

## 研 究

# 養育者の内的作業モデルと育児ストレスが 養育態度に与える影響

—安定した内的作業モデルは、適応的な養育を導くのか—

加藤孝士

## 〔論文要旨〕

子どものより良い発達を導くための基礎的知見を提供するため、養育者の内的作業モデルが養育態度に与える影響を検討した。調査対象者は、現在子育てをしている養育者177名であり、質問紙調査を行った。その結果、内的作業モデルの下位因子である他者観がポジティブな養育者は、子どもを受け入れる関わりを多くすることが示された。また、内的作業モデルの下位因子である自己観がネガティブな養育者は、子どもを統制するような関わりを多くすることが示された。続いて、育児ストレスを調整変数とし、内的作業モデルが養育態度に与える影響を検討した。その結果、育児ストレスが相対的に高い養育者は、自己観がポジティブになるほど、統制的な関わりが増えることが示された。これにより、先行研究では良いとされていたポジティブな自己観が、高ストレス状態においては、養育に悪影響を及ぼす可能性が示された。

Key words : 内的作業モデル, 養育態度, 育児ストレス, 養育者

## I. 問題と目的

養育者は子どもの発達に影響を与える存在として、非常に重要であり、より良い子育て支援の在り方を検討する必要がある。親子関係を扱った研究として、アタッチメント理論に関するさまざまな知見が累積されている。Bowlby<sup>1)</sup>は動物行動学の視点から、“身の危険を感じた際に他者を頼る（くっつく）ために組み込まれた行動”をアタッチメントと定義づけ、母性的対象（主として養育者）の敏感性（sensitivity）<sup>2)</sup>や情動応答性（emotional availability）<sup>3)</sup>、mind-mindedness<sup>4)</sup>などの子どもの心的状態を推測する能力と子どものアタッチメントとの関係を明らかにしている。このような養育者の能力は、子どもへの関わり（養育態度）に関係し、子どもの発達に影響を与えられている。

アタッチメントは「ゆりかごから墓場までのアタ

achment」と表現される内的作業モデル（Internal Working Model：以下、IWM）という認知的枠組みとして成人後も保持され続けるとされている<sup>1)</sup>。このIWMは、自己観（自分は助けられるに値する）と他者観（困った時に他者は助けてくれる）におけるポジティブ、ネガティブの2極を有する対人関係の枠組みと定義され<sup>5)</sup>、精神的健康や社会的適応などさまざまな社会的関係に影響を与えていることが認められている<sup>6)</sup>。これらの研究では安定型、もしくは安定傾向（自己観、他者観がポジティブ）が社会的適応の良さや正の感情に影響することが示されている。更に、アタッチメントは養育に関して影響を与えやすいことが指摘され<sup>7)</sup>、それを証明するように、アタッチメントの世代間伝達を認める研究も多い<sup>8,9)</sup>。そして金政<sup>10)</sup>は大学生とその親を対象に質問紙調査を行い、IWMが養育態度の認知を媒介し、アタッチメントの世代間伝達が行われる可能性を示している。

Effects of Internal Working Models and Child-care Stress of Care-givers on Parental Sttitudes

[27100]

— Or Secure Internal Working Models Predicts a Good Parental Sttitudes —

受付 15.12.24

Takashi KATOH

採用 17. 1.20

四国大学生生活科学部児童学科（研究職）

しかしながら, Bowlby のアタッチメントの考えや, 不安状態における子どもの行動によってスタイルの分類が行われたこと<sup>2)</sup>から考えると, IWM もアタッチメントと同様, 不安状況において活性化する枠組みである可能性がある。先行研究において安定型のIWMを保持した者は, 外界をポジティブに認知する傾向が強いことが示されているなど<sup>11)</sup>, 不安状況に陥った場合でも正の感情を得やすく, 適応的に行動をしやすいと考えられる。しかしながら, 不安定型のIWMを保持した者でも不安を低く保持する場合もあり, IWMが活性化されにくい可能性もある。そのような視点から, IWMが社会的行動に与える影響が, 感情を調整変数とすることで, 直接的な影響が緩和されることも示されている<sup>12)</sup>。

