

## 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

深田 博己・木村 堅一・牧野 幸志

(1997年10月1日受理)

Effects of justification of verbal threats from teachers 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 justification of verbal threats from teachers on psychological reactance among elementary school and junior high school students. Three independent variables were used: justification of threat (justifiable threat and unjustifiable threat), students' grades (fourth, sixth, and eighth grades) and their gender (male and female). A  $2 \times 3 \times 2$  factorial design was used, and 180 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: (1) Unjustifiable threat produced greater affective, verbal, and behavioral reactance than did justifiable threat. (2) Students reported greater reactance in affective scale than did in verbal or behavioral one, and they reported greater reactance in verbal scale than did in behavioral one.

**Key words:** psychological reactance, justification of threat, justifiable threat, unjustifiable threat.

### 問 題

Brehm (1966) が提出した心理的リアクタンス理論を子どもの反抗現象に適用した研究のほとんどは、母親の言語的脅威に対する子どもの反発に焦点を当ててきた(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)。教師の言語的脅威に対する児童・生徒の反発を取り上げた研究が深田・植田(1993)の1例しか見当たらないことに着目した深田・木村(1996)は、学校場面において教師と児童・生徒の間で交わされるコミュニケーションという意味を付与しながら、教師の言語的脅威に対する児童・生徒の反発反応の問題を究明しようと試みた。

深田・木村(1996)では、児童・生徒が休み時間に

教室の黒板に絵をかくて遊んでいるとき、教師が絵をかくことを禁止して絵を消すように強制する場面を設定した。そして、解決すべき問題点がいくつか指摘され、検討された。第1は、教師の言語的脅威に対する児童・生徒の反発反応を規定する要因の解明であり、これに関しては脅威の方向要因(順態度的脅威と反態度的脅威)、児童・生徒の学年(小4, 小6, 中2)および性(男子, 女子)の3要因が取り上げられた。第2は、反発反応に関する測定次元間の異同を明らかにすることであり、感情的反発、言語的反発、行動的反発が直接比較可能な形で測定され、比較された。第3は、反発反応の測定手続きの簡略化の可能性を探ることであり、従来の自由記述法だけでなく、評定尺度法を新たに加え、これらの測定手続きによって得られる反発反応の精度が比較された。第4は、自由記述法で

得られた反応に関する3通りの処理手続きを比較し、処理手続きの精度が比較された。これらの問題点に関して得られた結果は次の通りであった。

反発反応の規定因に関しては、言語的反発に及ぼす脅威の方向要因の主効果が有意であり、順態度的脅威よりも反態度的脅威の方が強い言語的反発を生じさせることが解明された。しかし、感情的反発と行動的反発に及ぼす脅威の方向要因の効果は認められなかった。そして、学年要因の主効果は、感情的反発、言語的反発、行動的反発の3次元全てにおいて出現し、学年の上昇と共に反発は増加することが示された。なお、性要因の効果は全くみられなかった。

反発反応の測定次元間の異同に関しては、上述のように脅威の方向要因の効果が反発反応の測定次元によって異なることが示されたし、内面的反応である感情的反発の方が外顯的反応である言語的反発や行動的反発よりも強いことが判明した。

反発反応の測定手続きと処理手続きに関しては、①自由記述で得られた反応を反発-受容度に基づき5段階で得点化した5段階反発得点、②反発度に基づき3段階で得点化した3段階反発得点、③自由記述で得られた反応に占める強い反発反応の出現率である反発率、④評定尺度法に基づく評定反発得点、の4種類を使用した。これらの指標についての分析結果から、4種類の手続きの間には大きな差異が認められないが、可能であれば自由記述反応による反発-受容度に基づく5段階反発得点の使用が望ましいと指摘された。

以上のように、深田・木村(1996)は、反発反応の測定次元間の差異を明らかにし、反発反応の測定および処理の手續きの特徴を考察しながら、教師の言語的脅威に対する児童・生徒の反発反応を規定する有力な要因として、脅威の方向要因と児童・生徒の学年要因を指摘した。

