

論 文

女子青年における家族接触経験と自尊心

諸 井 克 英

同志社女子大学
生活科学部・人間生活学科
教授

Family experiences and self-esteem in female adolescents

Katsuhide Moroi

Department of Human Life Studies, Faculty of Human Life and Science,
Doshisha Women's College of Liberal Arts,
Professor

I. 問題

青年期は対人関係の中心が親との関係から友だちとの関係へと移行する時期であり、新たな親子関係が構築される。そのため、親という巢から飛び立つ時期に位置する青年の自己確立課題は、親との接触経験や家族環境の認知と重要な関わりをもつといえる。わが国では、'80年代になると家族危機が唱えられ（篠崎, 1996参照）、様々な学問分野で伝統的家族の変容に関する研究が盛んになった。心理学分野でも、子どもに対する親の養育態度の観点や、Bowlby (1969) によって提起された愛着理論の枠組みを中心に、多くの親子関係研究が生み出された（諸井, 2002参照）。本研究の目的は、子どもから大人への移行期中で心理的自立課題に直面する青年の家族環境認知と自己に対する肯定的感情（Rosenberg, 1979）である自尊心との関連を明らかにすることである。

ところで、家族機能に関する心理学的研究が'50年代から様々な概念を用いて取り組まれ（立木, 1999参照）、Olson (Olson, Sprenkle, & Russell, 1979) によって提起された円環モデル（circumplex model）は、膨大な実証的研究をもたらした。家族機能研究を概観した Olson は、従来の研究で抽出されている家族機能次元を絆（cohesion）〈家族成員が相互にもつ情動的結合〉と舵取り（adaptability）〈状況に応じて家族システムの権力構造、役割関係や、

関係規範を変化させる能力〉の2次元に収斂し、これらの次元を測る家族機能尺度の開発と洗練化を行った。後に Olson (1986) はコミュニケーション（communication）次元も加えた。わが国でも、彼の考えに従って家族機能を測る尺度の作成が試みられた（貞木・榎野・岡田, 1992; 立木, 1999など）。

社会的支援研究の枠組みであるが、福岡ら（福岡・橋本, 1997; 福岡, 2000）は支援的な家族環境認知が本人の心理的健康の維持・増進（抑うつ・無気力の抑制）につながることを明らかにしている。本研究では、過去の親子接触経験（諸井, 2004）に加え、自分が埋め込まれている家族を青年がどのように認知しているかを Olson の考えに沿って測定し、自己に対する肯定的感情（Rosenberg, 1979）である自尊心との関連を明らかにする。

青年は、先述したように子どもから大人への過渡期に位置するために、自我同一性拡散（Erikson, 1959）などに苦しむことになる。その際、家族との良好な情動的つながりやコミュニケーションが自己の確立にとって支援的機能をはたす。また、先述したように青年期が親からの心理的自立を図る時期であるので、家族内ルールの柔軟性は親に対する青年の自立的欲求と依存的欲求の葛藤解決に役立つ。つまり、親からの一方的なルールの強制は心理的自立の否定であり自尊心を低めるが、自分自身を尊重した家族内ルールの柔軟性は自尊心の高揚につながる。これらのこと

から以下の仮説が導かれる。

仮説 I-a: 家族内の絆機能やコミュニケーション機能の認知は、当該個人の自尊心を高める。

仮説 I-b: 家族内の柔軟な舵取り機能の認知は、当該個人の自尊心を高める。

Parsons & Bales (1956) は、近代社会での優勢な家族形式である核家族が社会の中で専門化した機関としての役割をもつことを指摘した（道具性リーダーとしての父親と表出性リーダーとしての母親、それらの2つの性質を家族という場の中で学習する息子と娘という伝統的な核家族像）。しかしながら、近年、性役割意識の変化や共働き夫婦の増加に伴い、Parsonsらが描いた伝統的な核家族像に揺らぎが生じた（柏木, 1993; 諸井, 2003など）。また、Mitscherlich (1963) は、精神分析的観点から早くも'60年代に、労働の断片化や管理労働などの非具象的な労働形態の増加による伝統的な父親像の喪失を説いた。興味深いことに、古川 (1974) は、'70年代初頭にリーダーシップ理論の観点から小学生から大学生までの親子関係を検討し、子どもが、父親には情緒的相互作用の増加を望む一方で、母親にはしつけ・訓練が過度すぎると感じるという、逆の傾向を認めた。なお、両親の養育行動が子どもの自尊心におよぼす影響については、早くから実証的研究が試みられている（蘭, 1992参照）。

