

母親の育児ストレスとその関連要因 —愛着と成育歴の影響—

Mothers' Child-Rearing Stress and its Related Factors

南 憲治

Kenji Minami

要 旨

本研究では、乳幼児をもつ母親に質問紙調査を行い、母親が有する愛着と成育歴とが母親の育児ストレスにどのような影響を与えているのかについて検討した。構造方程式モデリングによる分析の結果、親から受けた養育のあり様が、母親の愛着を構成する1次元である「回避」と、子ども時代の「子どもの世話」経験の程度に影響を与えていることが示された。同時に、母親の有する「回避」と子ども時代の「子どもの世話」経験が、母親の「育児拘束感」や「育児当惑感」といった育児ストレスにも影響を与えていることも示唆された。

キーワード

育児ストレス、愛着、成育歴、構造方程式モデリング

問 題

本研究では、乳幼児をもつ母親の育児ストレスに関与する要因について検討する。育児ストレスに影響を与える要因としては多数のものが考えられる。これらの要因のうち、本研究では2つの要因を取り上げる。1つは母親の有する愛着であり、もう1つの要因は母親の成育歴である。

まず、母親の有する愛着と育児ストレスとの関係について検討する。近年の成人を対象にした愛着研究によれば、愛着を構成する次元として、一般に「不安 (anxiety)」と「回避 (avoidance)」という2つの次元が認められるという (Brennan, Clark, & Shaver, 1998; Fraley & Shaver, 2000; Fraley & Waller, 1998)。ここでいう「不安」とは、「重要な他者」から拒否されるのではないか、あるいは見捨てられるのではないかという不安のことである。もう1つの次元である「回避」とは、人が他者との親密性 (intimacy) や相互依存性 (interdependence) を回避する傾向をさしている (Collins & Feeney, 2004)。そしてこの「不安」と「回避」の2次元を組み合わせることによって、Bartholomew & Horowitz (1991) は、成人の愛着スタイルを4つのタイプに分類している。すなわち、「不安」も「回避」も低い人は「安定型 (secure)」、「不安」が高く「回避」が低い人は「とらわれ型 (preoccupied)」、「不安」も「回避」も高い人は「恐れ型 (fearful)」、「不安」が低く「回避」が高い人は「拒絶型 (dismissing)」に分類される。

例えば「安定型」に分類される人は、自分が他者から尊重されていると感じており、他者が自分に対して応答的で、他者は信頼できると知覚しているという (Collins & Feeney, 2004)。それゆえ、このような「安定型」の人がストレスを受けても、他者にサポートを求めることに対する抵抗感が少なく、このような「安定型」の人がストレスを受けることは少ないのではないかと考えられる。これに対して、「恐れ型」の人は他者から見捨てられるのではないかと不安が強いうえに、他者に対する不信感も大きいという (Collins & Feeney, 2004)。それゆえ、このような「恐れ型」の人がストレスを受けると、他者に対して実際にサポートを求めることが少なく、ストレスを軽減させることが不得手であると考えられる。

このようにみえてくると、乳幼児をもつ母親の有する愛着のあり様によって、育児ストレスの受け方も大きく異なることが予測される。そこで本研究では、まずこのような母親の愛着の違いによって、育児ストレスの受け方が異なるという仮説をたて、この仮説について検討することにした。

また、母親の有する愛着そのものが、母親が自分の親から受けた養育によって形づくられていると考えることができる (例えば、Fox, 1995)。なぜなら、Bowlby (1973) の愛着理論が説くように、親が自分の子どもを受容する程度、あるいは子どもの要求に対して親がどの程度、敏感に応答するかといった親の養育によって、子どもの愛着が規定されるからである。そこで本研究では、親の養育のあり様が子どもの愛着にどのように影響しているのかについても検討することにした。

以上の検討を踏まえると、乳幼児をもつ母親の育児ストレスに関して、次のような因果関係を想定できるものと思われる。すなわち、母親の愛着を媒介にして「親の養育態度→母親の愛着→育児ストレス」という因果モデルが成り立つものと考えられる。