ところで、Brelm(1966)は、リアクタンスの強度を規定する要因の1つとして自由の侵害の正当性(justification)の要因を挙げている。Brelm(1966)によると、自由の侵害の正当性は、脅威の範囲を限定するかどうかに関係している。すなわち、自由が正当に侵害される場合には、侵害される自由行動の範囲が特定の行動に限定されるので、それ以外の行動にまで脅威が及ばない。ところが、自由が不当に侵害される場合には、それ以外の自由行動も侵害される可能性があるため、暗々に侵害されている自由の数が増加し、喚起されるリアクタンスの強度が増大するのである。このように、Brelm(1966)は自由の侵害の正当性がリアクタンス強度の有力な規定因であることを認めてはいるものの、リアクタンスの生じた結果としてもた

らされる自由の回復の試みのしかたに対しても、直接的自由回復を抑制し、間接的自由回復を促す、といった複雑な効果を示すため、この正当性要因を積極的に検討することを避けてきた。

自由侵害の正当性が、侵害される個人が当初もっていた自由の認識それ自体に影響を及ぼすことを深田(1996)は指摘した。すなわち、自由の正当な侵害は、当初保持してきた自由の信念を低下させてしまうので、自由を侵害されてもリアクタンスはあまり強く喚起されないという。このように、自由の侵害の正当性がリアクタンスに及ぼす影響は、Brelm(1966)が当初考えていた以上に、複雑であるけれども、その検討を回避しなければならないほど、複雑すぎるとは思わない、と深田(1996)は述べている。

本研究では、これまで研究成果の蓄積が不十分である教師の言語的脅威に対する児童・生徒の反発反応に関する問題を取り上げ、児童・生徒の自由に対する教師の侵害の正当性、すなわち教師の言語的脅威の正当性が児童・生徒の反発反応に及ぼす効果を検討する。なお、その際、深田・木村(1996)で扱った児童・生徒の学年及び性の要因の効果も同時に検討し、これらの要因に関して先行研究(深田・木村, 1996)と得られた結果の一般化の可能性を判断したい。そのため、場面設定や反発反応の測定手續きなど、研究方法に関しては深田・木村(1996)の研究方法与可能な限り同一になるように努力した。

本研究で予測する結果は次の通りであるが、仮説(2)と(3)は深田・木村(1996)の仮説と同じである。

仮説(1): 不当脅威条件の方が正当脅威条件よりもより強い反発反応を生じさせるであろう。

仮説(2): 学年の進行と共に、反発反応は増加するだろう。

仮説(3): 感情的反発の方が、言語的反発や行動的反発よりも強いであろう。

## 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、こうした教師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的な手續きによって実施した。

独立変数は、2水準の脅威の正当性(正当、不当)、3水準の被験者の学年(小4、小6、中2)、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，正当性認知を測定した。

## (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60人（男子30人，女子30人）の合計180人であった。各学年の男子と女子のそれぞれ半数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15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，それぞれ正当条件用と不当条件用の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，これらの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，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，子どもに対する教師の言語的脅威を呈示した。

### (3) 正当性の操作

略画1コマ目では，太郎（花子）自身が落書きをしているのか，あるいは友達に落書きを太郎（花子）が傍観しているのかを呈示することで，2コマ目の教師の言語的脅威が正当な脅威あるいは不当な脅威となるように操作した。

不当条件では，“休み時間になったので，友達が黒板に絵をかいて遊んでいます。太郎（花子）はそれを見ていました。”と太郎（花子）が友達に落書きを傍観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）がかいたのではないのに，「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，本人が落書きをしていないにも関わらず，落書きをやめなさいという脅威が与えられる場合が不当条件である。

正当条件では，“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）自身が落書きをしている場面を呈示した。すなわち，本人が落書きをしたために，落書きをやめなさいという脅威が与えられる場合が正当条件である。

## 3. 従属変数

### (1) 感情的反発の測定

“先生のことは聞いて，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，一致率が90%を超えるまでこれを繰り返した。

### (2) 言語的反発の測定

“太郎（花子）は先生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) 脅威の正当性に対する認知

“先生が太郎にむかって「落書きしちゃだめじゃないの。消しなさい。」と言ったのは，どれくらい正しいと思いますか。”と質問し，「正しい」（5点）～「正しくない」（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，教師の言語的脅威の正当性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. 正当性認知

