内面的反応および外顯的反応を生じさせるか、という問題について、Brehm (1966) および Brehm & Brehm (1981) の心理的リアクタンス理論の立場から検討がなされてきている (深田, 1983, 1986a, 1986b, 1990; 深田・植田, 1991, 1993; 深田・坪田・周, 1993; 坪田・深田・周, 1992)。これらの先行研究は、母親あるいは教師からの言語的脅威に対する幼児、児童、生徒の反発反応の規定因を明らかにしようとするものであった。その中で、深田 (1983) は、母親の言語的脅威に対する子どもの言語的発露を、年齢発達に伴う変化という視点から検討し

ている。そして、反態度的脅威によって喚起される言語的発露は、小学2年生から小学4年生にかけて減少し、中学2年生にかけて再び増加するという、年齢発達と共にU字型の変化を示すことが解明された。順態度的脅威によって引き起こされる言語的発露も、年齢発達に伴う同じようなU字型の変化をみせたが、その変化は顕著でなかった。

言語的脅威に対する反発反応を明らかにしようとする研究として、深田 (1983) の研究は、いくつかの問題点を抱えている。第1の問題点は、反発反応の測定として言語的発露の測定しか使用されていないことである。外顯的反応である言語的発露反応に加えて、内面的反応である感情的反発反応を測定した深田 (1986b)、深田・植田 (1991, 1993)、深田他 (1993)、坪田他

方 法

(1992)は、言語的脅威に対する反発反応が言語的反応の次元よりも感情的反応の次元の方でより大きいことを一貫して示してきた。また、これらの研究のうち、深田(1986b)を除く4研究は、言語的反発反応と感情的反発反応のほかに行動的反発反応も併せて測定している。そして、反発反応の次元によって、反発強度を規定する要因が異なることも指摘されている(深田・植田, 1991)。従って、言語的脅威に対する反発反応の年齢発達に伴う変化を研究する際には、言語的反発反応のみならず、感情的反発反応と行動的反発反応も同時に測定する必要があるといえる。

深田(1983)の研究の第2の問題点は、性差が考慮されていないことである。反発反応の性差に関しては、小学4年生と5年生を被験者とした深田他(1993)と坪田他(1992)の研究では、行動的反発反応は男子の方が女子よりも大きいという性差が判明した。また、中学2年生を被験者とした深田・植田(1993)の研究では、行動的反発反応は、順態度的脅威条件の場合に、男子の方が女子よりも大きいという性差が認められた。これらの3つの研究では、言語的反発反応と感情的反発反応においては、性差がみられなかった。この点からも、第1の問題点として指摘した反発反応の測定次元の重要性が裏付けられる。さらに、幼稚園年長児を被験者とした深田(1986a)の研究では、言語的反発反応のみを測定しているが、反態度的脅威条件の場合に、言語的反発は、男子の方が女子よりも大きいことを証明した。このように、言語的脅威に対する反発反応の年齢発達に伴う変化を検討する場合には、子どもの性差を考慮する必要があると考えられる。

本研究では、言語的脅威に対する反発反応の年齢発達の変化に影響を及ぼすことがすでに深田(1983)によって実証されている脅威の方向要因(順態度的脅威-反態度的脅威)に加え、性差の要因を扱う。そして、言語的反応、感情的反応、行動的反応という3つの次元から、反発反応を測定する。すなわち、本研究では、母親からの言語的脅威が子どもの言語的反発反応、感情的反発反応、行動的反発反応に及ぼす脅威の方向要因、子どもの年齢要因、子どもの性要因の影響を検討する。

なお、本研究では、小学2年生から高校1年生までの5つの年齢段階の被験者を対象とし、男子被験者に対しては男子用の材料、女子被験者に対しては女子用の材料を用意することによって、深田(1983)の研究方法を充実・改善する。

1. 実験計画と被験者

(1) 実験計画

勉強あるいはテレビ視聴に対して子どもが肯定的な初期態度を持っているとき、母親がテレビ視聴を禁止して勉強を強制するという仮想場面を設定し、こうした母親の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の手続きによって実施した。

独立変数は、2水準の脅威の方向要因(順態度的脅威、反態度的脅威)、5水準の被験者の学年(小2, 小4, 小6, 中2, 高1)、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、 $2 \times 5 \times 2$ の要因分析計画であった。従属変数は、言語的反発反応、感情的反発反応、行動的反発反応であり、このほかに、強制された行動の魅力の変化と禁止された行動の魅力の変化を測定した。