そこで本研究では子育てをしている母親を対象とし, IWMが養育態度に与える影響を検討し, 続いて育児ストレスを調整変数とし, IWMが養育態度を示す傾向が育児ストレスによって左右されるのかを明らかにすることを目的とした。

## II. 方 法

### 1. 調査対象者

保育所・幼稚園に子どもを預けている養育者218名に調査用紙を配布した。

### 2. 手続き

調査は, 無記名自記式質問紙調査法により回答を求め, 両面テープ付きの封筒に入れ配布し, 封をした状態で提出を求めた。配布は保育所・幼稚園の担任により配布してもらい, 園に備え付けの回収箱に提出を求めた。回収箱の中は, 外からは見えないように設計し, 職員から回収状況が見えないよう配慮した。

### 3. 倫理的配慮

調査用紙は, 専門社会調査士の資格を有する著者が中心となり, 原案の段階で, 調査対象の所長・園長や子育てを行っている母親に確認し, わかりにくい項目や答えにくい項目がないかを確認しつつ項目を選定した。調査用紙には, 研究の主旨や調査への協力・拒否の自由, 調査に要する労力, 匿名性の保証, データの管理と活用方法, 回答をもって研究に同意したとする旨を明記した。調査用紙は, 封をした状態で提出を求め, 提出の際に回答の有無がわからないため, 未回答

でも不利益が生じることがないように配慮した。

## 4. 調査内容

調査内容は以下の4つである。

### 1) フェイスシート

調査対象者の性別, 年齢, 子どもの年齢, 子どもの数について尋ねた。

### 2) IWM 尺度

中尾ら<sup>13)</sup>によって日本語版が開発された ECR (the Experiences in Close Relationships) を, 養育者に対応した質問形式に修正した加藤<sup>14)</sup>の尺度を使用した。項目数は26項目で, 5件法(1「全く当てはまらない」～5「非常によく当てはまる」)で回答を求めた。ECRの下位因子は「見捨てられ不安(以下, 不安)」と「親密性の回避(以下, 回避)」の2因子構造となっている。不安は自己観を, 回避は他者観を意味している。得点が高いほど不安が強いことを意味しており, 得点が低いほど安定型であることを意味している。

### 3) 育児ストレス尺度

興石<sup>15)</sup>の研究で使用された育児ストレス尺度を使用した。項目数は10項目で, 5件法(1「全く当てはまらない」～5「非常によく当てはまる」)で回答を求めた。一因子構造で構成されている。得点が高いほど, 育児ストレスが高いことを意味している。

### 4) 養育態度測定尺度

質問数が多くなるため, 調査対象者の負担軽減を目的に, 養育態度に関する鈴木ら<sup>16)</sup>や戸田ら<sup>17)</sup>の研究から項目を参考に抽出した。項目の選定・修正には, 保育所・幼稚園の所長・園長, および子育てをしている養育者に協力してもらった。項目数は, 18項目で5件法(1「全く当てはまらない」～5「非常によく当てはまる」)で回答を求めた。得点が高いほど, 各因子の養育態度の傾向が強いことを意味している。

## III. 結 果

### 1. 調査対象者の属性

本調査では179名(男性2名, 女性177名)の回答が得られた(回収率82%)。回答者の性別は, 男性が2名と少なかったことから, 本研究では女性177名を調査対象者とした。調査対象者の属性を表1に示した。調査対象者の年齢については, 31～35歳が最も多く, 全体の約半数を示していた。子どもの数では2人が最も多く, これも全体の約半数を占めていた。また, 養

