

## 母子関係と子どものソーシャルスキル発達の阻害要因

大鷹円美\*・菅原正和\*\*・熊谷 賢\*\*\*

(2009年3月4日受理)

Marumi Ohtaka, Masakazu Sugawara and Satoshi Kumagai

Temperament, Internal Working Model (IWM), and Developmental Social-Skills

### I. 問題と目的

近年、我が国においては少子化と核家族化が進み、急激に人間関係は希薄化している。物が溢れている反面、子どもたちの対人関係能力やソーシャルスキルを育むことが困難になっている。不登校、ひきこもり、いじめ等の増加に歯止めがかからず家庭の中でさえ個室化し、地域社会ではお互いを知らず孤独である。親の養育力の低下に伴い、養育態度は二極化して、放任又は過保護・過干渉といった養育態度が問題となっている。一般的に、子どもが生まれて初めてこの世で出会い強い絆を形成する相手は母親およびその家族であり、家族は子どもの社会化の最初の大切な担い手となる。子どもはそのプロセスの中でソーシャルスキルを獲得していくが、特に母親がどのような養育態度で育てるかは、スキル獲得に強い影響を及ぼす。

戸ヶ崎ら(1997)は、母親の拒否的な養育態度は、子どものソーシャルスキルの獲得を低くすることを報告し、Hoffman(1963)は、罪や脅しを用いて社会的行動をとらせようとする養育態度は子どもに恐怖心や怒りを引き起こし、向社会的行動を育てないと報告している。生まれてまもない乳児の行動にも様々な特徴的個人差が見られ、またそれらは乳幼児期以降も一貫性を持つことが明らかにされている(三宅, 1983; Rutter, 1987)。

こうした乳幼児期の個人的特性を、“temperament”という概念で捉え直し、子どもの環境への適応や対人行動の発達、愛着形成、人格形成等との相互作用を追求する研究が盛んになってきている。Temperamentに関する研究において、ThomasとChessらは9年間にわたる縦断研究“New York Longitudinal Study”により、多くの子どもたちが元来持っていた気質的特長は何年も変わらずに残っていると結論づけた。彼らは環境要因だけでは子どもの行動障害の発生を説明しきれないとして、個人差要因の可能性を示唆し9つの気質カテゴリーを見出した(Thomas & Chess, 1986)。Cloninger(1993)らは、1988年、自ら開発した自己記入式質問紙 Tridimensional Personality Questionnaire (TPQ) (Cloninger, 1987) を更に発展させ、Temperament and Character Inventory (TCI) を開発した。Cloningerの気質と性格の7次元モデルにおける気質とは遺伝性であり、主として幼児期に顕われ、認知記憶や習慣形成の際に本人の意思とは無関係に行動に影響を与えるとされている。母子関係においても母からの一方的な働きかけだけではなく子どもからの積極的働きかけが関係しており、母子の相互交流が形成されることが明らかになった。村井(2002)は、子どもの問題行動が(母親の現実的育児態度ではなく)「子どもからみた親の態度」と関係していることを指摘して

いる。子どもの気質が母親の行動特性の変化と養育態度に及ぼす影響について森下(2006)は、男児と女児では母親に及ぼす影響が異なり、男児より女児の方が影響力が強いことを報告している。次に親の養育態度研究において看過できない要因の中に、Internal Working Model(以下IWM)がある。Bowby(1969, 1973, 1980)によると、IWMは、乳幼児期、児童期および思春期という重要な発達過程において徐々に形成され、少なくとも15歳までは可塑性は継続し、その後生涯を通して比較的变化は少なく持続する傾向があると考えられている。数井・遠藤(2000)は、日本人母子を研究対象として、親の愛着が子の愛着にどのように影響を及ぼすかという注目すべき愛着の世代伝達を調べた。その結果、自立・安定型の母親の子どもは、不安定型の母親の子どもよりも愛着安定性が高いことと、相互作用や情動制御においてポジティブな傾向が高くなるという世代間伝達傾向の存在を報告している。金政(2007)は、青年期をむかえた子どもと母親双方の愛着スタイルを検討した結果、母親の愛着スタイル→母親の養育態度の認知→子どもによる母親の養育態度の認知→子どもの愛着スタイルというプロセスを辿って愛着の世代間伝達が起こり得るとしている。養育の送り手と受け手が変わったとしても、愛着スタイルと養育態度との関連性が変化することなく、つまり養育の受け手である子どもが、親となった際に、自身が親から受けた養育態度の認知によって形成された愛着スタイルが自身の子どもに対する養育態度に同様の形での愛着の伝達が継承されていくと報告している。

IWMのタイプについてはAinsworthら(1978, 1991)により、乳幼児期の愛着パターンを安定型(secure)、アンビバレント型(ambivalent)、回避型(avoidant)の3タイプに分類され、その後の対人関係のスタイルやパーソナリティの形成に影響していくと考えられている。Hazan, C. と Shaver, P.(1987)は、現在の自己にあてはまる愛着の分類と想起した過去の愛着の質との関わりは、現在の対人関係スタイルや社会的適応性との関連性が