ところで、諸井 (2004; 2006) は、小野寺 (1993) が開発した尺度を改変し、子どもに対する父親や母親による日常的接触の様態を測定した。その結果、親との接触経験が情動的絆（子どもに対して様々な交流を図る親の行動）と統制（子どもに対する様々な統制・規制を表す親の行動）の2側面から構成されることが認められた。柏木 (1973) によれば、性役割同一性の確立にとって同性の親に対する同一視、すなわち本研究で対象とする女子青年にとっては母親との関係性が重要となる。わが国の家族関係を分析した長田 (1987) は、夫婦疎遠に加え、母親と子どもの接触経験が濃密になりがちであるという母子密着を挙げた。他方、伝統的家族の揺らぎの中で父親の影響に関する研究の重要性も指摘されている（柏木, 1993）。女子大学生が父親に対して抱く魅力を検討した諸井 (2006) の研究では、父親による現在の情動的絆経験が父親の人間の魅力に強い正の影響をおよぼし、過去における情動的絆や統制のいずれの接触経験も対父親魅力と有意な正の関連を見せた。

本研究では、女子大学生に父親と母親との過去の接触経験を回顧させ、自尊心との関連を検討する。父親や母親との情動的絆経験は、Bowlby (1969) の安心基地の考えに

基づくと、子どもの安定した自己形成に役立ち、青年期の疾風怒濤状態に対して緩衝的に機能し、自尊心を保護する。他方、父親や母親からの統制経験の蓄積は、青年期における心理的自立の企てに抑制的に働くことになり、親による自己の尊重を感じることができず、自尊心を低めるはずである。これらのことから以下の仮説を設けた。

仮説 II-a: 親との情動的絆経験の蓄積は、当該個人の自尊心を高める。

仮説 II-b: 親との統制経験の蓄積は、当該個人の自尊心を低める。

なお、それぞれの変数の時間基準（過去、現在）をもとに、「対父親・対母親接触経験→家族機能認知→自尊心」という影響経路を仮定して各仮説を検討した。さらに、この影響経路では、先述した同性の親に対する同一視の重要性（柏木, 1973）を考慮すると、次のような仮説が導かれる。

仮説 III: 「対父親・対母親接触経験→家族機能認知→自尊心」という影響経路では、同性の親に関する影響が顕著になる。

以上の目的のために、女子大学生を対象とした質問紙調査を実施した。女子のほうに家族の支援環境の影響が顕著であることや（福岡・橋本, 1997; 福岡, 2000）、男女平等化傾向の進展の中で家族や夫婦という関係水準では依然として過小利得状態に曝されがちな女性（諸井, 2003）の自尊心形成・維持の点からも、有意義と判断した。

II. 方法

1. 調査対象および調査の実施

私立女子大学での社会心理学関係の講義を利用して質問紙調査を実施した（2007年7月）。回答にあたっては匿名性を保証し、実施後に研究目的と意義を簡潔に説明した。家族接触経験に関する設問を多く含んでいるため、質問紙授受の際に封筒を用いた。青年期の範囲を逸脱している者（25歳以上）を除き、両親が健在で各尺度に完全回答した女子学生213名を分析対象とした（平均年齢: 19.70歳〈SD = 1.01, 18~23歳〉）。