表1 調査対象者の属性

調査対象者の年齢			子どもの数			長子の年齢		
	人数	%		人数	%		人数	%
21～25歳	3	2	1人	37	21	4歳以下	28	16
26～30歳	42	24	2人	93	53	5～6歳	68	38
31～35歳	83	47	3人	40	23	7～9歳	40	23
36～40歳	37	21	4人以上	3	2	10歳以上	21	12
41歳以上	9	5	未回答	4	2	未回答	20	11
未回答	3	2						
合計	177	100	合計	177	100	合計	177	100

育歴を明らかにするために、長子の年齢を分類したところ、5～6歳が最も多くなったものの、全体的に均等に分布していた。

## 2. 測定尺度の検討

### 1) 養育態度測定尺度の検討

養育態度尺度を検討するため、因子分析を行った(主因子法, プロマックス回転)。その結果, 固有値の推移 (4.44, 2.71, 1.50, 1.07, 0.97…) と解釈可能性から3因子が最適解であると判断した。続いて, 因子負荷量 .40未満であった項目を除外し, 最終的には15項目から構成される尺度となった(表2)。第一因子は“子どものことを理解している”といった子どもを受け入

れる項目が分類されたことから「受容」因子と命名した。第二因子は“「あれはだめ」など禁止することが多い”といった子どもに対する統制に関する項目が分類されたことから「統制」因子と命名した。第三因子は, “子どもが同じ行動をしても, その時々で対応が異なる”といった優柔不断な項目が分類されたことから「優柔不断」因子と命名した。 $\alpha$ 係数を算出したところ全因子で .70を超えており, 信頼性も確認された。

### 2) IWM, 育児ストレス尺度の検討

IWM 測定尺度, 育児ストレス尺度の信頼性を検討するため,  $\alpha$ 係数を算出した。その結果, IWMの下位因子である「不安 ( $\alpha = .87$ )」, 「回避 ( $\alpha = .91$ )」

表2 養育態度の因子分析 (主因子法, プロマックス)

	I	II	III
<b>I. 受容 (<math>\alpha = .76</math>)</b>			
子どものことを理解している	.69	-.19	.23
子どもと楽しい時間が過ごせる	.68	-.14	.01
子どもによく話しかける	.63	.18	-.15
子どもに十分, 気を使っている	.54	-.02	-.21
子どもが怖がっている時は, 安心させる	.52	.03	.17
子どもの生活に強く関わっている	.45	.27	-.25
<b>II. 統制 (<math>\alpha = .72</math>)</b>			
自分を困らせることを子どもがすると, 腹を立てることがある	-.09	.69	-.18
自分の言う通りにしないと, いい気持ちがしない	.09	.60	.11
「あれはだめ」など禁止することが多い	-.01	.58	.08
人前とそうでない時では, 子どもへの態度を変える	.01	.42	.22
子どもをよく責める	.16	.41	.13
言うことを聞かないと罰する	-.15	.40	.16
<b>III. 優柔不断 (<math>\alpha = .75</math>)</b>			
子どもが同じ行動をしても, その時々で対応が異なる	-.01	-.02	.77
気分によって, しつけが変わりやすい	.02	.15	.60
決まりごとを守るよう強く言うこともあれば, 忘れていた時もある	.00	.25	.58
	因子間相関 I	-.10	.49
	II	—	-.19

表3 IWM, 養育態度, 育児ストレスの相関係数

		養育態度				育児ストレス
		回避	受容	統制	優柔不断	
IWM	不安	.50***	-.17*	.16*	.06	.39***
	回避		-.25**	.14	.06	.25**
養育態度	受容			-.10	.49***	.54***
	統制				-.19*	-.23**
	優柔不断					.34***

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

においても、「育児ストレス ( $\alpha = .88$ )」においても十分な数値が確認され、信頼性を有していることが示された。

3. 属性による IWM, 養育態度, 育児ストレスの各因子得点

属性による因子得点の差異を検討するため、属性を独立変数とし（親の年齢：30歳以下・31～35歳・36歳以上、長子の年齢：4歳以下・5～6歳・7～9歳・10歳以上）、各因子得点（IWM:不安・回避、養育態度:統制・受容・優柔不断、育児ストレス）を従属変数とする一要因の分散分析を行った。その結果、すべて属性において、有意な主効果は確認できなかった。よって、本研究では属性ごとの差異を想定せず、同一のデータとして扱うこととした。