あることを指摘している。IWMとソーシャルスキルの研究において、柏谷ら(2000)はsecure得点が高いものはソーシャルスキルが高くなり、ambivalent且つavoidant得点の高いものはソーシャルスキルが低くなると報告している。三浦(2003)は子どものIWMの安定性が学校適応に影響を及ぼし、また養育者からの暖かい指示(情緒的指示)を高く認知する子どもは社会的ルールを受け入れやすくなることから、IWMは学校適応にも影響を及ぼすとしている。ソーシャルスキルに影響を及ぼしていると思われる要因に養育態度がある。戸ヶ崎(1997)の研究では、母親の養育態度→家庭におけるソーシャルスキル→学校における社会的ソーシャルスキル→クラス内地位というモデルが探索的に支持された。

かくして、気質・養育態度・IWM・ソーシャルスキル等に関する研究は個々になされているが、気質・養育態度・IWM・ソーシャルスキルの因果関係を総体的に明らかにした研究は皆無に等しい。そこで本研究は、中学生・大学生を調査対象に社会化の最小単位と考えられる母子関係に注目して、生得的であるといわれる気質に焦点をあて、「損害回避」と「中学生・大学生から見た二極化した極端な養育態度」「IWM」の構造を明らかにし、如何なる要因が「ソーシャルスキル」の低下に影響を与えるかを共分散構造分析のモデリングによって解明しようとする。

## II. 方法

**調査対象：**I県内の中学生199名中不備回答を除く173名(有効回答率88%)、I県内の大学生264名中不備回答を除く248名(有効回答率94%)。

**調査時期：**2007年12月。

**測定方法：**「損害回避」の測定には、「日本語版TCI尺度(木島ら, 1990)」の損害回避(Harm Avoidance)を用いた。本尺度は、①予期概念・悲観、②不確実性に対する恐れ、③人みしり、④易疲労性・無力症、の4因子構造になることが確認されている。回答は、それぞれの項目に

対して「まったくあてはまらない」「あまりあてはまらない」「ややあてはまる」「よくあてはまる」のいずれかを選択する4件法で求められた。「中学生・大学生から見た母親の養育態度」の測定には、「田研式・親子診断テスト（児童用・生徒用）（品川・品川，1958）」の100項目のうち、小口（1991）が選定した18項目を使用した。この尺度を使用する理由は2つあり、第一は先行研究の尺度と比較して項目数が少なく、本研究では尺度を4つも使用しているため中学生への負担を少しでも軽減させることが可能であると判断したためである。第二は、本尺度が親の望ましくない養育態度を測定することである。本尺度は「過保護・期待」「拒否・厳格」の2因子構造になることが確認されている。現代の養育態度も二極化し、放任や過保護・過干渉という極端な養育態度が問題となっていることにより選定された類似している18項目を用いた。質問項目は、先行研究においてはすべてひらがなになっているが、本研究では中学生・大学生が読みにくいので、一部のひらがなを漢字に修正した尺度を使用した。回答は、TCIと同様4件法である。IWMの測定には、「IWM (Internal Working Model), 内的作業モデル」(戸田, 1988)の18項目を使用した。本尺度は、「secure」「ambivalent」「avoidant」の3因子構造になることが確認されている。回答は、それぞれの項目に対して「まったくあてはまらない」「あてはまらない」「あまりあてはまらない」「ややあてはまる」「あてはまる」「非常によくあてはまる」のいずれかを選択する6件法。ソーシャルスキルの測定には、「KiSS-18 (Kikuchi's Social Skill Scale) (菊池, 1988)」18項目を使用した。本尺度は、柏谷ら（2000）によって単因子構造になることが確認されている。回答は、それぞれの項目に対して「いつもそうでない」「たいていそうでない」「どちらともいえない」「たいていそうだ」「いつもそうだ」のいずれかを選択する5件法で求められた。

手続：岩手県内にある大学，中学校において授

業時間の初めに質問紙を配布し、授業時間の一部を使って調査を実施した。質問紙の始めに「普段のあなたの行動や気持ちをそのままお答えください」という教示文をつけて回答を求めた。調査実施時には「調査は統計的に処理され、プライバシーは厳守されること」「学校の成績には関係しないこと」などの注意事項を伝えた。

### Ⅲ. 結果

#### (1) 各尺度の因子分析

本研究に使用した4つの尺度のうち3つの尺度に対し、先行研究と同様の因子構造になるかを確認するために探索的因子分析を行った。まず、「田研式・親子診断テスト（児童用・生徒用）」(品川・品川, 1958)のうち、(小口, 1991)が選定した18項目について因子分析(主因子法, バリマックス回転)を実施した。その結果、先行研究と比べて、各項目数は減少しているが中田・菅原（2005）の結果と同様に2因子構造が確認された。因子負荷量は、0.40に設定して因子負荷量の低い項目、二重負荷量を示す項目を除外し、再度13項目で因子分析を行った結果、「厳格・拒否」「過保護・期待」の2因子構造を抽出した（Table 1）。