(2) 被験者

被験者は、島根県東部のM小学校、D小学校、N小学校の2年生、4年生、6年生、D中学校の2年生、M高校の1年生であり、各学年160人(男子80人、女子80人)の合計800人であった。各学年の男子と女子のそれぞれ半数ずつが順態度的脅威条件と反態度的脅威条件とに無作為に割り当てられたので、最終的に1条件40人となった。元々の被験者数は906人であったが、1条件当たりの人数を最低人数の条件にそろえるために、40人を超える条件では、無作為に被験者を削除した。

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枚であった。実験材料は、男子用と女子用を用意し、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。

男子用と女子用には、それぞれ平仮名を多用した小学生用と漢字をある程度使用した中学生・高校生用の2種類があり、しかも順態度的脅威条件用と反態度的脅威条件用の2種類があり、合計8種類の実験材料を作成した。各被験者には、これら8種類の実験材料のうちの1種類を配布した。

(2) 仮想場面

仮想場面は、先行研究(深田, 1983, 1986b; 深田・

植田, 1993; 深田他, 1993; 坪田他, 1992) で使用されてきた「テレビと勉強」の場面を設定した。

実験材料の冒頭部分に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)の家のできごとです。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、勉強あるいはテレビ視聴に対する子どもの初期態度を呈示し、2コマ目で、子どもに対する母親の言語的脅威を呈示した。

(3) 脅威の方向の操作

略画1コマ目で、勉強あるいはテレビ視聴のどちらに対して子どもが肯定的な初期態度を持っているかを呈示することによって、2コマ目で母親の言語的脅威が順態度的脅威あるいは反態度的脅威となるように操作した。

順態度的脅威条件では、“太郎(花子)は、「勉強しようかな」と思っています。”と、太郎(花子)が勉強に対する肯定的な初期態度を持っていると呈示し、“そこへ、おかあさんがやってきました。おかあさんは太郎(花子)に「テレビなんか見ないで、勉強しなさいよ。」と言いました。”と、母親の言語的脅威を呈示した。すなわち、勉強しようという初期態度と一致する、勉強しなさいという脅威が与えられる場合が順態度的脅威条件である。

反態度的脅威条件では、“太郎(花子)は、「テレビ見ようかな」と思っています。”と、太郎(花子)がテレビ視聴に対する肯定的な初期態度を持っていると呈示した。すなわち、テレビを見たいという初期態度と反対の、勉強しなさいという脅威が与えられる場合が反態度的脅威条件である。

3. 従属変数

(1) 言語的反発

“おかあさんの言葉を聞いて、太郎(花子)は、おかあさんにどんなことを言ったと思いますか。太郎(花子)が言ったと思う言葉を、想像して書いてください。”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)で使用した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」を強い反発反応(3点)、「不満」、「固執・延引」、「合理化」を弱い反発反応(2点)、その他のカテゴリーを非反発反応(1点)に再分類し、3段階で得点化した。

自由記述の分類は2人の判定者が協議しながら行った。2人の判定者の分類が一致しない場合は、第3の判定者を加えて協議し、判定した。

(2) 感情的反発

“おかあさんの言葉を聞いて、太郎(花子)は心の中でどんなことを思ったと思いますか。太郎(花子)が心の中で思ったと思うことを、想像して書いてください。”という質問に対して、自由記述で回答させた。得られた反応を言語的反発と同様の基準で分類し、3段階で得点化した。

(3) 行動的反発

“このあと、太郎(花子)はどうすると思いますか。想像して答えてください。”と質問し、次の3つの回答肢を呈示し、回答を求めた。①テレビを見ないで、勉強する、と思う(1点)、②テレビも見ないが、勉強もしない、と思う(2点)、③勉強しないで、テレビを見る、と思う(3点)。()内に示したように、反発が大きいほど高得点になるよう得点化した。

(4) 強制された行動の魅力減少

“おかあさんに「テレビなんか見ないで、勉強しなさいよ。」と言われて、「勉強」に対する太郎(花子)の気持はどうなると思いますか。想像して答えてください。”と質問した。そして、“おかあさんに言われる前に比べて、太郎(花子)は勉強を……”のあとに3つの回答肢を用意した。順態度的脅威条件の回答肢は、①ますますしたくなる、と思う(1点)、②前と同じくらいしたい、と思う(2点)、③したくなくなる、と思う(3点)、であった。反態度的脅威条件の回答肢は、①したくなる、と思う(1点)、②前と同じくらいしたくない、と思う(2点)、③ますますしたくなくなる、と思う(3点)、であった。()内に示したように、反発が大きいほど高得点になるよう得点化した。