4. IWM と育児ストレスが養育態度に与える影響

1) IWM が養育態度に与える影響

まず、重回帰分析を行うために、各因子の相関係数を算出した（表3）。続いて、IWM（不安、回避、不安・回避の交互作用）が養育態度に与える影響を検討するため、階層的重回帰分析を行った。具体的には、目的変数として養育態度の各因子得点（受容・統制・優柔不断）をそれぞれ投入し、説明変数としてstep 1に「不安」、「回避」を投入し、step 2に「不安」と「回避」の交互作用項を投入した。その結果、step 1の「統制 ( $\Delta R^2 = .04, p < .05$ )」、「受容 ( $\Delta R^2 = .06, p < .05$ )」において、有意な決定係数が確認されたが、step 2においてはすべての目的変数で有意な増分は確認できず、交互作用は示されなかった（統制 ( $\Delta R^2 = .00$ )、受容 ( $\Delta R^2 = .00$ )、優柔不断 ( $\Delta R^2 = .00$ ) いずれも *n.s.*)。

有意な主効果が確認されたものとして、「受容」については、「回避」からの負の関係が確認され ( $\beta$

表4 養育態度を目的変数とした重回帰分析

(強制投入法,  $n=165$ )

		養育態度		
		受容	統制	優柔不断
説明変数	IWM 不安 ( $\beta$ )	-.05	.11†	.05
	IWM 回避 ( $\beta$ )	-.21*	.09	.06
	$R^2$	.06*	.04*	.01

\* $p < .05$ , † $p < .10$

※有意な増分が示されなかったことから、通常の重回帰分析である step 1 の数値を記載した。

$= -.21, p < .05$ ), 他者観がポジティブな母親は、受容的関わりが多いことが示された。また、「統制」については、「不安」からの正の傾向が確認された ( $\beta = .11, p < .10$ ) (表4)。

2) IWM と育児ストレスの交互作用について

先の結果で IWM が養育態度に与える影響が確認されたが、それらに育児ストレスがどのように作用しているのかを検討するため、階層的重回帰分析を行った。具体的には、「受容」を目的変数とし、説明変数としてstep 1に「回避」と「育児ストレス」を投入し、step 2に「回避」と「育児ストレス」の交互作用項を投入した階層的重回帰分析を行った。その結果、step 2に有意な増分が確認されず ( $\Delta R^2 = .00, n.s.$ )、交互作用は認められなかった。主効果については、「回避 ( $\beta = -.24, p < .01$ )」、「育児ストレス ( $\beta = -.14, p < .05$ )」とも負の関係が確認された（表5）。

続いて「統制」を目的変数とし、説明変数としてstep 1に「不安」と「育児ストレス」を投入し、step 2に「不安」と「育児ストレス」の交互作用項を投入した階層的重回帰分析を行った。その結果、step 2に有意な増分が確認され ( $\Delta R^2 = .02, p < .05$ )、「不安」と「育児ストレス」の交互作用項も有意であったため ( $\beta = -.12, p < .05$ )、単純傾斜検定を行った。具体的な手続きとしては、育児ストレスを調整変数とみなし、その値を平均  $\pm 1SD$  の2通りで固定した場

表5 養育態度（受容，統制）を目的変数とした階層的重回帰分析

(n=165)

目的変数 説明変数	受容			統制		
	$\beta^{a)}$	$R^2$	$\Delta R^2$	$\beta^{a)}$	$R^2$	$\Delta R^2$
Step 1		.11***	.11***		.30***	.30***
回避	-.24**			不安	-.03	
育児ストレス	-.14*			育児ストレス	.46***	
Step 2		.11***	.00		.32***	.02*
交互作用項	-.02			交互作用項	-.13*	

