

# 児童における素因ストレスモデルの検討： ネガティブなスキーマとストレスフルな出来事が 抑うつ症状に及ぼす影響

筑波大学大学院（博）人間総合科学研究科 佐藤 寛

筑波大学心理学系 新井邦二郎

Evaluation of diathesis-stress model in children: The effect of negative schema and stressful events on depression

Hiroshi Sato and Kunijiro Arai (*Institute of Psychology, University of Tsukuba, Tsukuba 305-8572, Japan*)

The purpose of this study was to test the diathesis-stress model in predicting depression in childhood. Six hundred and seventeen children were assessed for dysfunctional attitudes, stressor, and depressive symptomatology. Analyses did not support diathesis-stress model of depression in childhood; regardless of the extent to experience stressful events, negative schema was related to depression. Findings suggested that mechanism of stressor-schema interaction was not shown until late childhood. Finally, limitations and future directions are discussed.

**Key words:** children, depression, diathesis-stress model, dysfunctional attitudes

## 問題と目的

抑うつは、多くの児童が抱える重大な適応上の問題の一つであり、10%～15%の児童が中等度から重度の抑うつ症状を示すことが、アメリカで実施された調査から指摘されている (Nolen-Hoeksema, Girgus, & Seligman, 1986; Smucker, Craighead, Craighead & Green, 1986). このような抑うつ症状は、児童の学校での活動や仲間関係に支障を与えることが明らかにされている (例えば, Nolen-Hoeksema, Girgus & Seligman, 1992). さらに、児童の抑うつ症状は、治療されずにいと長期間維持されたり、再発したりする可能性が高いことが示されている (Nolen-Hoeksema et al., 1992). 以上のように、深刻な抑うつ症状を示す児童が数多く存在し、それらの子どもは学校や家庭で重大な不適応を感じている。したがって、抑うつ症状を抱える児童

に対して早期の治療的・予防的介入を適切に行う必要があると考えられる。

Kaslow & Thompson (1998) は、児童の抑うつ症状に対する実証された心理療法は認知行動療法のみであることを指摘している。このように認知行動療法の有効性が指摘されているにも関わらず、児童の抑うつ症状に影響を与える認知的要因についての研究は未だ十分に行われてはいない。したがって、児童の認知がどのように抑うつ症状を引き起こしているかという点について検討する必要がある (Hammen & Rudolph, 2003).

Spence (1994) は、児童のさまざまな問題に関連する認知を、スキーマ、認知操作、認知結果の3つのレベルに分けて考えることの重要性を指摘している。スキーマとは、個人の中で一貫して観察される考えや行動、感情の基となっている態度や信念体系を指す。また、認知操作とは、外部からの情報を

変換する認知的な過程のことであり、注意、記憶、解釈などのプロセスを指している。最後に、認知結果とは、認知操作やスキーマによって生成される自動思考やイメージ、表象的言語などである。

Beck, Rush, Shaw & Emery (1979)によると、スキーマはこれら3つの認知のレベルの中でも最も心の深層にある構造である。Beck et al. (1979)の指摘に基づくと、スキーマは自動思考に比べると変容が起こりにくいため、認知療法の効果を長期的に維持するためにはスキーマの変容が不可欠であると考えられる。このことから、児童の抑うつ症状に対する認知的アプローチを考える上で、スキーマに関する検討を行うことには重大な意義があると言える。

佐藤・新井(2003)は、このようなスキーマのレベルに相当する認知である非機能的態度が、児童の抑うつ症状に影響を与えていることを報告している。佐藤・新井(2003)によると、物事を過度に悲観的に捉えたり、絶望的なものであると見なしたりする児童は、より強い抑うつ症状を示していた。また、このような認知と抑うつ症状との関連は、不安症状の影響を統制した上でも強く示されていた。以上のことから、児童期の子どもにおいても、スキーマと抑うつ症状との関連は認められることが示唆された。