正当性認知度得点の平均とSDを表1に示した。正当性認知得点に関する脅威の正当性(2)×学年(3)×性(2)の3要因分散分析を行ったところ、脅威の正当性の主効果 ( $F(1,168) = 35.52, p < .001$ ) が有意であった。正当性認知得点は、不当条件 ( $M = 2.88$ ) よりも正当条件 ( $M = 3.99$ ) の方が有意に大であった。したがって、本研究における実験操作は成功したといえる。

### 2. 脅威の正当性、学年、性が教師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

自由記述法による感情的反発得点の平均とSDを表2に示した。その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、脅威の正当性の主効果が有意であり ( $F(2,168) = 22.20, p < .001$ )、正当条件 ( $M = 3.10$ ) よりも不当条件 ( $M = 4.00$ ) の方が感情的反発が大きかった。また、学年の主効果 ( $F(2,168) = 7.30, p < .001$ ) も有意であった。つまり、学年が進むにつれて感情的反発は次第に大きくなっており ( $M = 3.22, 3.60, 4.00$ )、多重比較の結果、感情的反発得点は、中学2年生の方が小学4年生よりも有意に大であった。

#### (2) 言語的反発

自由記述法による言語的反発得点の平均とSDを表3に示した。その言語的反発得点に関する3要因分散分析を行ったところ、脅威の正当性の主効果が有意であった ( $F(1,168) = 60.11, p < .001$ )。正当条件 ( $M = 1.80$ ) よりも不当条件 ( $M = 3.27$ ) の方が言語的反発

が大きかった。さらに、脅威の正当性と学年との交互作用も有意であった ( $F(2,168) = 3.38, p < .05$ )。下位検定の結果、不当条件でのみ学年の単純主効果が有意であった。多重比較の結果、不当条件において、言語的反発得点は、小学6年生 ( $M = 2.83$ ) よりも小学4年生 ( $M = 3.60$ ) の方が言語的反発が大きかった。

#### (3) 行動的反発

自由記述法による行動的反発得点の平均とSDを表4に示した。その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、脅威の正当性の主効果が有意であった ( $F(2,168) = 9.52, p < .01$ )。不当条件 ( $M = 2.44$ ) の方が正当条件 ( $M = 1.84$ ) よりも行動的反発得点が大きかった。

### 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つの反発の次元を被験者内要因として、脅威の正当性×学年×性×反発次元(3)の4要因分散分析を行った。その結果、脅威の正当性の主効果 ( $F(1,336) = 4.72, p < .05$ )、および反発次元の主効果 ( $F(2,336) = 115.42, p < .001$ ) が有意であった。さらに、脅威の正当性×反発次元 ( $F(2,336) = 10.25, p < .001$ )、学年×反発次元 ( $F(4,336) = 3.90, p < .001$ ) の1次の交互作用、脅威の正当性×学年×反発次元 ( $F(4,336) = 2.69, p < .05$ ) の2次の交互作用も有意であった。

脅威の正当性の主効果：反発得点は正当条件 ( $M = 2.29$ ) よりも不当条件 ( $M = 3.24$ ) の方が有意に大であった。

反発次元の主効果：反発次元によって反発の程度が

表1 正当性認知得点の平均と (SD)

	正 当			不 当		
	小4	小6	中2	小4	小6	中2
男子	4.07 (.92)	3.93 (1.29)	4.07 (.93)	2.67 (1.19)	2.87 (1.45)	2.40 (1.36)
女子	4.13 (1.09)	4.20 (.83)	3.53 (1.09)	2.87 (1.31)	3.47 (1.36)	3.00 (1.46)

表2 感情的反発得点の平均と (SD)

	正 当			不 当		
	小4	小6	中2	小4	小6	中2
男子	2.87 (1.45)	3.53 (1.36)	3.73 (1.18)	4.07 (.44)	4.13 (.62)	4.07 (.68)
女子	2.33 (1.54)	3.00 (1.46)	3.80 (1.16)	3.60 (.62)	3.73 (1.00)	4.40 (.61)

表3 言語的反発得点の平均と (SD)