(5) 禁止された行動の魅力増加

“おかあさんに「テレビなんか見ないで、勉強しなさいよ。」と言われて、「テレビ」に対する太郎(花子)の気持はどうなると思いますか。想像して答えてください。”と質問した。そして、“おかあさんに言われる前に比べて、太郎(花子)はテレビを……”のあとに3つの回答肢を用意した。順態度的脅威条件の回答肢は、①ますますみたくなくなる、と思う(1点)、②前と同じくらいみたくない、と思う(2点)、③見たくなくなる、と思う(3点)、であった。反態度的脅威条件の回答肢は、①見たくなくなる、と思う(1点)、②前と同じくらいみたくない、と思う(2点)、③ますますみたくなくなる、と思う(3点)、であった。反発大の反応に高得点を与えた。

表1 言語的反発得点の平均と (SD)

	順態度的脅威条件					反態度的脅威条件				
	小2	小4	小6	中2	高1	小2	小4	小6	中2	高1
男子	1.15 (.42)	1.38 (.53)	1.28 (.50)	1.28 (.45)	1.43 (.63)	1.83 (.59)	1.78 (.69)	1.78 (.61)	1.73 (.45)	1.85 (.61)
女子	1.20 (.40)	1.25 (.43)	1.30 (.46)	1.68 (.47)	1.65 (.53)	1.55 (.59)	1.60 (.66)	1.75 (.43)	1.78 (.42)	1.98 (.42)

表2 感情的反発得点の平均と (SD)

	順態度的脅威条件					反態度的脅威条件				
	小2	小4	小6	中2	高1	小2	小4	小6	中2	高1
男子	1.73 (.71)	1.65 (.61)	1.93 (.61)	1.88 (.46)	2.08 (.65)	2.13 (.60)	1.90 (.70)	2.05 (.67)	1.93 (.52)	2.10 (.54)
女子	1.53 (.74)	1.80 (.78)	1.78 (.52)	1.95 (.38)	2.03 (.47)	1.73 (.74)	1.95 (.81)	1.93 (.52)	2.00 (.45)	2.00 (.50)

結果

1. 言語的反発

言語的反発得点の平均とSDを表1に示した。言語的反発得点に関する脅威の方向(2)×学年(5)×性(2)の3要因の分散分析を行ったところ、脅威の方向の主効果($F=115.87, df=1/780, p<.001$)、学年の主効果($F=7.35, df=4/780, p<.001$)、脅威の方向と性の交互作用効果($F=5.48, df=1/780, p<.05$)、学年と性の交互作用効果($F=4.03, df=4/780, p<.01$)が有意であった。なお、以下の下位検定の有意水準は5%に設定した。多重比較にはRyan法を使用した。

脅威の方向の主効果：言語的反発得点は、反態度的脅威条件($M=1.76$)の方が順態度的脅威条件($M=1.36$)よりも有意に大であった。

学年の主効果：言語的反発得点は、学年が進むにつれて次第に大きくなっており($M=1.43, 1.50, 1.53, 1.61, 1.73$)、学年差は有意であった。多重比較の結果、高校1年生の方が、小学2年生、小学4年生、小学6年生よりも有意に大であり、また、中学2年生の方が小学2年生よりも有意に大であった。

脅威の方向と性の交互作用効果：言語的反発得点は、順態度的脅威条件では、女子($M=1.42$)の方が男子

($M=1.30$)よりも有意に大であったが、反態度的脅威条件では、男子($M=1.79$)と女子($M=1.73$)との間に差はみられなかった。なお、男女いずれにおいても、脅威の方向の単純主効果は有意であり、言語的反発得点は、反態度的脅威条件の方が順態度的条件よりも有意に大であった。

学年と性の交互作用効果：中学2年生と高校1年生の言語的反発得点は、女子($M=1.73, 1.81$)の方が男子($M=1.50, 1.64$)よりも有意に大であったが、他の学年では性差は有意でなかった。また、女子では、学年の単純主効果が有意であり、学年の進行と共に言語的反発得点は増加しているが、男子では、学年の単純主効果は有意でなく、学年の進行に伴う言語的反発得点の変化はみられなかった。すなわち、女子の言語的反発得点は、高校1年生と中学2年生の方が小学2年生($M=1.38$)、小学4年生($M=1.43$)、小学6年生($M=1.53$)よりも有意に大であった。