それぞれの下位項目において、第1因子では「あなたの頼みや、約束を聞いてくれなかったりしますか」「言われた通りにしなかったら、ひどくしかられますか」などの8項目 ( $\alpha = .778$ , 累積寄与率 19.76) で構成されていたため、「厳格・拒否」因子とした。第2因子は、「あなたが、頼めば、どんな大変なことでも、喜んでしてくれますか」「少しの怪我や、病気でも、とても心配して、手当てをしてくれますか」などの5項目 ( $\alpha = .667$ , 累積寄与率 12.23) で構成されていたので「過保護・期待」因子とした。次に、中学生・大学生のIWMを測定するために、「IWM (Internal Working Model), 内的作業モデル」(戸田, 1988)18項目に因子分析(主因子法・バリマックス回転)を施した。その結果、先行研究において宅摩・戸田（1998）、柏谷ら（2000）の結果と同様に3因子

Table1 親子関係診断テストの因子分析結果(主因子法,バリマックス回転)

	因子1	因子2	共通性
<b>因子1「拒否・厳格」因子<math>\alpha = .779</math></b>			
6. あなたは、しょっちゅう、小言を言われますか。	.673	-.016	.485
11. 外出先とか、人の前では、あなたに対する態度が違いますか。	.586	-.081	.443
2. あまりあなたに相談しないで、いろんなことを決めてしまいますか。	.546	-.183	.423
14. あなたの頼みや、約束を、よく忘れたり、聞いてくれなかったりしますか。	.544	-.092	.377
1. あなたが話しかけても、「忙しいからね」と言って、相手になってくれませんか。	.539	-.169	.404
5. 同じことをしても、あるときは叱られ、あるときは叱られないということがありますか。	.530	.063	.362
15. 言われた通りにしなかったら、ひどく叱られますか。	.523	.115	.346
9. あなたの友だちのことを、やかましく言いますか。	.495	.144	.366
<b>因子2「過保護・期待」因子<math>\alpha = .667</math></b>			
10. あなたが、頼めば、どんな大変なことでも、喜んでしてくれますか。	-.089	.605	.451
7. 少しの怪我や、病気でも、とても心配して、手当てをしてくれますか。	-.013	.597	.417
17.あなたを立派な人にするために、どんなことでもしようとしていますか。	-.052	.549	.367
4. 友だちにいじめられたり、先生に叱られた時、あなたをかばってくれますか。	-.090	.517	.354
3. あなたの身の回りのことを、家でうるさいほどよく手伝ってくれますか。	.263	.434	.364
固有値	3.264	2.265	
寄与率	19.763	12.227	
累積寄与率(%)	19.763	31.990	

因子1:「拒否・厳格」 因子2:「過保護・期待」

構造が確認された。因子負荷量は、0.40に設定して因子負荷量の低い項目、二重負荷量を示す項目を除外し、再度17項目で因子分析を行った結果、「secure」「avoidant」「ambivalent」の3因子を抽出した (Table 2)。

それぞれの下位項目において、第1因子では「私はすぐに人と親しくなるほうだ」「たいていの人は私のことを好いてくれていると思う」などの6項目 ( $\alpha = .850$ , 因子寄与率 18.27) が含まれ、他者は応答的であり、自己は援助される価値のある存在という表象をもつ secure と考えられ、「se-

cure」因子とした。第2因子では、「人は全面的には信用できないと思う」、「私は人に頼らなくても、自分一人で充分にうまくやって行けると思う」などの5項目 ( $\alpha = .782$ , 因子寄与率 13.52) が含まれ、他者や外界に対して、近接と不安、抵抗の両面的な表象を持つ ambivalent と考えられ、「ambivalent」因子とした。第3因子では、「人は全面的には信用できないと思う」「私は人に頼らなくても、自分一人で充分にうまくやって行けると思う」などの6項目 ( $\alpha = .702$ , 因子寄与率 11.21) が含まれ、他者は拒否的で援助を期待で

Table 2 内的ワーキングモデルの因子分析の結果(主因子法, バリマックス回転)