2. 質問紙の構成

質問紙は、回答者の基本的属性に関する設問に加え、3尺度（家族機能認知尺度、対父親・対母親接触経験尺度、自尊心尺度）から構成されている。

(1) 家族機能認知尺度

自分が埋め込まれた家族状態に関する認知を測定するた

めに、杉浦（1998）がOlsonによる家族機能認知3次元の考えに基づき作成した家族機能認知尺度（51項目）を利用した。諸井（2007）では家族の絆、意思疎通、固定化した舵取りの3主成分が抽出された。51項目それぞれについて（諸井，2007参照）、「この6ヵ月間」の自分の家族の様子にあてはまるかどうかを、4点尺度で評定させた（4. かなりあてはまる～1. ほとんどあてはまらない）。家族と離れて暮らしている場合には（ $N=84$ ）、電話などを通して日常接触や帰省時の様子を想起させた。

(2) 対父親・対母親接触経験尺度

回答者が小学生時代に父親や母親とどのように接触したと認知しているかを測定した。このために、諸井（2004; 2006）による対父親接触経験尺度（22項目）を利用した。本研究では、想起時期を「小学5・6年生の頃」に設定し、父親版に加え、母親との接触経験を尋ねる母親版も作成した（項目内容は同一）。なお、想起時期は青年期直前であるが、社会心理学ゼミ生内で遡及回顧の基準に関する論議をし、本研究ではこのようにした。対父親接触経験尺度では、「小学5・6年生の頃」の父親との関係の様子を想起させ、22項目それぞれがあてはまる程度を4点尺度で回答させた（4. かなりあてはまる～1. ほとんどあてはまらない）。母親についても、同様な仕方で評定させた。回答者の半数は先に対父親評定を（ $N=94$ ）、残りの者は先に対母親評定を行った（ $N=119$ ）。

(3) 自尊心尺度

自分に対する全体的な肯定的評価の程度を測定するために、Rosenberg（1979）の自尊心尺度を用いた（諸井，1995）。10項目それぞれについて、「この6ヵ月」という基準で回答者にあてはまる程度を4点尺度で回答させた（4. かなりあてはまる～1. ほとんどあてはまらない）。

なお、評定順の効果を相殺するために、家族機能認知尺度や対父親・対母親接触経験尺度では評定用紙をそれぞれ頁単位（5頁，2頁）でランダムに並び替えた。自尊心尺度では項目順の異なる2種類の評定用紙を用いた。

Ⅲ. 結果

1. 尺度の検討

すべての尺度項目で項目平均値の偏り（ $1.5 < m < 3.5$ ）と標準偏差値（ $SD > .60$ ）のチェックを行い、不適切項目を除去した。その上で、自尊心尺度を除く尺度については因子分析（最尤法、プロマックス回転（ $k=3$ ））を行った。先行研究（諸井，2004; 2006; 2007）に従って、対父親・

対母親接触経験尺度では2因子解、家族機能認知尺度では3因子解を求めた。因子分析では、負荷量 $|.40|$ を基準に明確な負荷量パターンに達するまで分析を繰り返した。最終結果に基づき下位尺度項目を構成した（ $>|.40|$ ）。なお、因子概念の方向に得点が高くなるように逆転項目の得点を調整した。下位尺度ごとに、当該項目得点と当該項目を除く合計得点との間のピアソン相関値と、 α 係数を求めた。その上で、項目得点の平均値を当該得点とし、分布正規性の検討も行った。自尊心尺度については、単一次元性が確認されているので（諸井，1995）、未回転第I主成分負荷量をチェックし（ $>|.40|$ ）、信頼性を確認した上で、項目平均値を自尊心得点とした。

(1) 家族機能認知尺度

4項目が項目水準の検討で不適切となり、残りの47項目を対象とした。3因子解を求めると、前研究と同様な因子が現れた（表1）。第I因子は意思疎通、第II因子は家族の絆と命名し、第III因子は、負荷量の正負を考慮して固定化した舵取りとした。