2. 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要因の分散分析を行ったところ、脅威の方向の主効果($F=9.89, df=1/780, p<.01$)、学年の主効果($F=4.76, df=4/780, p<.001$)、学年と性の交互作用効果($F=2.81, df=4/780, p<.05$)が有意であった。

表3 行動的反発得点の平均と (SD)

	順態度的脅威条件					反態度的脅威条件				
	小2	小4	小6	中2	高1	小2	小4	小6	中2	高1
男子	1.30 (.68)	1.40 (.66)	1.43 (.59)	1.70 (.75)	1.90 (.66)	1.53 (.87)	1.93 (.93)	2.23 (.88)	2.25 (.83)	2.33 (.72)
女子	1.15 (.53)	1.38 (.66)	1.53 (.71)	1.78 (.65)	1.85 (.65)	1.25 (.66)	1.60 (.80)	2.28 (.87)	1.98 (.79)	2.55 (.59)

表4 強制された行動の魅力減少得点の平均と (SD)

	順態度的脅威条件					反態度的脅威条件				
	小2	小4	小6	中2	高1	小2	小4	小6	中2	高1
男子	1.93 (.69)	2.30 (.64)	2.53 (.63)	2.60 (.62)	2.73 (.63)	1.93 (.79)	2.03 (.72)	2.23 (.79)	2.43 (.63)	2.75 (.62)
女子	1.90 (.66)	2.45 (.50)	2.63 (.53)	2.88 (.40)	2.73 (.63)	2.15 (.91)	1.95 (.71)	2.45 (.71)	2.65 (.61)	2.73 (.50)

脅威の方向の主効果：感情的反発得点は、反態度的脅威条件 ($M=1.97$) の方が順態度的脅威条件 ($M=1.83$) よりも有意に大であった。

学年の主効果：感情的反発得点は、学年が進むにつれて次第に大きくなっており ($M=1.78, 1.83, 1.92, 1.94, 2.05$)、学年差は有意であった。多重比較の結果、感情的反発得点は、高校1年生の方が小学2年生と小学4年生よりも有意に大であった。

学年と性の交互作用効果：小学2年生では、男子 ($M=1.93$) の方が女子 ($M=1.63$) よりも感情的反発得点が有意に大であったが、その他の学年では、感情的反発得点に性差は認められなかった。なお、男女いずれにおいても、学年の単純主効果は有意であり、感情的反発得点は、学年進行と共に増加する方向での有意な学年差が存在した。この学年差を多重比較によって分析してみると、男子では、高校1年生 ($M=2.09$) と小学4年生 ($M=1.78$) との間に、女子では、高校1年生 ($M=2.01$) あるいは中学2年生 ($M=1.98$) と小学2年生 ($M=1.63$) との間に有意差がみられた。

3. 行動的反発

行動的反発得点の平均とSDを表3に示した。行動的反発得点に関する3要因の分散分析の結果、脅威の方向の主効果 ($F=73.77, df=1/780, p<.001$)、学年の主効果 ($F=31.67, df=4/780, p<.001$)、脅威と学

年の交互作用効果 ($F=3.87, df=4/780, p<.01$) が有意であった。

脅威の方向の主効果：行動的反発得点は、反態度的脅威条件 ($M=1.99$) の方が順態度的脅威条件 ($M=1.54$) よりも有意に大であった。

学年の主効果：行動的反発得点は、学年の進行に伴って増加しており、学年差は有意であった ($M=1.31, 1.58, 1.86, 1.93, 2.16$)。多重比較の結果、小学6年生と中学2年生との間に有意差がみられないのを除けば、全学年間に有意差が認められた。

脅威の方向と学年の交互作用効果：小学4年生以上では、反態度的脅威条件 ($M=1.76, 2.25, 2.11, 2.44$) の方が順態度的脅威条件 ($M=1.39, 1.48, 1.74, 1.88$) よりも、行動的反発得点は有意に大であったが、小学2年生では、両条件 ($M=1.39, 1.23$) 間に有意な差はなかった。なお、順態度的脅威条件と反態度的脅威条件のいずれにおいても、学年の単純主効果は有意であり、この学年差を多重比較によって分析した。順態度的脅威条件では、行動的反発得点は、高校1年生の方が小学2年生、4年生、6年生よりも、また中学2年生の方が小学2年生、4年生よりも大であった。反態度的脅威条件では、高校1年生あるいは中学2年生と小学6年生との間に有意差がみられなかった以外は、学年の進行と共に行動的反発得点が増加するという方向で、全学年間に有意差がみられた。