	正 当			不 当		
	小4	小6	中2	小4	小6	中2
男子	1.53 (1.09)	2.13 (1.36)	1.67 (1.19)	3.67 (.87)	3.34 (1.30)	3.47 (1.25)
女子	1.60 (1.20)	1.87 (1.31)	2.00 (1.27)	3.54 (.96)	2.34 (1.53)	3.27 (1.27)

表4 行動的反発得点の平均と (SD)

	正 当			不 当		
	小4	小6	中2	小4	小6	中2
男子	1.73 (1.18)	2.07 (1.65)	1.67 (1.19)	2.60 (1.08)	2.60 (1.31)	2.67 (1.45)
女子	1.80 (1.47)	1.87 (1.31)	1.93 (.92)	1.87 (.88)	2.73 (1.24)	2.20 (1.22)

異なることが示された。多重比較の結果、感情的反発得点 ( $M=3.61$ )、言語的反発得点 ( $M=2.53$ )、行動的反発得点 ( $M=2.14$ ) の順に反発得点は有意に大であった。

脅威の正当性×反発次元の交互作用効果：不当条件では、感情的反発 ( $M=4.00$ )、言語的反発 ( $M=3.27$ )、行動的反発 ( $M=2.44$ ) の順に反発得点は有意に大であった。正当条件では、感情的反発 ( $M=3.21$ ) は言語的反発 ( $M=1.80$ ) と行動的反発 ( $M=1.84$ ) よりも反発得点が有意に大であったが、言語的反発と行動的反発との間に有意な差は認められなかった。

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、小学4年生と中学2年生では、感情的反発 ( $M=3.22, 4.00$ )、言語的反発 ( $M=2.58, 2.60$ )、行動的反発 ( $M=2.00, 2.12$ ) の順に反発得点が有意に大であった。小学6年生では、感情的反発 ( $M=3.60$ ) は言語的反発 ( $M=2.42$ ) と行動的反発 ( $M=2.32$ ) よりも反発得点が有意に大であったが、言語的反発と行動的反発の間で反発得点に有意な差が認められなかった。一方、感情的反発の次元では、学年の単純主効果が有意であった。つまり、中学2年生 ( $M=4.00$ ) は小学4年生 ( $M=3.22$ ) よりも感情的反発得点が有意に大であった。

脅威の正当性×学年×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、言語的反発における脅威の正当性×学年、小学4年生と中学2年生における脅威の正当性×反発次元、正当条件と不当条件における学年×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、脅威の正当性の単純・単純主効果に注目したところ、全般的には不当条件よりも正当条件において反発得点が有意に大であったが、小学4年生では行動的反発の次元において (正当  $M=1.77$ , 不当  $M=2.23$ )、中学2年生では感情的反発の次元において (正当  $M=3.77$ , 不当  $M=4.23$ )、脅威の正当性による有意差は認められなかった。次に、学年の単純・単純主効果に注目したところ、正当×感情的反発・条件では小学4年生 ( $M=2.60$ ) よりも中学2年生 ( $M=3.77$ ) の方が、不当×言語的反発・条件では小学6年生 ( $M=2.83$ ) より小学4年生 ( $M=3.60$ ) の方が、反発得点が有意に大であることが判明した。最後に、反発次元の単純・単純主効果に注目したところ、全般的に感情的反発、言語的反発、行動的反発の順で反発得点が大であるが、正当条件では学年に関わらず、言語的反発と行動的反発との間に有意な差は認められなかった。

一方で、不当条件では、小学4年生では感情的反発 ( $M=3.83$ ) と言語的反発 ( $M=3.60$ ) との間に、小学6年生では言語的反発 ( $M=2.83$ ) と行動的反発 ( $M=2.67$ ) との間に、有意な差が認められなかった。不当×中学2年生・条件では、感情的反発 ( $M=4.23$ )、言語的反発 ( $M=3.37$ )、行動的反発 ( $M=2.43$ ) の順に反発得点が有意に大であった。