	因子1	因子2	因子3	共通性
<b>因子1「secure」因子<math>\alpha</math> = .850</b>				
15. 私はすぐに人と親しくなるほうだ。	.838	-.033	-.085	.711
1. 私は知り合いが得意な方だ。	.789	.001	-.008	.623
4. 初めて会った人とでもうまくやっていると自信をなくしてしまふ。	.693	-.084	.083	.494
11. 私は人に好かれやすい性質だと思う。	.681	-.142	-.055	.487
18. たいいていの人は私のことを好いてくれていると思う。	.653	-.200	-.111	.478
6. 気楽に頼ったり頼られたりすることがある。	.504	-.049	-.128	.273
<b>因子2「ambivalent」因子<math>\alpha</math> = .782</b>				
14. 時々友達が、本当は私を好いてくれているのではないのかとか、私と一緒にいたくないのではと心配になることがある。	-.078	.706	.115	.518
12. あまり自分に自信がもてない方だ。	-.065	.673	-.050	.459
2. 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。	-.222	.622	.207	.479
7. 自分を信用できないことがよくある。	-.113	.617	.164	.420
9. ちょっとしたことでも、すぐに自信をなくしてしまう。	.001	.561	.128	.337
<b>因子3「avoidant」因子<math>\alpha</math> = .707</b>				
8. あまり人と親しくなるのは好きではない。	-.240	.195	.615	.474
5. 人は全面的には信用できないと思う。	-.086	.337	.526	.398
13. 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。	-.020	.117	.517	.281
10. どんなに親しい間柄であろうと、あまりなれなれしい態度をとられるといやになってしまう。	-.019	.120	.508	.272
16. 私は人に頼らなくても、自分一人で充分にうまくやっていると自信がある。	.096	-.101	.505	.274
3. 人に頼るのは好きではない。	-.096	.060	.461	.226
固有値	4.387	2.635	1.861	
寄与率	18.273	13.517	11.240	
累積寄与率(%)	18.273	31.790	42.354	

因子1: 「secure」 因子2: 「ambivalent」 因子3: 「avoidant」

きない存在にとらえ、これを補完するために極めて自己充足的な存在という自己に関する表象をもつ avoidant と考えられ、「avoidant」因子とした。

最後に、中学生・大学生のソーシャルスキルを測定するために、「KiSS-18 (Kikuchi's Social Skill Scale・18項目版)」(菊池, 1988) のソーシャル

スキル18項目について因子分析(主因子法・バリマックス回転)を実施した。その結果、柏谷ら(2000)と同様に単因子構造が確認された( $\alpha = .890$ , 因子寄与率 31.94)。因子負荷量は、0.40に設定して因子分析を行った結果、単因子構造を示した(Table 3)。

Table3 ソーシャルスキルの因子分析結果(主因子法, バリマックス回転)

	因子1	共通性
因子1=ソーシャルスキル 因子 $\alpha$ = .890		
6. まわりの人たちとの間でトラブルがおきても、それを上手に処理できますか。	.710	.504
3. 他人を助けることを、上手にやれますか。	.658	.432
11. 相手から非難されたときにも、それをうまく片付けることができますか。	.646	.417
10. 他人が話しているところに、気軽に参加できますか。	.627	.417
15. 初対面の人に、自己紹介が上手にできますか。	.591	.393
5. 知らない日とでも、すぐに会話が始められますか。	.581	.349
4. 相手が怒っているときに、うまくなだめることができますか。	.581	.338
2. 他人にやってもらいたいことを、上手く指示することができますか。	.580	.337
12. 仕事の上で、どこに問題があるかすぐに見つけることができますか。	.574	.336
14. あちこちから矛盾した話が伝わってきても、うまく処理できますか。	.568	.329
7. こわさや恐ろしさを感じた時に、それをうまく処理できますか。	.552	.305
8. 仕事をするとき、何をどうやったらよいか決められますか。	.529	.280
9. 気まずいことがあった相手と、上手に和解できますか。	.519	.270
18. 気まずいことがあった相手と、上手に和解できますか。	.503	.253
1. 他人と話していて、あまり会話が途切れないほうですか。	.501	.251
13. 自分の感情や気持ちを、素直に表現できますか。	.500	.250
17. まわりの人たちが自分とは違った考えを持っていても、うまくやっていけますか。	.456	.208
16. 何かを失敗したときに、すぐに謝ることができますか。	.415	.172
固有値	5.748	
寄与率	31.931	
累積寄与率(%)	31.931	

因子1: 「ソーシャルスキル」

## (2) 「損害回避」の下位尺度と「養育態度」, 「内的作業モデル」, 「ソーシャルスキル」の共分散構造分析

中学生・大学生の「損害回避」の下位尺度と、「母親の養育態度」, 「内的作業モデル」, 「ソーシャルスキル」との関連を検討した。潜在変数の構成については、それぞれの潜在変数間の因果関係を判断するために下位尺度得点（損害回避, 養育態度, IWM, ソーシャルスキル各々の因子分析によって抽出された因子得点）を観測変数とし、潜在変数から観測変数を構成した。このモデルは、小塩（2008）にならい複数の観測変数に共通する

潜在変数と、それぞれの観測変数に独自に影響を及ぼす潜在変数（誤差）によって、観測変数が説明されるモデルである。それぞれの潜在変数は複数の観測変数で構成されているため、観測変数の誤差分散を算出して固定母数とし、共分散構造分析を行った。モデリングの際には、目的で述べた損害回避がそれぞれの観測変数に与える影響についてモデルの検討をした。中学生における「損害回避」と「養育態度」「IWM」及び「ソーシャルスキル」の関係を表した共分散構造分析モデルでは、「損害回避」から「養育態度」「IWM」及び「ソーシャルスキル」へと間接的なパスを引きそ