しかしながら、Beck et al. (1979)は、ネガティブなスキーマが直接的に抑うつ症状を引き起こすのではなく、このようなスキーマを持つ人がストレスフルな出来事を経験することによって抑うつ症状が強まるとしている。このように、ネガティブなスキーマとストレスの交互作用が抑うつ症状をもたらすとする考え方は、素因ストレスモデル(diathesis-stress model)と呼ばれている。Lewinsohn, Joiner & Rohde (2001)は、青年期の子どもを対象として、ネガティブなスキーマを抑うつつの素因とした素因ストレスモデルの検討を行っている。Lewinsohn et al. (2001)の報告によると、青年期の子どもにおいて素因ストレスモデルの妥当性は支持された。すなわち、ネガティブなスキーマを強く示し、かつストレスフルな出来事を多く経験した青年において、抑うつ尺度の得点は最も高かった。以上のように、ネガティブなスキーマを抑うつ症状の素因として捉える上でストレスの影響が重要であることが指摘されているにも関わらず、児童を対象としてこのような検討を行った研究はこれまでに報告されていない。

そこで本研究では、ネガティブなスキーマとストレスフルな出来事の交互作用が抑うつ症状を引き起

こすと仮定する素因ストレスモデルが、児童期の子どもにも認められるか検討することを目的とする。

## 方 法

### 調査対象

茨城県の公立小学校に在籍する合計617名(4年生男子122名、女子119名、5年生男子60名、女子53名、6年生男子132名、女子131名)の児童であった。

### 調査材料

#### 1. 抑うつスキーマの測定

スキーマの測定には、佐藤・新井(2003)の児童用非機能的態度尺度(Dysfunctional Attitudes Inventory for Children: 以下DAIC)の「破局的・絶望的態度」尺度を用いた。この尺度は、9項目からなっており、抑うつ症状と強く関連していることが明らかにされている。また、尺度の信頼性と妥当性はいずれも高い水準にあることが確認されている。回答は、4件法(いつもそう思う、ときどきそう思う、たまにそう思う、ぜんぜんそう思わない)で行われ、態度がネガティブであると思われる方から、3~0点が与えられた。

#### 2. ストレッサーの測定

ストレッサーの測定には、嶋田(1998)の小学生用学校ストレッサー尺度を用いた。この尺度は22項目からなる質問紙で、高い信頼性と妥当性が認められている。嶋田(1998)の尺度は、これら22の項目に示された出来事について、経験頻度と主観的な嫌悪度をそれぞれ4件法で回答させ、両者を掛け合わせることによってストレッサー得点を算出するという採点方法をとる。しかし、本研究の主旨に照らし合わせると、出来事の主観的な評価は考慮せず、ストレスフルな出来事の実験頻度のみをストレッサーとして用いる方がより適切であると考えられた。そこで、過去2ヶ月間の期間において22の出来事を経験した頻度について、4件法(よくあった、ときどきあった、あまりなかった、ぜんぜんなかった)で回答を求め、頻度が高い方から3~0点を与えた。

#### 3. 抑うつ症状の測定

抑うつ症状の測定には、Depression Self-Rating Scale for Children (DSRS: Birlerson, 1981)の日本語版(村田・清水・森・大島, 1996)を用いた。DSRSは18項目からなる質問紙であり、尺度の信頼性と妥当性は、いずれも高い水準にあることが示されている。本研究では、実施上の問題を考慮して自殺といじめに関する2項目を除いた16項目の質問紙を実施した。DSRS日本語版は、これらの2項目を

除いても高い信頼性を維持することが確認されている(佐藤・新井, 2002)。回答は, 最近1週間の気分に関する質問に対して, 3件法(いつもそうだ, ときどきそうだ, そんなことはない)で行われ, 抑うつ症状が強いと思われる方から, 2~0点が与えられた。

#### 調査手続き

調査は, 調査対象者の所属する学級単位で授業時間などを用いて集団で実施された。調査の直接の実施に当たっては, 学級担任の教師に調査の手引きを配布し, 実施を依頼した。

## 結 果

#### 分析対象

記入漏れや記入ミスがあった回答を除き, 有効回答者合計546名(4年生男子104名, 女子106名, 5年生男子53名, 女子45名, 6年生男子117名, 女子121名; 平均年齢10.28歳±1.00)が分析の対象とされた。