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

a) 最終ステップにおける標準偏回帰係数

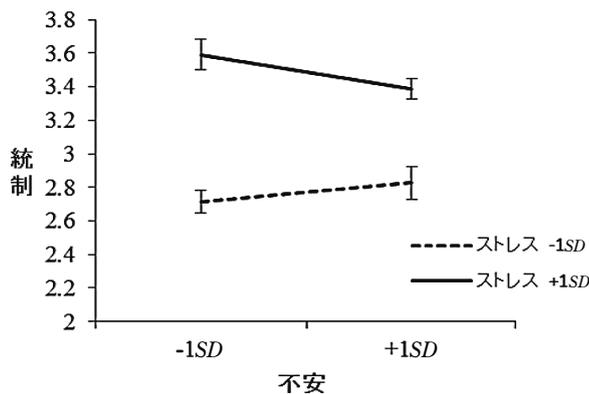


図 統制的養育に対する不安と育児ストレスの交互作用効果

合の育児ストレスの効果を検討した(図)。その結果、育児ストレスが相対的に高い場合(+1SD)においては、「不安」と「統制」に負の関係が確認され( $\beta = -.13, p < .05$ )、育児ストレスが相対的に低い場合(-1SD)においては「不安」と「統制」の関係が確認されなかった( $\beta = .07, n.s.$ )。よって、育児ストレスが高い状態の母親は、自己観がポジティブになるほど、統制的な関わりが増加することが示され、育児ストレスが低い状態の母親は、自己観と統制的養育との関係が確認されなかったことになる。また、「不安」を調整変数とみなした場合は、+1SD( $\beta = .35, p < .001$ )、-1SD( $\beta = .56, p < .001$ )ともに正の関係が確認され、統計的には育児ストレスの主効果を示す結果となった。すなわち自己観の高低にかかわらず、ストレスが高い母親は、統制的関わりを行うことが示された。

#### IV. 考 察

##### 1. 養育態度と属性の関係

因子分析の結果、養育態度では「受容」、「統制」、「優柔不断」という3因子が抽出された。この3因子は、

加藤ら<sup>18)</sup>で示された因子構造(「受容・子ども中心」、「一貫性のない優柔不断なしつけ」、「統制」とほぼ同様の構造を示していた。

加藤ら<sup>18)</sup>において、長子が幼い母親は、長子が青年期の母親よりも受容的な関わりや統制的な関わりが多いことが示されていた。しかし本研究の結果、長子の年齢(子育て歴)による養育態度の違いは確認できなかった。この理由として、調査方法と調査対象者の養育対象が関係していると考えられる。加藤ら<sup>18)</sup>では、インターネット調査を行っており幅広い対象者がいるのに対し、本調査では保育所・幼稚園を介して調査を行っており、すべての対象者が幼児を養育していた。また、園を介して調査を依頼していることから、評定された養育態度も通園している子どもに対する養育と解釈され回答されたことが予測され、長子の年齢による差が示されなかったと考えられる。

##### 2. 「回避(他者観)」と「育児ストレス」が受容的養育に与える影響

IWMが養育態度に与える影響を検討したところ、ポジティブな他者観が、受容的な養育態度を引き出すことが示された。更に、育児ストレスを調整変数とした場合も、直接的影響が継続しており、ポジティブな他者観は受容的養育を高める働きをしていた。他者観はポジティブなほど、「社会性」や「魅力」などの他者とのコミュニケーションに関わる能力の高さとの関係が認められている<sup>6)</sup>。また、ポジティブな他者観は受容的な養育との結びつきが確認されており<sup>10)</sup>、本研究の結果は先行研究を裏付けるものとなった。加えて、今回の「受容」の項目の中には、「子どもが怖がっている時は、安心させる」といったように、子どもの気持ちや推測し、不安を低減させる関わりも含まれており、アタッチメントの形成と強い結びつきがある項目