の結果から、損害回避、養育態度、IWM、ソーシャルスキルとの関係を最も適切に説明できるモデルを採択した。因果関係モデルの結果は、 $\chi^2$

乗値は155.1, GFIが.862, AGFIが.770であり, RMSEAが.147となった (Fig. 1)。

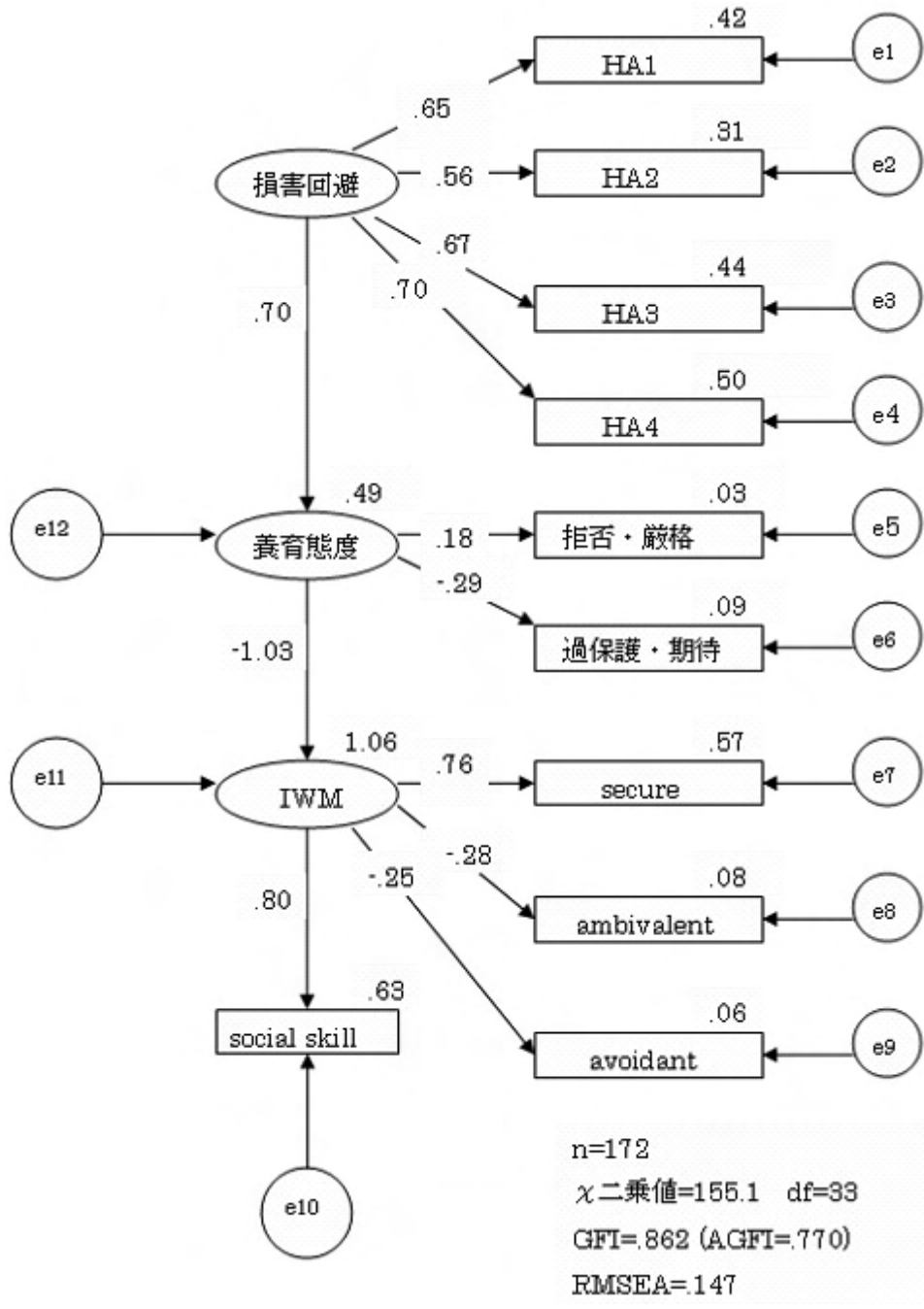


Fig. 1 中学生における「損害回避」と「養育態度」「IWM」及び「ソーシャルスキル」の関係を表した共分散構造分析モデル

大学生における「損害回避」と「養育態度」「IWM」及び「ソーシャルスキル」の関係を表した共分散構造分析モデルにおいても中学生と同様に「損害回避」から「養育態度」「IWM」及び「ソーシャルスキル」へと間接的なパスを引いた。

その結果より損害回避、養育態度、IWM、ソーシャルスキルとの関係を最も適切に説明できるモデルを採択した。因果関係モデルの結果は、 $\chi^2$ 乗値は185.3, GFIは.853, AGFI .756, RMSEA .137となった (Fig. 2)。