さて、本研究では育児ストレスに影響を与えるもう1つの要因として、母親の成育歴を取り上げることにした。母親が子ども時代にどのような経験をしたかという母親の成育歴が育児ストレスに影響を与える要因の1つになると考えたからである。ただ、母親の成育歴といっても多種多様な要因が考えられる。

本研究では、育児ストレスに影響を与える成育歴として、まず子ども時代に自分のまわりの「子どもの世話」をしたかどうかについて尋ね、このような経験が育児ストレスと関係があるかどうかについて検討することにした。子どもの頃、まわりの幼い子どもの世話をしたことのある母親は、自分が母親になった時、子どもに対する接し方に困ることが少ないなど、子どもの世話をしたという経験は自分の子どもを育てる際に役立つものと考えられる。それゆえ、子ども時代に「子どもの世話」をした経験をもつ母親は、このような経験をもたない母親と比較して、育児ストレスを受けることも少ないのではないかとと思われる。

育児ストレスに影響を与える成育歴として、本研究ではもう1つ、子ども時代に何かに夢中になった経験の有無を問題にすることにした。家庭や学校をめぐる社会状況が変貌するなかで、子どもたちが好きなことに夢中になる機会も少なくなってきた。しかし、子ども時代に好きなことに夢中になったという経験の有無は、子どもが成人し、ストレスを受けるような事態に遭遇した時に、その人のストレスの受け方の違いになってあらわれるのではないかとと思われる。そこで子ども時代に、何か好きなことに夢中になった経験があるかどうかについても成育歴として取り上げることにし、このような経験の有無が育児ストレスの受け方と関係がみられるかどうかについても調べることにした。

本研究の目的は、乳幼児をもつ母親を対象に、母親が自分の親から受けた養育、母親自身の愛

着、母親の成育歴といった諸要因が育児ストレスとどのようにかかわっているのかについて明らかにすることである。

方 法

調査対象者：神戸市K区在住の乳幼児をもつ母親142名。年齢構成は、30歳未満が18名、31歳～35歳が64名、36歳～40歳が50名、41歳以上が10名であった。また、子どもの数は1人が30名、2人が65名、3人以上が47名である。

手続き：育児サークルを通して質問紙を配布し、質問紙は郵送によって回収した。

調査内容：調査内容は次の5つである。

- (1) 母親の属性：年齢および子どもの数を尋ねた。
- (2) 親の養育態度尺度：先行研究（藤井,1994;小川,1991）を参考にして、10項目からなる親の養育態度を測定するための尺度を作成した。各質問項目に対しては、「4.非常にそう思う」、「3.そう思う」、「2.あまりそう思わない」、「1.まったく思わない」の4段階評定による回答を求めた。
- (3) 成育歴尺度：母親の成育歴を調べるために6項目からなる成育歴尺度を作成し、回答方法は「4.非常にそう思う」から「1.まったく思わない」までの4段階評定を採用した。
- (4) 愛着尺度：詫摩・戸田（1988）が作成した成人用の愛着尺度を用いた。この愛着尺度は18項目からなり、本来は7件法であるが、本研究では4件法による回答を求めた。
- (5) 育児ストレス尺度：25項目からなる育児ストレスに関する尺度を作成し、回答は4件法による回答を求めた。

結 果

1. 因子分析の結果

本研究で使用した4つの尺度はすべて4件法であるので、4尺度とも各質問項目に対する回答に同様の数量化を行った。すなわち、「4.非常にそう思う」に4、「3.そう思う」に3、「2.あまりそう思わない」に2、「1.まったく思わない」に1を与えた。

(1) 親の養育態度尺度：10項目のそれぞれに対する回答について調べたが、回答に極端な偏りがある項目はみあたらなかった。そこで10項目からなる養育態度尺度に対して、重み付けのない最小二乗法・プロマックス回転による因子分析を行った。因子分析の結果を表1に示す。第1因子には6項目が、第2因子には4項目が負荷していた。第1因子ならびに第2因子に負荷している質問項目の内容をそれぞれ検討した結果、第1因子は「干渉」、第2因子は「非受容」と命名した。