が含まれていることから、育児ストレスを調整変数とした場合も関係が色濃く残ったのではないだろうか。また、育児ストレスの低さは、子どもに関わる際の困難が少ないことも予測される。そして、困難が少ない状態は、ゆとりを生むことから、より子どもの心情を理解した子ども中心の関わりが可能と考えられる。

### 3. 「不安（自己観）」と「育児ストレス」が統制的養育に与える影響

IWMが養育態度に与える影響を検討したところ、ネガティブな自己観が統制的な養育を高めることが示された。先行研究では、自己観がネガティブなほど、ニュートラルな表情からも、ネガティブな情動を読み取る傾向が示されるなど<sup>19)</sup>、対人関係に脅威を感じやすいことが示されている。そのことから、ネガティブな自己観により、子どもをネガティブに捉えやすくなり、その結果、子どもに対して統制的に関わってしまうとも考えることができる。

しかしながら、育児ストレスを調整変数とし、自己観が統制的養育に与える影響を検討したところ、相互作用が認められ、育児ストレスが高い状態であれば、自己観がポジティブになるほど統制的な養育が増加することが示された。すなわち、ポジティブな自己観が不適応な養育態度を招く可能性が示唆されたといえる。この理由として、自らの見込みと現実とのギャップが影響していると考えられる。自己観がポジティブな者は、自分自身への価値を強く持っており、リーダーシップなどの自らの能力に起因する行動が活発になることが示されている<sup>5)</sup>。しかしながら、育児ストレスが高い状態は、自らの能力では対応できない状況を示すものであり、自己観がポジティブであればあるほど本来の自分と現実のギャップを大きく感じてしまう。このことは、物理的、心理的時間における理想と現実のギャップが、育児ストレスを増大させるとの指摘<sup>19)</sup>からも推測することができる。育児は、自らが子どもの状態を推測することや、子どもの気質の影響、子育て環境の違いなど、自己観のみでは対応できない場面も多いと考えられる。このようなギャップの広がりにより、本来は適応的と考えられるポジティブな自己観が、不適応な養育を導いたと考えられる。

ただし、重回帰決定係数を見るといずれも、.02 .04 .06と低くIWMが養育態度に与える影響はさほど強くないことも示唆されている。子育ては、養育者の置か

れている環境などさまざまな要因が関与している。そのため、IWMという個人特性のみではなく、さまざまな要因が絡み合っていることを示した結果といえるのではないだろうか。

## V. まとめと今後の課題

本研究では、ポジティブなIWMが適応的な行動を増加させるとの結果に加え、高ストレスという受け入れがたい状況では、安定型だからこそ不適応な行動を招いてしまう危険性も示唆された。よって今後は、適応的として見逃されやすい安定型の養育者に注目した研究も必要だろう。

ただし、本研究では、IWMと育児ストレスがどのようなプロセスで養育に影響を与えるのかについては検討されていない。近年のアタッチメント研究では、IWMが認知機能に与える影響を検討した研究等もあり<sup>21)</sup>、子どもへの関わりに影響を与えるメカニズムも示されている。よって今後は、認知的な側面等にも着目し、育児ストレスが認知機能にどのように影響を与え、養育態度を導いているのかといったさまざまな側面にも注目することが求められる。

また、IWMが対人関係に影響を与える認知的枠組みであるなら、育児ストレスを抱える環境（人間関係など）は異なることも予測される。例えば回避的なIWMを保持している養育者にとって、一般的に有効と考えられる多くの人の関わり（サポート）は育児ストレスの危険性を含んでいる可能性もある。よって、IWMによって、どのような時に育児ストレスを低減し幸福感を高めていくのかといった視点も必要だろう。

利益相反に関する開示事項はありません。

## 文 献

- 1) Bowlby J. Attachment and Loss : Vo2. Separation : Anxiety and anger. London : The Hogarth Press 1973. (ボウルビィJ. 黒田実朗, 大羽 葵, 岡田洋子訳. 母子関係の理論II 分離不安. 岩崎学術出版社, 1977.)
- 2) Ainsworth MDS, Blehar MC, Waters E, et al. Patterns of attachment. Hillsdale, NJ : Lawrence Erlbaum, 1978.
- 3) Emde RN, Sorce JF. The rewards of infancy : Emotional availability and maternal referencing. In