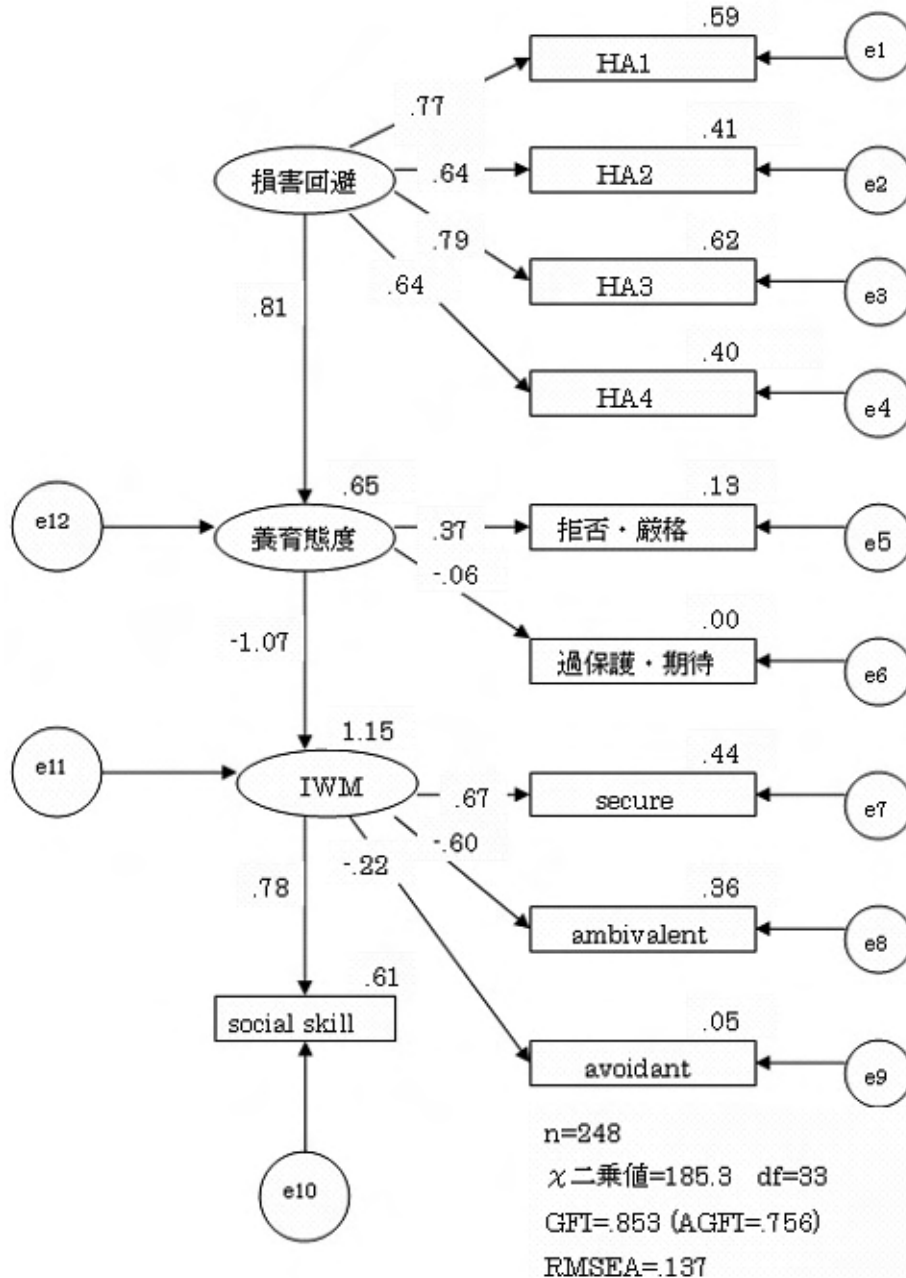


Fig. 2 大学生における「損害回避」と「養育態度」「IWM」及び「ソーシャルスキル」の関係を表した共分散構造分析モデル



#### IV. 考 察

本研究では、社会化の最小単位と考えられる母子関係に注目し中学生・大学生のパーソナリティのひとつの側面である「損害回避」が母親の「養育態度」「IWM」「ソーシャルスキル」に間接的に影響を及ぼすことを仮定したモデルを共分散構造分析により検討した。その結果、中学生・大学生の損害回避→母親の養育態度→内的作業モデル→ソーシャルスキルというモデルが採択された。幼少期に「臆病かどうか」「怖がりであるかどうか」という傾向を持つ子どもは、学齢期、青年期早期もそうであることが多いこと (Kagan, 1987) や、乳幼児期に気質的問題が見られた子どもは、児童期以降も問題行動が起こしやすい (菅原ら, 1999) などの先行研究の結果からも、損害回避という気質的特長を持つ子どもが母親の養育態度に直接的な影響を与えていることが示唆された。