(2) 成育歴尺度：成育歴尺度を構成する6つの質問項目に対する回答に偏りが認められなかったため、成育歴尺度を因子分析（重み付けのない最小二乗法・プロマックス回転）にかけた。その結果、固有値の減衰状況から考えて2因子が妥当であると考えられた。しかし、1項目が2つの因子のどちらとも関係がみられなかった。そこでこの1項目を除外し、残りの5つの質問項目に対して、再度、因子分析（重み付けのない最小二乗法・プロマックス回転）を行った。その結果を表2に示す。各因子に負荷している質問項目の内容を検討し、第1因子は「熱中経験」、第2因子は「子どもの世話」と命名した。

表1 養育態度尺度に対する因子分析結果（重み付けのない最小二乗法・プロマックス回転）

質問項目	因子1	因子2	共通性
5. 私の親は何かと私の行動を制限した	.932		.644
10. 私の親は私によく干渉した	.773		.580
6. 私は親の顔色をみながら育った	.665		.465
3. 私の親は私の意向を尊重し、なんでも自分の好きなようにさせてくれた	-.540		.463
7. 私の親は私に対して高圧的だった	.527		.596
2. 私の親は私にいつもきちんとするよう厳しくつけた	.426		.249
8. 私は親からよく無視された		.826	.608
4. 私は親から愛されて育ったと感じる		-.788	.530
1. 父も母も忙しく、かまってもらえなかった		.708	.493
9. 私の親は私のことを理解してくれなかった		.696	.782
	因子間相関		因子1
		因子2	.635

表2 成育歴尺度に対する因子分析結果（重み付けのない最小二乗法・プロマックス回転）

質問項目	因子1	因子2	共通性
4. 子どもの頃、自分の好きなことをやり始めるとのめり込むタイプだった	1.012		.999
3. 中学・高校時代に熱中したこと（もの）があった	.355		.161
1. 子どもの頃、きょうだいや近所の子どもの世話をしたり遊んだりした		.720	.509
2. 子どもの頃、赤ちゃんと遊んだりあやしたことがない		-.534	.337
6. 子どもの頃、親戚やきょうだい、近所の人など、沢山の人の中で育った		.500	.250
	因子間相関		因子1
		因子2	.237

(3) 愛着尺度：愛着尺度の18項目に対するそれぞれの回答の偏りを調べたところ、1項目に極端な回答の偏りがみられた。そこで、この質問項目を除いた残りの17項目を因子分析（重み付けのない最小二乗法・プロマックス回転）にかけた。固有値をみると4.66、2.09、1.93、1.13、1.02と減衰していた。この固有値の減衰状況と先行研究（詫摩・戸田、1988）の結果から、3因子解が妥当であると考えられた。しかし、3つの質問項目が3因子のどの因子とも関連がみられなかった。そこでこの3項目を除外して、再度同様の因子分析を行ったが、今度は1つの項目が2つの因子に同時に負荷していた。そこでさらにこの質問項目を除いて、残りの13項目に対してもう一度、重み付けのない最小二乗法・プロマックス回転による因子分析を行った。その結果を表3に示す。各因子に負荷している質問項目の内容を検討し、第1因子は「安定」、第2因子は「不安」、第3因子は「回避」と名づけることにした。

(4) 育児ストレス尺度：25項目の回答に反応の偏りがみられなかった。そこで、重み付けのない最小二乗法・プロマックス回転による因子分析を行ったところ、4因子が抽出された（表4）。各因子に負荷している質問項目の内容を検討し、第1因子には「育児充実感」、第2因子には「育児拘束感」、第3因子には「育児当惑感」、第4因子には「育児に対する夫との意見の不一致」と名前をつけた。