#### 変数間の相関分析

本研究に用いた変数間の相関係数を, Table 1に示す。まず, DAICによって測定されたスキーマは, 抑うつ症状と中程度の正の相関を示していた( $r = .58, p < .001$ )。また, ストレッサーと抑うつ症状との間にも, 中程度の正の相関係数が認められた( $r = .40, p < .001$ )。そして, 年齢および性別(0 = 男子, 1 = 女子)は, どの変数ともほとんど相関を示していなかった。これらの結果は, 成人や青年期の子どもを対象とした先行研究と一致していた(Hollon, Kendall & Lumry, 1986; Lewinsohn et al., 2001; Spence, Sheffield & Donovan, 2002)。一方, スキーマとストレッサーの間には, 先行研究とは異なる結果が得られた。Lewinsohn et al. (2001)は, 青年期の子どもスキーマとストレッサーは無相関であることを報告しているが, 本研究では, スキーマとストレッサーの間に中程度の正の相関関係が認められた( $r = .56, p < .001$ )。

#### 階層的重回帰分析を用いた抑うつ症状の予測

DSRSの得点を基準変数とした階層的重回帰分析

Table 1 本研究に用いた変数の変数間相関

有効回答者=546

変数	スキーマ	ストレッサー	抑うつ症状
スキーマ	—		
ストレッサー	.56 ***	—	
抑うつ症状	.58 ***	.40 ***	—
年齢	.10 *	.04 <i>n.s.</i>	.12 **
性別	.05 <i>n.s.</i>	-.13 **	.06 <i>n.s.</i>

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

注: スキーマ = Dysfunctional Attitudes Inventory for Children; ストレッサー = 小学生用学校ストレッサー尺度; 抑うつ症状 = Depression Self-Rating Scale for Children; 性別 (0 = 男子, 1 = 女子)

Table 2 抑うつ症状を基準変数とする階層的重回帰分析の結果

有効回答者=546

投入した順序	説明変数	$R^2$	$R^2$ の変化量	自由度
ステップ1	性別 年齢	.02	.02 **	2,543
ステップ2	ストレッサー	.18	.16 ***	1,542
ステップ3	スキーマ	.35	.17 ***	1,541
ステップ4	性別×スキーマ 年齢×スキーマ ストレッサー×スキーマ	.36	.01 *	3,538
ステップ5	性別×ストレッサー×スキーマ 年齢×ストレッサー×スキーマ	.36	.00 <i>n.s.</i>	2,536

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

注: 性別 (0 = 男子, 1 = 女子); ストレッサー = 小学生用学校ストレッサー尺度; スキーマ = Dysfunctional Attitudes Inventory for Children

の結果を Table 2 に示す。まず、性別と年齢がステップ1として回帰式に投入された。続いて、ステップ2では小学生用学校ストレス尺度、ステップ3では DAIC の得点が投入された。そして、ステップ4としては、3つの交互作用項が回帰式に入れられた。これらはそれぞれ、性別とスキーマ、年齢とスキーマ、ストレスとスキーマの交互作用項であった。最後に、2つの2次交互作用項がステップ5として投入された。すなわち、性別とストレスとスキーマ、年齢とストレスとスキーマの交互作用項であった。

分析の結果、ステップ4のモデルでは、 $R^2$ は1つ前のモデルに比べて有意な増加を示していた ( $F[3, 538] = 2.66, p < .05$ )。しかし、ステップ5では、 $R^2$ の変化量は有意ではなかった ( $F[2, 536] = 0.09, n.s.$ )。したがって、本研究ではステップ5に含まれる2次の交互作用を考慮せず、ステップ4までに回帰式に投入された説明変数を含むモデルについて検討することとした。

最終的に採択されたモデルについて、DSRS の得点に対する各説明変数の標準偏回帰係数を Table 3 に示す。この結果を見ると、ストレスとスキーマは、抑うつ症状に対して有意な正の標準偏回帰係数を示していた (ストレス:  $\beta = .14, p < .01$ ; スキーマ:  $\beta = .56, p < .001$ )。また、年齢から抑うつ症状に対する標準偏回帰係数は小さかったが、有意傾向であった ( $\beta = .06, p < .10$ )。さらに、ストレスとスキーマの交互作用項が有意であった ( $\beta = -.11, p < .05$ )。

### 抑うつ症状に及ぼすストレスとスキーマの交互作用の検討

階層的重回帰分析によってストレスとスキーマ

の交互作用項が有意であることが明らかにされたため、この交互作用についてさらに詳細な検討を行った。なお、標準偏回帰係数はわずかなものであったが、年齢も抑うつ症状に影響を与えている可能性が示唆されたため、交互作用の検討は4年生、5年生、6年生の学年別に行うこととした。