表5 禁止された行動の魅力増加得点の平均と (SD)

	順態度的脅威条件					反態度的脅威条件				
	小2	小4	小6	中2	高1	小2	小4	小6	中2	高1
男子	2.10 (.66)	2.20 (.78)	2.33 (.82)	2.00 (.81)	1.88 (.78)	2.45 (.71)	2.18 (.67)	2.10 (.77)	2.08 (.72)	2.20 (.75)
女子	2.03 (.47)	2.30 (.64)	2.23 (.76)	2.30 (.75)	2.18 (.86)	2.30 (.87)	2.03 (.72)	2.50 (.67)	2.18 (.80)	2.23 (.82)

表6 反発反応の次元差得点の平均と (SD)

	順態度的脅威条件					反態度的脅威条件				
	小2	小4	小6	中2	高1	小2	小4	小6	中2	高1
男子	.58 (.77)	.28 (.77)	.65 (.69)	.60 (.70)	.65 (.79)	.30 (.84)	.13 (.93)	.28 (.89)	.20 (.56)	.25 (.70)
女子	.33 (.76)	.55 (.84)	.48 (.55)	.28 (.63)	.38 (.62)	.18 (.83)	.35 (.76)	.18 (.59)	.23 (.57)	.03 (.57)

注) 次元差得点=感情的反発得点-言語的反発得点

4. 強制された行動の魅力

強制された行動の魅力減少得点の平均とSDを表4に示した。強制された行動の魅力減少得点に関する3要因の分散分析の結果、脅威の方向の主効果 ($F=8.58$, $df=1/780$, $p<.01$), 学年の主効果 ($F=36.08$, $df=4/780$, $p<.001$), 性の主効果 ($F=5.24$, $df=1/780$, $p<.05$), 脅威の方向と学年の交互作用効果 ($F=3.81$, $df=1/780$, $p<.01$) が有意であった。

脅威の方向の主効果: 強制された行動の魅力減少得点は、順態度的脅威各条件 ($M=2.46$) の方が反態度的脅威条件 ($M=2.33$) よりも有意に大であった。

学年の主効果: 強制された行動の魅力減少得点は、学年進行と共に次第に大きくなっており、学年差は有意であった ($M=1.98, 2.18, 2.46, 2.64, 2.73$)。多重比較の結果、中学2年生と高校1年生との間に有意差がみられなかった以外は、学年進行と共に強制された行動の魅力減少得点が増加するという方向での有意差が全学年間にみられた。

性の主効果: 強制された行動の魅力減少得点は、女子 ($M=2.45$) の方が男子 ($M=2.34$) よりも有意に大であった。

脅威の方向と学年の交互作用効果: 小学4年生と小学6年生では、強制された行動の魅力減少得点は順態

度的脅威条件 ($M=2.38, 2.58$) の方が反態度的脅威条件 ($M=1.99, 2.34$) よりも有意に大であったが、その他の学年では両条件間に有意差はなかった。順態度的脅威条件と反態度的脅威条件における学年の単純主効果は、共に有意であった。順態度的脅威条件では、強制された行動の魅力減少得点は、高校1年生 ($M=2.73$), 中学2年生 ($M=2.74$), 小学6年生 ($M=2.58$), 小学4年生 ($M=2.38$) の方が小学2年生 ($M=1.91$) よりも有意に大であり、また、高校1年生と中学2年生の方が小学4年生よりも有意に大であった。反態度的脅威条件では、強制された行動の魅力減少得点は、高校1年生 ($M=2.74$), 中学2年生 ($M=2.54$),

表7 従属変数間の相関関係

	2.	3.	4.	5.
1.言語的反発	.234***	.400***	.086*	.091**
2.感情的反発		.299***	.260***	.125***
3.行動的反発			.272***	.137***
4.強制魅力減少 a				.209***
5.禁止魅力増加 b				

注1) 表内の数値は r ;

*** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$.

注2) a: 強制された行動の魅力減少

b: 禁止された行動の魅力増加

小学6年生 ($M=2.34$)の方が小学2年生 ($M=2.04$)、小学4年生 ($M=1.99$)よりも有意に大であり、また、高校1年生の方が小学6年生よりも有意に大であった。

5. 禁止された行動の魅力

禁止された行動の魅力増加得点の平均とSDを表5に示した。禁止された行動の魅力増加得点に関する3要因の分散分析を行ったが、有意な効果は見い出せなかった。

6. 言語的反発と感情的反発の比較

反発反応の次元によって反発度に差が存在するかどうかを分析する。表2に示した感情的反発得点の総平均 ($M=1.90$, $SD=0.63$)は、表1に示した言語的反発得点の総平均 ($M=1.56$, $SD=0.58$)よりも有意に大であった ($t=12.91$, $df=799$, $p<.001$)。

次に、こうした感情的反発と言語的反発の差の大きさに及ぼす脅威の方向、学年、性の影響を検討するために、感情的反発得点と言語的反発得点との差である反発反応の次元差得点を求めた。表6に示した反発反応の次元差得点に関する3要因の分散分析を行ったところ、脅威の方向の主効果 ($F=25.91$, $df=1/780$, $p<.001$)、学年と性の交互作用効果 ($F=2.89$, $df=4/780$, $p<.05$)が有意であった。

脅威の方向の主効果：反発反応の次元差得点は、順態度的脅威条件 ($M=0.48$)の方が反態度的条件 ($M=0.21$)よりも有意に大であった。

学年と性の交互作用効果：反発反応の次元差得点は、小学4年生では女子 ($M=0.45$)の方が男子 ($M=0.20$)よりも有意に大であったが、高校1年生では、逆に男子 ($M=0.45$)の方が女子 ($M=0.20$)よりも有意に大であった。その他の学年では有意な性差が認められなかった。なお、男女いずれにおいても、学年の単純主効果は有意でなかった。

7. 従属変数間の相関

従属変数間の関係を分析するために、ピアソンの積率相関係数 r を求め、その結果を表7に示した。各変数間には全て正の有意な相関係数が得られた。

まず、言語的反発得点と行動的反発得点の間にはかなり強い正の相関関係が認められ、言語的反発が大きいほど行動的反発も大きくなることが示された。同じ外顯的反応の次元の言語的反発と行動的反発の関係はかなり強いことが判明した。一方、感情的反発と言語的反発あるいは行動的反発との間には、弱い正の相関関係がみられ、感情的反発が大きいほど、言語的反発と行動的反発が大きくなることが示された。しかし、

内面的反応の次元の感情的反発と外顯的行動である言語的反発や行動的反発との間の関係は、同じ外顯的反応の次元内の言語的反発と行動的反発の関係に比べて、幾分弱いことがわかった。

次に、強制された行動の魅力減少得点と他の得点との相関関係をみると、この得点と感情的反発得点あるいは行動的反発得点との間に、弱い正の相関関係が存在し、感情的反発と行動的反発が強制された行動の魅力をもたらすことが明らかとなった。これに対して、言語的反発は、強制された行動の魅力の減少に極めて弱い影響しかもたないことがわかった。なお、3種類の反発は、禁止された行動の魅力の増加に対して、極めて弱い影響しか及ぼさないことが明らかとなった。また、強制された行動の魅力の減少と禁止された行動の魅力の増加との間には弱い正の相関関係が認められた。

考 察

1. 脅威の方向の効果

脅威の方向が反発反応に及ぼす効果は、反発反応の次元に関係なく、一貫していた。すなわち、反態度的脅威の方が順態度的脅威よりも大きい感情的反発、言語的反発、行動的反発を生じさせた。この結果は、脅威の方向要因を取り上げた深田 (1986a)、深田・植田 (1993)、深田他 (1993)の結果と一致しており、心理的リアクタンス理論からの予測を支持する結果である。

ところが、一種の反発得点である強制された行動の魅力減少得点は、順態度的脅威条件の方が反態度的脅威条件よりも大であり、この結果は、本研究における3つの次元の反発反応の結果と矛盾するものであったし、深田 (1983)の結果と逆の結果であった。脅威の方向性と学年の交互作用効果から、そうした矛盾した結果は、小学4年生と6年生の2学年に限定されることが明らかとなった。これらの学年では、自分がしたいと思っていることをするように強制されると、強制された行動に対する魅力が消えるのではないかと考えられるが、こうした結果は、心理的リアクタンス理論からの予測とは異なるものであった。