2. 母親の属性と育児ストレスとの関係

母親の年齢ならびに子どもの数と育児ストレスを構成する4因子との相関を求めたが、有意な相関は認められなかった。

表3 愛着尺度に対する因子分析結果（重み付けのない最小二乗法・プロマックス回転）

質問項目	因子1	因子2	因子3	共通性
4. 私は人よりも知り合いがしやすい方だ	.826			.672
9. 私は人に好かれやすい性質だと思う	.790			.571
1. 私はわりあいになやすく人と親しくなる方だと思う	.708			.515
14. たいていの人は私を好いてくれていると思う	.540			.400
5. わたしはあまり自分に自信を持ってない方である	-.419			.272
8. 私は時々、友達が本当は私を好いてくれているのではないかとか、私と一緒にいたくないのではないかと心配になることがある		.888		.790
3. 人は、本当はいやいやながら私と親しくしてくれているのではないかと思うことがある		.821		.687
11. 私は誤解されやすい方だ		.486		.297
16. 人にあまりにも親しくされたり、こちらが望む以上に親しくなることを求められたりすると、イライラしてしまう			.829	.594
2. 私はあまり人と親しくなるのは好きでない			.587	.391
13. 人に頼るのは好きではない			.555	.301
6. 私は気楽に頼ったり頼られたりすることができる			-.470	.548
15. 生涯つきあっていきたいと思うような友人はほとんどいない			.463	.360
	因子間相関		因子1	因子2
			因子2	-.318
			因子3	-.395
				.232

表4 育児ストレス尺度に対する因子分析の結果（重み付けのない最小二乗法・プロマックス回転）

質問項目	因子1	因子2	因子3	因子4	共通性
22. 育児をしていると幸せな気持ちになる	.910				.725
24. 子どもといるとおだやかな気持ちになる	.778				.538
11. 育児をしていると満たされた思いになる	.763				.530
23. 子どもといると充実して楽しい	.737				.498
5. 子どもの世話をしていると気持ちが暖かくなる	.695				.588
8. 育児に生き甲斐を感じる	.586				.364
9. 子どもと一緒に過ごすことは楽しい	.561				.396
7. 私の育児はうまくいっていると思う	.480				.384
19. 育児で自分の時間を取られてしまう		.774			.430
16. 子どもの世話と自分のしたいことの間で葛藤する		.708			.529
17. ひとりでのんびりする時間がほしい		.697			.395
10. 育児をしているといらいらする		.662			.487
6. 子どもがいると、自分の行動が制限されるのでストレスを感じる		.658			.462
14. 子どもを育てることが負担だと思うことがある		.569			.608
18. 子どもにまわりつかれるとストレスを感じる		.561			.554
12. 育児は辛いものである		.525			.440
21. 子どもの世話の仕方がわからないことがある			.817		.564
25. しつけの仕方がわからなくてとまどう			.799		.560
20. 子どもの生活づくりや遊び方がわからない			.647		.579
13. 親として自分是不適格だと思う			.593		.502
15. 子どもの就園、就学について不安がある			.466		.271
1. 夫と私の子育ての方針が異なる				.803	.634
2. 子育てについて夫からの理解が得られていない				.790	.703
3. 子育てに関して夫とけんかになることがよくある				.790	.619
4. 夫は子育てに参加しているつもりでも、私からするとそうは思えない				.633	.473
	因子間相関		因子1	因子2	因子3
			因子2	-.480	
			因子3	-.545	.565
			因子4	-.169	.230
					.282

3. 各尺度を構成する因子間の相関

因子分析の結果、各尺度の因子構造が明らかになったので、次にこれらの因子間の相関を求めた。このうち、表5には愛着尺度を構成する3因子と親の養育態度の2因子間の相関係数、および愛着尺度の3因子と育児ストレス尺度の4因子間の相関係数が示されている。また、表6には成育歴尺度の2因子と親の養育態度の2因子間の相関係数、ならびに成育歴尺度の2因子と愛着尺度の3因子の間の相関係数、そしてさらに成育歴尺度の2因子と育児ストレス尺度の4因子間の相関係数が示してある。