まず、4年生の対象者について、Lewinsohn et al. (2001) に基づき、ストレス得点の中央値を基準として得点の高いものをストレス高群、低いものをストレス低群とした。また、スキーマについては、得点が対象者全体の上位25%に含まれる対象者をスキーマ高群、25%未満から75%までに得点が含まれる対象者をスキーマ中群、それよりも得点の低い対象者をスキーマ低群とした。これら分類に基づき、DSRS 得点を従属変数とした2 (ストレス高群、ストレス低群) × 3 (スキーマ高群、スキーマ中群、スキーマ低群) の2要因分散分析を行った (Fig. 1)。その結果、スキーマの主効果のみが有意であった ( $F[2, 204] = 12.48, p < .001$ )。Tukey 法による多重比較を行ったところ、スキーマ高群はスキーマ中群およびスキーマ低群よりも有意に抑うつ得点が高かった ( $ps < .001$ )。また、スキーマ中群はスキーマ低群よりも有意に抑うつ得点が高いことが示された ( $p < .01$ )。ストレスの主効果およびストレスとスキーマの交互作用は、いずれも有意ではなかった。

次に、5年生の対象者について、同様の分散分析を実施した (Fig. 2)。分析の結果、ストレスの主効果と、スキーマの主効果は有意であったが (ストレス:  $F[1, 92] = 7.93, p < .001$ ; スキーマ:  $F[2, 92] = 5.30, p < .01$ )、ストレスとスキーマの交互作用は認められなかった。ストレス高群は、低群よりも有意に高い抑うつ得点を示していた。Tukey 法を用いた多重比較の結果、スキーマ高群はスキーマ中群およびスキーマ低群よりも抑うつ得点有意に高かった ( $ps < .001$ )。しかし、スキーマ中群と低群との間には、有意な違いは示されなかった。

最後に、6年生の対象者についても同様の解析を行った (Fig. 3)。その結果、スキーマの主効果は有意であったものの ( $F[2, 232] = 29.77, p < .001$ )、ストレスの主効果およびストレスとスキーマの交互作用は有意ではなかった。Tukey 法による多重比較の結果、スキーマ高群はスキーマ中群と低群よりも有意に抑うつ得点が高く ( $ps < .001$ )、スキーマ中群はスキーマ低群よりも有意に抑うつ得点が高いことが示された ( $p < .01$ )。

Table 3 抑うつ症状に対する各説明変数の標準偏回帰係数

説明変数	$\beta$
性別	.04 <i>n.s.</i>
年齢	.06 †
ストレス	.14 **
スキーマ	.56 ***
性別×スキーマ	.02 <i>n.s.</i>
年齢×スキーマ	.02 <i>n.s.</i>
ストレス×スキーマ	-.11 *

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

注: スキーマ = Dysfunctional Attitudes Inventory for Children; ストレス = 小学生用学校ストレス尺度; 性別 (0 = 男子, 1 = 女子)