このモデルでは、全体の因果関係を検討する損害回避から各変数への標準化係数  $\beta$  が  $-1.07 \sim .81$  と高い結果であったことから、これらの研究を積極的に解釈することにした。次に仮説において、「中学生・大学生においては生得的であるとされる損害回避が高くなると母親は過保護的行動が多くなりその結果、愛着が安定してソーシャルスキルは高くなる可能性とならない可能性がある」という仮説を立てたが、この仮説は指示されない。中学生の損害回避は母親の養育態度である拒否・厳格な態度に強い正の影響を与え、その結果 secure 得点に負、ambivalent, avoidant に正の影響を及ぼし、さらにソーシャルスキル得点には負の影響を及ぼしていることが明らかになった。中学生においては、損害回避得点が高くなると拒否・厳格得点が高くなりその結果愛着が不安定になり、ソーシャルスキル得点が低くなるという結果になっている。このような結果から、母親の状態を考えると子どもの損害回避の高さが、母親の拒否・厳格な態度を形成すると予測できる。中学生は拒否的に育てられた子の場合、母親に愛されていないと認知してその結果ソーシャルスキルが

低下しやすくなると思われる。IWM においては、secure 得点が高いものはソーシャルスキルが高くなり、ambivalent 且つ avoidant 得点の高いものはソーシャルスキルが低くなる。これは、柏谷ら (2000) と同様の結果を示した。

大学生においても、損害回避は母親の養育態度である拒否・厳格的態度に強い正の影響を与え、その結果 secure 得点に負、ambivalent, avoidant に正の影響を及ぼし、さらにソーシャルスキル得点には負の影響を及ぼしていることが明らかになった。損害回避得点が高くなると拒否・厳格得点が高くなり、その結果愛着が不安定になり更にソーシャルスキル得点も低くなるという中学生と同様の結果になった。かくして母親の行動を推察すると子どもの損害回避の高さが、母親の拒否・厳格な態度を形成すると予測される。大学生の場合も中学生の場合と同様に拒否的に育てられた場合、母親に愛されていないと認知し、その結果ソーシャルスキルは低くなると思われる。IWM においては、secure 得点が高いものはソーシャルスキルが高くなり、ambivalent 且つ avoidant 得点の高いものはソーシャルスキルが低くなる。これは、柏谷ら (2000) と同様である。つまり、中学生・大学生において、校種別・性別に関係なく、生来損害回避得点の高いものは育てにくい子として母から認知されやすく、愛着の形成が安定しないため、ソーシャルスキルが低くなる傾向を示している。感情が negative で反応も遅いといった子ども達を「扱いにくい子ども達 (difficult children)」と名付け、母親が育児に苦勞する (Thomas & Chess, 1986) ことから、親は子どもにこのような気質的特徴を認めると、その傾向を弱めようと働きかけるため、拒否・厳格的態度になるのではないかと考えられる。

近年、臨床心理学領域において愛着と抑鬱性との関係が研究されるようになり (Rosenstein & Horowitz, 1996)、また Cloninger の HA 因子と抑鬱性との関連も注目されている (Hansenne et al., 1999)。本研究では、Cloninger の Personality 理論における HA 因子と愛着との関係を分析したが、

子どもが（先天的とされる）HA 高得点者である場合は抑鬱的傾向が強くなりやすく、しかし一見母親の立場からすると怠惰に見え、母親の態度は拒否・厳格的になる可能性は否定できない。共分散構造分析による相互の関連をみると、気質は養育態度に、養育態度が愛着に、さらに愛着はソーシャルスキルに影響を与えていることが示された。本研究における解析結果は中学生・大学生において損害回避得点が高くなると拒否・厳格得点が高くなり、その結果愛着の不安定性が増加しソーシャルスキル得点も低くなることを示している。また、中学生・大学生の損害回避→母親の養育態度→内的作業モデル→ソーシャルスキルというモデルが採択された。

遺伝性である HA は母親の養育態度「拒否・厳格」に影響を及ぼし、IWM の「ambivalent」「avoidant」と「ソーシャルスキル」にも関係する。これらの知見には臨床的示唆が多く含まれている。例えば極端な「拒否・厳格」は、近年急増している児童虐待の養育態度の典型であるが、親の表面的な関わり方を知るだけでは不十分で、背景の内的世界にある被虐待児が形成する崩壊した愛着（disorganized attachment）にも目を向け、臨床的観点から今後深く検討していく必要があるだろう。

## V. 今後の課題

- 1) 父親の養育態度に視点を置いたデータの収集方法を検討する必要がある。
- 2) 本研究では、データがとりやすい中学生・大学生を対象としたが、愛着を一番形成する時期であると考えられる幼児期並びに小学校低学年を対象としたデータの収集方法を検討する必要がある。
- 3) 二極化した養育態度も含まれる因子構造が細分化された尺度を使用する必要がある。上記の課題を考慮に入れ、縦断的研究とさらに臨床的観点からの研究も深めた検討の積み重ねが必要である。