(2) 対父親・対母親接触経験尺度

項目水準の検討で不適切な項目を除き（対父親3項目; 対母親4項目）、残りの項目について2因子解を求めた（表2）。先行研究と同様に情動的絆と統制を表す因子が抽出された（対父親: 第I因子，第II因子; 対母親: 第II因子，第I因子）。なお、両親間の得点相関を求めると、情動的絆で $r=.45$ （ $p<.001$ ）、統制で $r=.25$ （ $p<.001$ ）であった（情動的絆と統制という異なる経験同士は無相関）。これは、情動的絆経験の両親間での一体性がやや高いことを示唆する。

(3) 自尊心尺度

項目水準の検討で適切と判断された10項目を対象に分析を行い、1項目を除く（「私は、もっと自分を尊敬できたらと思う。」）9項目で分析を行うと良好な結果が得られた（負荷量: .57～.76; 説明率: 49.46%）。先行研究（諸井，1995）と同様に9項目の項目平均値を自尊心得点とした。

(4) 各得点の検討

以上の分析で選抜した項目から成る尺度得点の検討結果を見ると（表3）、各下位尺度・尺度の α 値はすべて.70を上回っており、十分であった。また、得点分布の正規性も確認された。対父親・対母親接触経験尺度4得点を対象にした反復測定分散分析（対象〈父親 vs 母親〉×接触経験〈情動的絆 vs 統制〉）では、対象の主効果（ $F_{(1,212)} = 102.36$, $p<.001$ ）と接触経験の主効果（ $F_{(1,212)} = 43.95$, $p<.001$ ）がそれぞれ有意であったが、交互作用効果（ $F_{(1,212)} = 2.83$,

表1 家族機能認知尺度に関する因子分析（最尤法，プロマックス回転（ $k=3$ ））の結果—プロマックス回転後の因子負荷量—

		I	II	III
〔I. 意思疎通〕				
fam_b_3	私の家族では、話し合いをするとき、私の意見も聞いてもらえる。	.83	-.08	-.12
fam_b_2	私の家族では、家族の誰かの様子がふだんと違うと、声をかける。	.69	.03	.10
fam_d_11	私が悪いことをしたときには、親はなぜよくないことなのかを説明する。	.65	.04	.08
fam_d_7	私の家族は、お互いの意志を尊重する。	.62	.06	-.23
fam_c_2	家族で決めたことはみんなで守る。	.59	.11	.12
fam_c_3	私の家族は、お互いに十分な関心をもって接している。	.58	.29	.05
fam_b_5	私が何かで苦労しているときでも、私の家族は私を励ますことがない。	* -.56	-.13	.17
fam_e_4	私の家族では、何に取り組むかによって中心になる人が変わる。	.54	-.04	.14
fam_d_8	私の家族では、なんでも話し合いをして決める。	.53	.21	.14
fam_e_5	私の家族では、みんなが自分の気持ちをはっきりと口に出すことができる。	.51	.11	-.11
fam_a_6	私の家族では、何を行うかによって取り組み方を変える。	.50	.02	.01
fam_a_1	私の家族は、困ったことがあったときには、お互いに助け合う。	.50	.26	.02
fam_c_1	私の家族は、私が言っていることを正確に理解する。	.49	.19	-.17
〔II. 家族の絆〕				
fam_a_9	私の家族は、一緒に何かをするのが好きである。	.12	.74	.18
fam_a_10	私の家族には、連帯感がある。	.22	.66	.10
fam_e_1	私の家族の雰囲気は、私が望むものとは違う。	* -.01	-.66	.26
fam_b_4	私の家族では、家族が一緒にいることは、大切ではない。	* -.04	-.65	.03
fam_c_10	私の家族では、家族が共に過ごせる時間があるときでも別々に過ごす。	* .02	-.64	.06
fam_e_8	私の家族は、てんでばらばらである。	* -.09	-.60	-.07
fam_b_1	私の家族は、家族のそれぞれの友達や、知り合いのことをあまり知らない。	* -.08	-.56	.12
fam_d_1	私の家族は、温かくて明るい感じがする。	.30	.53	-.06
fam_c_5	私の家族は、お互いに仲がよい。	.37	.47	-.02
〔III. 固定化した舵取り〕				
fam_e_6	私の家族では、家のきまりを変えることが難しい。	-.01	.00	.66
fam_e_3	私の家族では、きまりを守ることがとても大切にされている。	.16	.29	.61
fam_d_10	私の家族では、いったん役割が決まると、後でそれを変えるのは難しい。	.14	-.28	.59
fam_d_9	自分のやろうとすることが、家族に妨げられている感じがすることがある。	-.04	-.18	.59
fam_e_2	ちょっと失敗しただけでも、親に厳しく叱られる。	-.28	-.01	.53
fam_a_3	私の家族には、しっかりとしたきまりはない。	* -.03	-.29	-.46
〔因子間相関〕				
		I	****	.70
		II		-.08