有効回答者 = 546

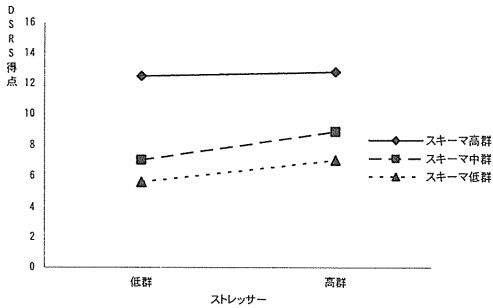


Fig. 1 4年生におけるストレスラーとスキーマが抑うつ症状に与える影響

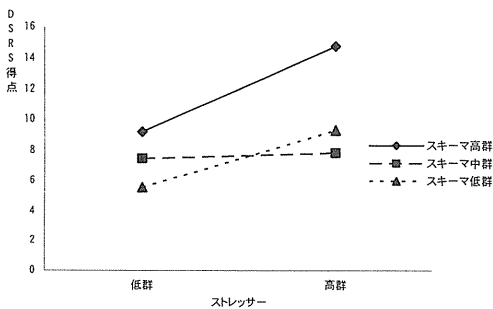


Fig. 2 5年生におけるストレスラーとスキーマが抑うつ症状に与える影響

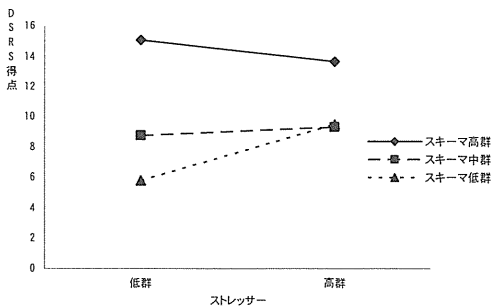


Fig. 3 6年生におけるストレスラーとスキーマが抑うつ症状に与える影響

### 考 察

本研究の目的は、ストレスフルな出来事とネガティブなスキーマの交互作用が抑うつ症状に影響を及ぼすことを仮定した、素因ストレスモデルが児童期の子どもにおいて認められるか検討することであった。

検討の結果、4年生、5年生、6年生のいずれの対象者においても、ネガティブなスキーマを強く持つ児童がより強い抑うつ症状を示すことが明らかにされた。しかしながら、素因ストレスモデルで仮定されているようなストレスラーとスキーマの抑うつ症状に対する交互作用は、どの学年においても認められなかった。この結果は、青年期の子どもではストレスラーとネガティブなスキーマの交互作用が見られるとした Lewinsohn et al. (2001) の報告とは対照的なものである。

以上のような先行研究との不一致が認められた理由として、本研究と Lewinsohn et al. (2001) において調査対象とされた子どもの発達段階の違いが考えられる。本研究の対象者は小学校高学年の児童であったのに対し、Lewinsohn et al. (2001) では高校生の子どもが対象とされている。これらの点を考え合わせると、ストレスフルな出来事とネガティブなスキーマの交互作用が抑うつ症状を引き起こすという現象は、児童期までは見られないことが示唆される。

Turner & Cole (1994) は、このような素因ストレスモデルで仮定されているメカニズムについて、発達の観点から考察している。Turner & Cole (1994) では抑うつ素因として原因帰属や推論の誤りが取り上げられ、学業的・社会的場面におけるストレスフルな出来事との交互作用が4年生、6年生、8年生の子どもにおいてそれぞれ認められるかどうか検討がなされた。そして、検討の結果、4年生と6年生の子どもではこのような交互作用は認められなかったが、8年生の対象者では素因ストレスモデルの妥当性を支持する結果が得られている。

本研究と Turner & Cole (1994) とでは抑うつ素因として仮定する概念が異なっているものの、これらの概念はいずれも広い意味での抑うつ素因の認知的要因であると捉えることができる(坂本, 1997)。したがって、これまで抑うつ症状の発症と維持を説明する認知モデルとして広く検討されてきた素因ストレスモデルで仮定されているメカニズムは、児童期後期から青年期にかけて形成されるという発達の経過をたどる可能性があると言える。

最後に、本研究の限界と今後の課題について述べる。まず、本研究で取り上げられたストレスフルな出来事は、いずれも学校場面において出現するものだけに限定されている。しかしながら、児童が日常的に経験するストレスフルな出来事は学校場面で出現するものだけでなく、家庭や地域などのさまざまな場面にわたることが指摘されており(竹中, 1997)、これらの場面を考慮した研究が行われる必

要がある。次に、本研究では横断的な研究デザインが採用されている。Lewinsohn et al. (2001) は、素因ストレスモデルを検討する研究デザインとして横断的な研究は最適ではなく、縦断的研究によって検討されることが望ましいとしている。したがって、児童の抑うつ症状に関する素因ストレスモデルについて、縦断的な研究デザインによる評価を行うことは不可欠であると考えられる。そして、素因ストレスモデルの発達のな検討を行う必要がある。本研究の対象者は小学校4年生から6年生であったため、素因ストレスモデルの発達差について効果的な検討を加えるには年齢の幅が不十分であったと考えられる。素因ストレスモデルにおいて仮定されている構造がどのように形成されていくのかという点について発達の観点から考察するためには、さらに異なる年齢集団についても検討を加えることが必要である。