2. 学年の効果

子どもの学年が反発反応に及ぼす効果も一貫しており、学年が進むにつれて、感情的反発、言語的反発、行動的反発は、いずれも増大しており、強制された行動の魅力の減少も大きくなった。本研究の結果は、子どもの年齢発達と反発反応との間に直線的関係が存在

することを示したが、こうした結果は、年齢と共に言語的反発がU型に変化するという深田(1983)の結果と矛盾するものであった。この矛盾は、両研究における分析測度の違いに起因する可能性がある。すなわち、本研究では、3段階の反発度に基づいて、被験者の反応を得点化し、分析に使用した。他方、深田(1983)の研究では、5段階の反発-受容度に基づいて、被験者の反応を得点化した言語的反発得点の場合には、明瞭な学年差が得られず、強い反発反応の出現率を用いた言語的反発率の場合に、U型の学年差が得られた。従って、本研究のデータについては、強い反発反応の出現率という視点から、言語的反発率、感情的反発率、行動的反発率に関する分析を行って、得られる結果を確認する必要がある。

3. 性の効果

感情的反発、言語的反発、行動的反発のいずれに対しても、子どもの性の主効果は認められなかった。行動的反発でも性差がみられなかったことは、深田他(1993)や坪田他(1992)の結果と矛盾するものである。

感情的反発に関しては、性と学年の交互作用が存在し、小学2年生では男子の方が女子よりも言語的脅威に対する感情的反発が大であるが、小学4年生以上ではそうした性差が消失していることがわかり、低学年でのみ性差が存在することが確認された。

言語的反発に関しては、性と学年の交互作用が見い出され、中学2年生と高校1年生では女子の方が男子よりも言語的脅威に対する言語的反発が大であるが、小学6年生以下ではそうした性差が出現していないことが判明し、高学年でのみ性差が存在することが確認された。しかし、この性差は、先行研究(深田・植田, 1993; 深田他, 1993; 坪田他, 1992)が行動的反発で見出した性差と逆方向のものである。言語的脅威に対する中学生と高校生の言語的反発は、女子の方が男子よりも大きいという発見は興味深い。さらに、言語的反発に関して、性と脅威の方向の交互作用が存在し、順態度的脅威に対する言語的反発は、女子の方が男子よりも大きい、反態度的脅威に対する言語的反発にはそうした性差がみられないということが判明した。この性差も、先行研究(深田・植田, 1993)が行動的反発で見出した性差と逆方向のものである。

強制された行動に対する魅力の減少は、女子の方が男子よりも大であることがわかり、ここでも女子の方が反発をより強く感じていることが示された。

以上のように、小学2年生の感情的反発は男子の方が大きいという点を除けば、中学2年生と高校1年生

の言語的反発および順態度的脅威条件の言語的反発、さらには強制された行動の魅力の減少は、いずれも女子の方が大きいという結果が得られた。これは本研究の独自の結果であり、性の要因を検討したことの意味があったと判断できる。

4. 感情的反発と言語的反発との比較

内面的な感情的反発の方が外顯的な言語的反発よりも大きいという結果が得られたが、これは先行研究(深田, 1986b; 深田・植田, 1991, 1993; 深田他, 1993; 坪田他, 1992)の結果と一致するものであった。ところで、感情的反発と言語的反発の差の大きさは、順態度的脅威条件の方が反態度的脅威条件よりも大であり、内面的な反応と外顯的な反応とのズレは順態度的脅威条件の方が大きいことが解明された。すなわち、順態度的脅威に対する言語的反発($M=1.36$)は小さいが、感情的反発($M=1.83$)はかなり大きく、反態度的脅威に対する言語的反発($M=1.76$)、感情的反発($M=1.97$)は共にかなり大きい。従って、順態度的脅威に対して示す言語的反発は小さくても、内面的な感情的反発は、反態度的脅威に対する感情的反発とほぼ同程度に大きいことが判明した。このように、脅威の方向は、反発反応の次元によって異なる影響を反発反応に及ぼしていることが解明された。

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.
- 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 1986a 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1部, 39, 157-166.
- 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1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1部(心理学), 42, 29-35.
- 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1部 (心理学), 42, 37-43.
- 深田成子 1986b 子どもの心理的反発に及ぼす母親の言語的脅威の効果 鳥取女子短期大学研究紀要, 15, 84-91.
- 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1部 (心理学), 41, 49-56.