$N = 213$

初期固有値 > 1.44; 初期説明率: 53.23%

適合度: $\chi^2_{(297)} = 469.72, p = .001$

* 逆転項目

〈注1〉項目に付した記号は、英文字が頁、数字がページ内の項目順を表している。表2も同様である。

ns.) は有意でなかった。父親よりも母親のほうで、統制経験よりも情動的絆のほうでそれぞれ得点が高かった。家族機能認知3得点に関する反復測定分散分析によると ($F_{(1,36,424)} = 155.54, p < .001$), 家族の絆, 意思疎通, 固定化した舵取りの順に得点が高いといえた (Bonferroni の法: 5%水準)。自尊心は尺度中性点よりも低い有意な傾向があった ($t_{(212)} = -2.51, p < .05$)。

2. 家族経験が自尊心におよぼす影響

「対父親・対母親接触経験→家族機能認知→自尊心」の影響経路を仮定し、重回帰分析と共分散構造分析によって検討した。

まず、次の2通りの重回帰分析 (ステップワイズ法 [投入基準 $p < .05$, 除去基準 $p > .10$]) を試みた。家族機能認知3得点および対父親・対母親接触経験4得点を説明変数とし自尊心を従属変数とした分析と、対父親・対母親接触

表2 対父親・対母親接触経験尺度に関する因子分析（最尤法，プロマックス回転（ $k=3$ ））の結果—プロマックス回転後の因子負荷量—

	[対父親]		[対母親]	
	I	II	I	II
[I. 情動的絆]				[II.]*
fa_a_1 父親は、自分の仕事や職場の出来事について私に話をしてくれた。	.68	-.04	-.02	.46
fa_a_4 父親は、よく私の相手をしてくれた。	.66	-.13	***	***
fa_a_6 父親は、自分の子どもの頃や学生時代の思い出について私に話をしてくれた。	.65	-.05	.03	.57
fa_a_7 父親は、家族旅行などでいろいろな所に私を連れて行ってくれた。	***	***	.06	.51
fa_a_8 父親は、私がどこで何をしているかをいつも気にかけていた。	.51	.30	***	***
fa_a_10 父親は、自分の好みの異性タイプについて私に話をしてくれた。	***	***	.04	.43
fa_b_1 父親は、世の中で起こっていることについて私に話をしてくれた。	.67	.04	-.02	.64
fa_b_2 父親は、私の頭を撫でたり、私の肩をたたいたりしてくれた。	.59	-.07	.02	.66
fa_b_5 父親と私は、2人で外出することがあった。	.50	-.03	***	***
fa_b_7 父親は、一緒にテレビを見ながら番組について私に話をしてくれた。	.66	.06	.02	.62
fa_b_9 父親は、私の将来について気にかけていた。	.50	.26	***	***
fa_b_11 父親は、私の誕生日には必ずプレゼントやカードをくれた。	***	***	-.10	.47
[II. 統制]				[I.]*
fa_a_5 父親は、私に口答えを許さなかった。	-.25	.74	.67	-.17
fa_a_9 父親は、私の帰宅時刻にうるさかった。	.25	.48	.42	.11
fa_a_11 私のことについては、父親が最後には決めていた。	-.10	.51	.59	-.14
fa_b_3 父親は、私の身なりについていろいろ注文をつけてきた。	.17	.47	.51	.15
fa_b_4 父親は、私のしつけに厳しく厳格な教育方針をもっていた。	.09	.56	.75	-.04
fa_b_6 父親は、叱ったり批判することが私のためになると思っていた。	.00	.70	.62	.07
fa_b_9 父親は、私の将来について気にかけていた。	***	***	.43	.28
fa_b_10 父親は、私が悪いことをした時、かっとして怒った。	-.04	.72	.69	-.02
[因子間相関]	I	.08		.13
対父親: 初期固有値 > 3.17; 初期説明率: 46.48%; 適合度: $\chi^2_{(89)} = 170.50, p = .001$				
対母親: 初期固有値 > 2.91; 初期説明率: 42.02%; 適合度: $\chi^2_{(89)} = 147.21, p = .001$				