- JD Coll, E Galenson, RL Tyson, Eds. *Frontiers of infant psychiatry*. New York : Basic Books, 1983 : 17-30.
- 4) 篠原郁子. 乳児を持つ母親における mind-mindness 測定方法の開発—母子相互作用との関連を含めて. *心理学研究* 2006 ; 77 : 244-252.
  - 5) Brennan KA, Clark CL, Shaver PR. Self-report measurement of adult attachment : An integrative overview. In JA Simpson, WS Rholes, Eds. *Attachment theory and close relationships*. New York : Guilford Press, 1998 : 46-76.
  - 6) 金政祐司, 大坊郁夫. 青年期の愛着スタイルと社会的適応. *心理学研究* 2003 ; 74 : 466-473.
  - 7) 数井みゆき. 親世代におけるアタッチメント. 数井みゆき, 遠藤利彦編. *アタッチメント—生涯にわたる絆*. 京都 : ミネルヴァ書房, 2005.
  - 8) 数井みゆき, 遠藤利彦, 田中亜希子, 他. 日本人母子における愛着の世代間伝達. *教育心理学研究* 2000 ; 48 (3) : 323-332.
  - 9) van IJzendoorn MH. Adult attachment representations, parental responsiveness and infant attachment : A meta-analysis on the predictive validity of the Adult Attachment Interview. *Psychological Bulletin* 1995 ; 117 : 387-403.
  - 10) 金政祐司. 青年・成人期の愛着スタイルの世代間伝達—愛着は繰り返されるのか. *心理学研究* 2007 ; 78 : 398-406.
  - 11) 加藤孝士. 青年期の内的作業モデルと日常生活スキルの関係—主観的幸福感を統制要因として—. *応用教育心理学研究* 2016 ; 33 : 15-24.
  - 12) Feeney JA. Adult attachment and emotional control. *Personal relationships* 1995 ; 2 : 143-159.
  - 13) 中尾達馬, 加藤和生. 成人愛着スタイル尺度 (ECR) の日本語版作成の試み. *心理学研究* 2004 ; 75 : 154-159.
  - 14) 加藤孝士. 養育者への重要な他者からのサポートと内的作業モデルの関連. *発達心理学研究* 2007 ; 18 (3) : 185-195.
  - 15) 輿石 薫. *育児不安の発生機序と対処方略*. 東京 : 風間書房, 2005.
  - 16) 鈴木眞雄, 松田 惺, 永田忠夫, 他. 子どものパーソナリティ発達に影響を及ぼす養育態度・家族環境・社会的ストレスに関する測定尺度構成. *愛知教育大学研究報告教育科学編* 1985 ; 34 : 139-152.
  - 17) 戸田須賀子. 母親の養育態度と幼児の自己制御機能及び社会的行動との関係について. *北海道教育大学釧路分校研究報告* 2006 ; 38 : 59-69.
  - 18) 加藤道代, 黒澤 泰, 神谷哲司. 幼児期から青年期の子どもをもつ親の養育態度の検討. *小児保健研究* 2014 ; 73 (5) : 672-679.
  - 19) 金政祐司. 自己と他者への信念や期待が表情の感情認知に及ぼす影響—成人の愛着的視点から. *心理学研究* 2005 ; 78 : 398-400.
  - 20) 小野田奈穂. 育児期女性の「個人としての自分」と育児ストレスとの関連—理想と現実のギャップからの検討—. *家族心理学研究* 2013 ; 27 : 123-136.
  - 21) 蒲谷慎介. 前言語期乳児のネガティブ情動表出に対する母親の調律的応答 : 母親の内的作業モデルおよび乳児の気質との関連. *発達心理学研究* 2013 ; 24 (4) : 507-517.