4. 育児ストレスの規定因に関する因果モデルの検討

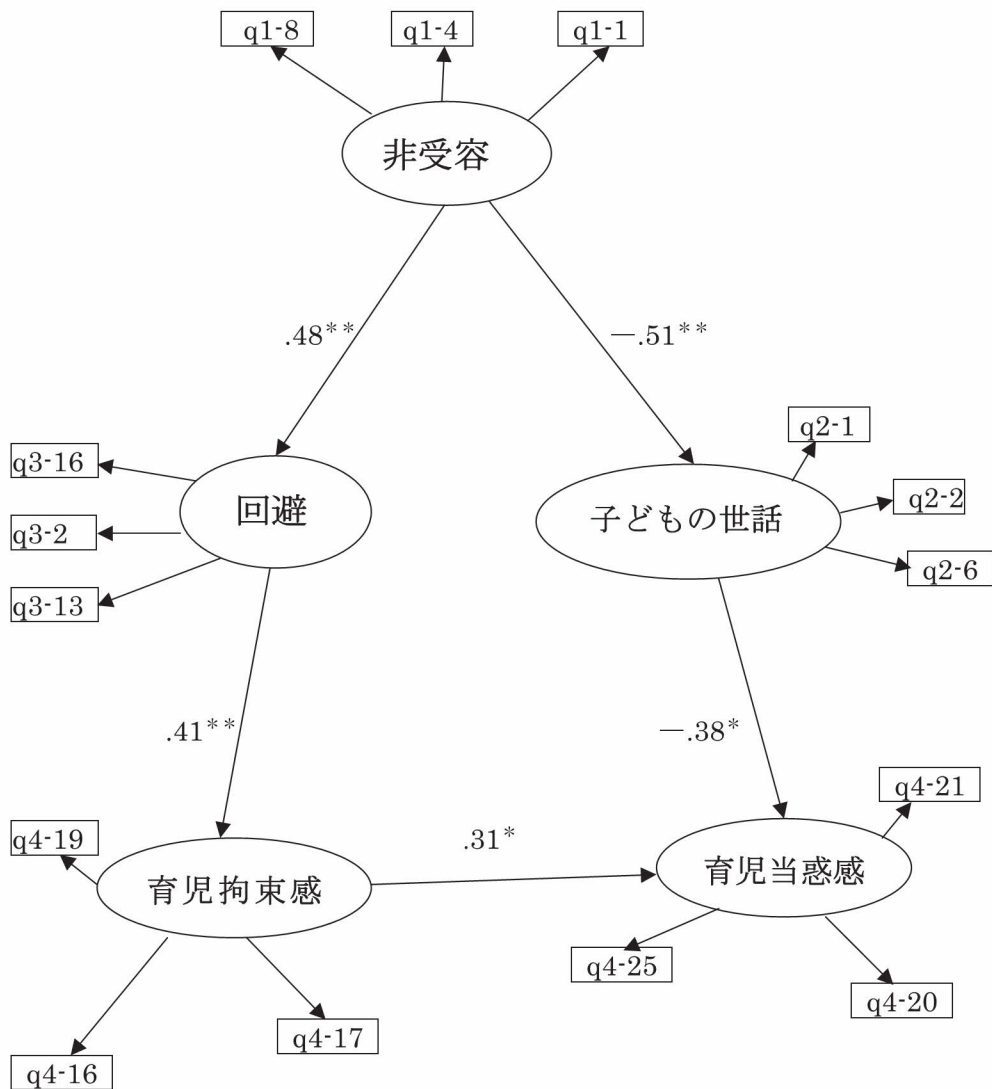
育児ストレスの因果論的構造を明らかにするために、表5と表6の因子間の相関係数を参考にしながら、因果モデルを作成し、Amos20.0を用いて構造方程式モデリングを行った。その際、各潜在変数から影響を受ける観測変数の選択にあたっては、因子ごとに因子負荷量の高い順に質問項目を3つずつ選び、このようにして選択された3つの質問項目をそれぞれの潜在変数に割り当てた。その結果、最終的に図1に示す因果モデルが適合した。図1には、標準化されたパス係数の値が示されており、各潜在変数間のパス係数はいずれも統計的に有意であった。潜在変数間のパス係数の値をみると、「非受容」から「回避」は0.48 ($p<.001$)、「回避」から「育児拘束感」へは0.41 ($p<.001$)、「育児拘束感」から「育児当惑感」へは0.31 ($p<.005$)、一方、「非受容」から「子どもの世話」へは-0.51 ($p<.001$)、「子どもの世話」から「育児当惑感」へは-0.38 ($p<.005$)であった。モデルの適合度については、 χ^2 検定でも ($\chi^2(85)=104.73, p=.072$)、適合度指標でも ($GFI=.912, AGFI=.876, CFI=.962, RMSEA=.041$)、データとモデルの当てはまりは比較的良好であると考えられる。