## 考 察

脅威の正当性得点に関する分析結果から、期待した方向での脅威の正当性要因の主効果が有意であることが判明した。すなわち、黒板の落書きを禁止して、その落書きを消すように強制する教師の言語的脅威が与えられた場合、正当脅威条件の児童・生徒は、不当脅威条件の児童・生徒に比べて、教師の言語的脅威をより正当であると認知していた。したがって、本研究における脅威の正当性要因の操作は有効であることが証明された。

3種類の反発反応測定次元のいずれにおいても、脅威の正当性要因の有意な主効果が得られ、教師の言語的脅威が正当な場合に比べて、不当な場合は、児童・生徒の感情的反発、言語的反発、行動的反発が有意に増大することが実証された。こうした本研究の結果は、自由侵害の正当性が心理的リアクタンスの強度を規定する極めて有力な要因であることを示している。本研究の仮説(1)は全面的に支持されたといえる。

これに対して、反発反応に及ぼす児童・生徒の学年の主効果は、感情的反発次元においてのみ認められた。すなわち、感情的反発は学年の上昇と共に増大するが、有意な学年差がみられるのは中学2年生と小学4年生の間のみであった。言語的反発次元と行動的反発次元における学年要因の主効果はみられず、言語的反発次元で脅威の正当性要因と学年要因の有意な交互作用が存在した。すなわち、教師の言語的脅威が正当な場合には、児童・生徒の言語的反発に学年差はなかったが、教師の言語的脅威が不当な場合には、小学4年生の方が小学6年生よりも言語的反発が強かった。しかし、この交互作用は説明が難しい。このように、反発反応に関する学年差は、深田・木村 (1996) の結果のように明瞭に出現しなかったので、反発反応に及ぼす学年要因の効果に関しては再度検討する必要があると思われる。結果的に、仮説(2)は支持されなかったことになる。

反発反応の測定次元間の差異に関しては興味深い結果が得られた。まず、反発次元要因の主効果が有意であり、しかも3つの次元間にそれぞれ有意差が存在し、

感情的反発が最も強く、言語的反発が中間で、行動的反発が最も弱いことが解明された。内面的反発反応である感情的反発が最も強い点は、深田・木村(1996)の結果と一致するが、外顯的反発反応である言語的反発と行動的反発との間に有意さが認められる点は深田・木村(1996)の結果と異なる。教師に対して言語による反発の方が行動による反発よりも児童・生徒にとっては行動に移しやすいと解釈できる。また、一般的に、言語的反発は侵害された自由の間接的回復行動にすぎないが、行動的反発は侵害された自由の直接的回復にあたるため、言語的反発の方が出現しやすいと考えられる。したがって、仮説(3)は支持されたと判断してよいだろう。

次に、脅威の正当性要因と反発次元要因の有意な交互作用が発見された。教師の言語的脅威が正当な場合には、児童・生徒の反発反応は全体的に弱く、感情的反発が言語的反発や行動的反発よりも強いことが示されたが、言語的反発と行動的反発はともに非常に小さくて、両者の間に差はみられない。ところが、教師の言語的脅威が不当な場合には、児童・生徒の反発反応は全体的にかなり強く、感情的反発、言語的反発、行動的反発の順に強く出現し、いずれの反発次元間にも有意な差が認められる。

最後に、学年要因と反発次元要因の有意な交互作用もみられた。小学4年生と中学2年生では、感情的反発、言語的反発、行動的反発の順に強いが、小学6年生では感情的反発が他の2つの次元の反発よりも強い。また、感情的反発次元では、中学2年の方が小学4年よりも反発が強いが、他の2つの次元では学年差がない。このことから、教師の言語的脅威に対する児童・生徒の反発が学年の上昇と共に強まるのは、内面的な反発反応である感情的反発に限定されることが分かった。すなわち、教師の言語的脅威に対して児童・生徒が言語あるいは行動として表出する反発反応は、彼らの年齢発達とは無関係に一定であるようにみえるかもしれないが、外に表れない感情レベルの内面的な反発反応は確実に増大していることに留意する必要があるだろう。

なお、本研究では児童・生徒の反発反応に及ぼす性要因の効果は全く検出されなかったが、これは深田・

木村(1996)の結果と一致している。

【付記】 本研究の実施に際してご協力いただいた湯原尚哉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.
- 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 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・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・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 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.
- 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.