### 要 約

本研究の目的は、ネガティブなスキーマを抑うつ症状の素因とした素因ストレスモデルを、児童を対象に検討することであった。小学校4年生から6年生までの児童617名を対象として、児童用非機能的態度尺度(佐藤・新井, 2003)、小学生用学校ストレスサー尺度(嶋田, 1998)、および、子ども用抑うつ自己評価尺度(村田ら, 1996)を用いて、児童のネガティブなスキーマとストレスサー、抑うつ症状の程度を測定した。スキーマとストレスサーを独立変数、抑うつ症状を従属変数とする2要因の分散分析の結果から、いずれの学年の児童においても、ネガティブなスキーマは抑うつ症状と関連していることが示唆された。しかしながら、ストレスサーとスキーマの交互作用は有意ではなく、この結果は抑うつ症状の素因ストレスモデルとは一致していなかった。これは、素因ストレスモデルで仮定されているようなメカニズムが、児童期の子どもではまだ形成されていない可能性を示すものである。

最後に、本研究の限界と今後の課題が議論された。

### 引用文献

ベック, A.T., ラッシュ, A.J., ショウ, B.F. & エメリイ, G. 坂野雄二(監訳) 1992 うつ病の認知療法 岩崎学術出版社  
(Beck, A.T., Rush, A.J., Shaw, B.F. & Emery, G. 1979 *Cognitive Therapy of Depression*. New York:

Guilford Press.)

- Birleson, P. 1981 The validity of depressive disorder in childhood and the development of a self-rating scale: A research report. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 22, 73-88.
- Hammen, C. & Rudolph, K.D. 2003 Childhood mood disorders. In E.J. Mash & R.A. Barkley (Eds.) *Child psychopathology: Second edition* (pp.233-278). New York: Guilford Press.
- Hollon, S.D., Kendall, P.C. & Lumry, A. 1986 Specificity of depressotypic cognitions in clinical depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 95, 52-59.
- Kaslow, N.J. & Thompson, M.P. 1998 Applying the criteria for empirically supported treatments to studies of psychosocial interventions for child and adolescent depression. *Journal of Clinical Child Psychology*, 27, 146-155.
- Lewinsohn, P.M., Joiner, T.E. Jr. & Rohde, P. 2001 Evaluation of cognitive diathesis-stress models in predicting major depressive disorder in adolescents. *Journal of Abnormal Psychology*, 110, 203-215.
- 村田豊久・清水亜紀・森陽次郎・大島祥子 1996 学校における子どものうつ病: Birlesonの小児期うつ病スケールからの検討 最新精神医学, 1, 131-138.
- Nolen-Hoeksema, S., Girgus, J.S. & Seligman, M.E.P. 1986 Learned helplessness in children: A longitudinal study of depression, achievement, and explanatory style. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 435-442.
- Nolen-Hoeksema, S., Girgus, J.S. & Seligman, M.E.P. 1992 Predictors and consequences of childhood depressive symptoms: A 5-year longitudinal study. *Journal of Abnormal Psychology*, 101, 405-422.
- 坂本真士 1997 自己注目と抑うつの社会心理学 東京大学出版会
- 佐藤 寛・新井邦二郎 2002 子ども用抑うつ自己評価尺度(DSRs)の因子構造の検討と標準データの構築 筑波大学発達臨床心理学研究, 14, 85-91.
- 佐藤 寛・新井邦二郎 2003 児童の非機能的態度と抑うつ症状および不安症状との関連 日本行動療法学会第28回大会発表論文集, 152-153.
- 嶋田洋徳 1998 小中学生の心理的ストレスと学校不適応に関する研究 風間書房

- Smucker, M.R., Craighead, W.E., Craighead, L.W. & Green, B.J. 1986 Normative and reliability data for the Children's Depression Inventory. *Journal of Abnormal Child Psychology*, **14**, 25-40.
- Spence, S.H. 1994 Practitioner review: Cognitive therapy with children and adolescents: From theory to practice. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, **35**, 1191-1228.
- Spence, S.H., Sheffield, J. & Donovan, C. 2002 Problem-solving orientation and attributional style: Moderators of the impact of negative life events on the development of depressive symptoms in adolescence? *Journal of Clinical Child Psychology*, **31**, 219-229.
- 竹中麻理子 1997 子どものストレス関連問題 竹中晃二(編) 子どものためのストレス・マネジメント教育：対処療法から予防措置への転換 北大路書房
- Turner, Jr., J.E. & Cole, D.A. 1994 Developmental differences in cognitive diatheses for child depression. *Journal of Abnormal Child Psychology*, **22**, 15-32.

(受稿9月16日：受理10月22日)