表5 親の養育態度尺度・育児ストレス尺度と愛着尺度の因子間相関

	安定	不安	回避
干渉	-.157	.148	.223**
非受容	-.291***	.180*	.428***
育児充実感	.337***	-.216*	-.242**
育児拘束感	-.200*	.144	.415***
育児当惑感	-.298***	.396***	.288***
夫との意見の不一致	-.118	.262**	.151
		* $p<.05$	** $p<.01$ *** $p<.001$

表6 親の養育態度尺度・愛着尺度・育児ストレス尺度と成育歴尺度の因子間相関

	熱中経験	子どもの世話
干渉	-.077	-.203*
非受容	-.239**	-.334***
安定	.282***	.249**
不安	-.056	-.012
回避	-.088	-.332***
育児充実感	.227**	.192*
育児拘束感	-.063	-.164
育児当惑感	-.097	-.251**
夫との意見の不一致	-.056	-.074
	* $p<.05$	** $p<.01$ *** $p<.001$



** $p < .001$ * $p < .005$

図1 育児ストレスとその関連要因の構造

考 察

本研究では、乳幼児をもつ母親の愛着と成育歴が育児ストレスに影響をあたえているという仮説に基づき、育児ストレスの関連要因に関するモデルを構成し、このモデルについて構造方程式モデリングによる検討を行った。その結果、母親の愛着と成育歴という2つの要因が育児ストレスに影響を与えていることが示唆された。以下の考察では、本研究で取り上げた母親の愛着と成育歴という2つの要因ごとに、それぞれの要因が育児ストレスにどのような影響を与えているのかについて検討する。

1. 愛着の育児ストレスへの影響

構造方程式モデリングの結果によれば、母親の愛着を構成する「回避」から「育児拘束感」へは0.48のパス係数がみられ、この値は0.1%水準で有意であった。すなわち、愛着の1つの次元である「回避」が強い母親は、育児に伴う「拘束感」が強いことが示唆された。これはおそらく、「回

避」が強い母親は他者と親密になることを嫌うために、育児に伴う困難に遭遇しても、周囲の人にサポートを求めることをせずに、自分ひとりで対処しようとしてしまい、結果的に「育児拘束感」を強く感じてしまうのではないかと考えられる。

同時に、図1からは、「育児拘束感」が強くなると、育児をどのようにしていいかわからないという「育児当惑感」も強くなることも示唆された。これは、「育児拘束感」から「育児当惑感」へのパス係数が0.31であり、この値が0.5%水準で有意であることから確認できる。

次にこのような愛着を構成する1つの次元である「回避」そのものが、親からうけた養育の影響を受けていることも明らかになった。本研究では、親の養育態度を構成する「干渉」と「非受容」の2因子のうち、「非受容」が母親の「回避」に影響を与えていることが示された。構造方程式モデリングの結果によれば、「非受容」から「回避」へのパス係数が0.48になっており、この値は0.1%水準で有意なものであった。つまり、親から受容されることなく成長すると、他者に対する「回避」が強くなることが示唆されたのである。

以上のことをまとめると、次のような因果関係が成立することになる。すなわち、親から受容されずに大きくなると、他者に対する「回避」を強くもつようになり、子どもが誕生して母親になった時に強い「育児拘束感」を感じてしまい、その結果として「育児に対する当惑感」を強く抱くようになることが示された。