## References

- 1) Ainsworth, M. D. S., Blehar, M. C., Waters, E. & Wall, S. (1987) Patterns of Attachment. A psychological study of strange situation. Erlbaum. NJ.
- 2) Ainsworth, M. D. S., and Eichberg, C. G. (1991) Effects on infant-mother attachment figure or other traumatic experience. In C. M. Perkes, J. Stevenson-Hinde, and P. Marris (Eds.) Attachment across the life cycle. Pp.160-183, Routledge, New York.
- 3) Bowlby, J. (1969) Attachment and loss : Vol.1.Attachment. Basic Books, New York  
(黒田実郎・大羽泰・岡田洋子(訳) 1976/1991 母子関係の理論Ⅰ：愛着行動 岩崎学術出版社, 東京).
- 4) Bowlby, J. (1973). Attachment and loss : Vol.2.Separation. Basic Books, New York  
(黒田実郎・大羽泰・岡田洋子(訳) 1977/1991 母子関係の理論Ⅱ：分離不安 岩崎学術出版社, 東京).
- 5) Bowlby, J. (1980). Attachment and loss : Vol.3.Loss, Snness and Depression. New York : Basic Books.  
(黒田実郎・大羽泰・岡田洋子(訳) 1981母子関係の理論Ⅲ：対象喪失東京：岩崎学術出版社)
- 6) Hansenne, M., Reggers, J., Pinto, E. Kijiri, K., Ajamier, A., & Ansseau, M. (1999) Temperment and character inventory (TCI) and depression. Journal of Psychiatric Research, 33, 31-36.
- 7) Hazan, C. and Shaver, P. (1987) Romantic love conceptualized as an attachment and representations of peer relationships. Developmental Psychology, 32, 829-904.
- 8) Hoffman, M. L. 1963 Parent discipline and the child's consideration for others. Child Development, 34, 573-588.
- 9) 柏谷貴史・菅原正和・河村茂雄 (2000) 中学生の内的作業モデルとソーシャル・スキルとの関連について. 岩手大学教育学部附属教育実践研究指導センター研究紀要, 10, 91-98.
- 10) 数井みゆき・遠藤俊彦・田中亜希子・坂上裕子・菅沼真樹 (2000) 日本人母子における愛着の世代間伝達. 教育心理学研究, 48, 323-332.
- 11) 金政祐司 (2007) 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, 78, 398-406.
- 12) 菊池彰夫 (1988) 思いやりを科学する. 川島書店.
- 13) 木島伸彦・齊藤令衣・竹内美香・吉野相秀・大野裕・加藤元一郎・北村敏則 (1996) Cloninger Temperament Character Inventory (TCI), 季刊精神科診断学, 7, 379-399.
- 14) Kagan, J., Reznick, J. S., Clarke, C., Snidman, N., & Garcia, C. C. (1984) Behavioral inhibition to the unfamiliar. Child Development, 55, 2212-2225.
- 15) 三浦潤子 (2003). 養育行動と学校適応の関連についての検討 -内的作業モデルの伝達を通して- 臨床教育心理学研究, 29, 9-19.

- 16) 三宅和夫 (1983). 乳児の気質・母子相互作用と愛着形成の関連(1). 第25回日本教育心理学会大会発表論文集, 164-165.
- 17) 森下順子・森下正康 (2006). 幼児の気質が母親の養育行動に及ぼす影響 和歌山大学教育学部紀要, 56, 43-50.
- 18) 村井則子 (2002) 母親の心理学 - 母親の個性・感情・態度 - 東北大学出版会
- 19) 小塩真司 (2008). はじめての共分散構造分析. 東京図書
- 20) 小口孝司 (1991). 母親の自己開示が子どもの自己開示と学級集団への適応に及ぼす校か社会心理学研究, 6, 175-183.
- 21) Rosenstein, D.S., & Horowitz, H.A. (1996) Adolescent attachment and psychopathology. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 64, 224-253.
- 22) Rutter, M. (1987) Temperament, personality and personality disorder. *British Journal of Psychiatry*. 150, 443-458.
- 23) 品川不二郎・品川孝子 (1958). 親子関係診断テストの手引き. 田中教育研究所, 日本文化科学社.
- 24) 菅原ますみ・北村敏則・戸田まり・島 悟・佐藤達哉・向井隆代 (1999) 子どもの問題行動の発達: Externalizing な問題傾向に関する生後11年間の縦断研究から. 発達心理学研究, 10, 32-45.
- 25) 詫摩武俊・戸田弘二 (1988). 愛着理論から見た青年の態度 - 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.
- 26) 戸ヶ崎素子・坂野雄二 (1997). 母親の養育態度が小学生の社会的スキルと学校適応に及ぼす影響 教育心理学研究, 45, 173-182.
- 27) 戸田弘二 (1998). 青年期後期における基本的対人態度と愛着スタイル: 作業仮説 (Working Model) からの検討. 日本心理学会第52回大会発表論文集, 27. 北海道大学.
- 28) Thomas, A.& Chess, S. (1986). The New York Longitudinal Study : From infancy to early adult life. In Plomin, R. & Dunn, j.(eds.)The study of temperament : Changes, continuities and challenges. LEA.