2. 成育歴の育児ストレスへの影響

本研究では母親の成育歴として、子ども時代にまわりの「子どもの世話」をした経験の有無と、子ども時代に何かに熱中したことがあるかという「熱中経験」とを取り上げた。この2つの経験のうち、構造方程式モデリングの結果によれば、「子どもの世話」をしたという経験と「育児当惑感」との間に、 -0.38 という0.5%水準で有意な負のパスが認められた。この結果は、子ども時代に「子どもの世話」をしたことがあると、自分の子育てにおいて「育児当惑感」をもつことが少ないことを示している。

また、「非受容」から「子どもの世話」へも負の有意なパスが認められた。パス係数の値は -0.51 であり、これは0.1%水準で有意なものであった。この負の有意なパスからは、親から受容されないで大きくなると、子ども時代に自分の周りにはいる小さな子どもの世話をすることが少ないことが示唆される。

以上のように、母親自身の愛着のほかに、子ども時代に「子どもの世話」をした経験の程度が、乳幼児をもつ母親の育児ストレスに影響を与える1つの要因になっていることが示されたといえる。

なお、本研究は寺見陽子氏*との共同研究であり、その成果は寺見・南（2006a, b）として既に公表している。ただ、本稿をまとめるにあたっては、データの再分析を行った。

*神戸松蔭女子学院大学

引用文献

- Bartholomew, K., & Horowitz, L.M. 1991 Attachment styles among young adults: A test of a four-category model. *Journal of Personality and Social Psychology*, **61**, 226-244.
- Bowlby, J. 1973 *Attachment and loss: Vol.2. Separation: Anxiety and anger*. New York: Basic Books. 黒田実郎ほか(訳) 1977 母子関係の理論Ⅱ:分離不安 東京:岩崎学術出版社
- Brennan, K.A., Clark, C.L., & Shaver, P.R. 1998 Self-report measurement of attachment: An integrative overview . In J.A. Simpson & W.S. Rholes (Eds.), *Attachment theory and close relationships*. New York: Guilford Press. Pp.46-76.
- Collins, N.L., & Feeney, B.C. 2004 Working models of attachment shape perceptions of social support: Evidence from experimental and observational studies. *Journal of Personality and Social Psychology*, **87**, 363-383.
- Fox, N.A. 1995 Of the way we were: Adult memories about attachment experiences and their role in determining infant-parent relationships: A commentary on van IJzendoorn. *Psychological Bulletin*, **117**, 404-410.
- Fraley, R.C., & Shaver, P.R. 2000 Adult romantic attachment: Theoretical developments, emerging controversies, and unanswered questions. *Review of General Psychology*, **4**, 132-154.
- Fraley, R.C., & Waller, N.G. 1998 Adult attachment patterns: A test of the typological models. In J.A. Simpson & W.S. Rholes (Eds.), *Attachment theory and close relationships*. New York: Guilford Press. Pp.77-114.
- 藤井まな 1994 Parental bondに関する基礎的研究—育児ストレスとの関連性. 関西学院大学文学部教育学科年報, **20**, 89-103.
- 小川雅美 1991 PBI (Parental Bonding Instrument) 日本版の信頼性,妥当性に関する研究. 精神科治療学, **6**, 1193-1201.
- 詫摩武俊・戸田弘二 1988 愛着理論からみた青年の対人態度—成人版愛着スタイル尺度作成の試み. 東京都立大学人文学報, **196**, 1-16.
- 寺見陽子・南憲治 2006a 母親の育児ストレスの背景とソーシャルサポートの関連に関する研究(3) — 母親の育児ストレスとライフ・ヒストリーとの関連について — 日本教育心理学会第48回総会発表論文集 667
- 寺見陽子・南憲治 2006b 母親の育児ストレスの背景とソーシャルサポートの関連に関する研究(4) — 育児ストレス関連要因の構造分析 — 日本教育心理学会第48回総会発表論文集 670