$N = 213$

項目は対父親版であり、母親版では「父親」を「母親」に置き換えてある。

*: 対母親では、第I因子は統制、第II因子は情動的絆を表す。

***: 最終分析では除去された項目

表3 諸尺度の検討と尺度得点に関する記述的特徴

	平均値	標準偏差	相関値(a)	信頼性(b)	正規性検定(c)
父親_情動的絆	2.46	0.66	.45 ~ .62	$\alpha = .84$	$z = 1.11, ns.$
父親_統制	2.10	0.66	.41 ~ .62	$\alpha = .79$	$z = 1.02, ns.$
母親_統制	2.54	0.62	.39 ~ .66	$\alpha = .81$	$z = .98, ns.$
母親_情動的絆	2.79	0.60	.37 ~ .56	$\alpha = .76$	$z = 1.15, ns.$
意思疎通	2.88	0.55	.47 ~ .76	$\alpha = .91$	$z = 1.25, ns.$
家族の絆	2.95	0.66	.59 ~ .76	$\alpha = .90$	$z = 1.38, ns.$
固定化した舵取り	2.14	0.56	.34 ~ .58	$\alpha = .73$	$z = 1.04, ns.$
自尊心	2.40	0.58	.46 ~ .67	$\alpha = .87$	$z = 1.26, ns.$

$N = 213$

(a): 当該項目得点と当該項目を除く合計得点との間のピアソン相関値（すべて $p < .001$ ）

(b): Cronbach の信頼性係数

(c): Kolmogorv-Smirnov の検定

経験4得点を説明変数とし家族機能認知3得点それぞれを従属変数とした分析である。前者の分析では、自尊心の有意な唯一の規定因は意思疎通であった ($R^2 = .13$; $\beta = .36$, すべて $p < .001$)。後者の分析によると、意思疎通や家族の絆認知は父親と母親との情動的絆経験によって強く影響されていた (意思疎通: $R^2 = .34$; 父親_情動的絆 $\beta = .37$, 母親_情動的絆 $\beta = .31$ / 家族の絆: $R^2 = .27$; 父親_情動的絆 $\beta = .35$, 母親_情動的絆 $\beta = .25$; すべて $p < .001$)。固定化された舵取り認知は、父親と母親からの統制経験による正の影響を被り、母親との情動的絆経験から負の影響を受けていた ($R^2 = .36$; 母親_統制 $\beta = .51$, 父親_統制 $\beta = .21$, 母親_情動的絆 $\beta = -.15^*$; *を除き $p < .001$, *は $p < .01$)。

Amos18.0を利用して因果分析を行った。先の重回帰分析で得られた関係に基づきモデルを作成し、観測変数の構造方程式 (最尤推定法; 豊田, 1998) の分析を試みた。修正指数を参照しながらパスの設定を変え、モデル適合度を改善し、最終的に重回帰分析と同様の影響経路を示す最終モデルを得た (図1)。「父親や母親との情動的絆経験→意思疎通認知→自尊心の高まり」という影響経路が浮き彫りになった。

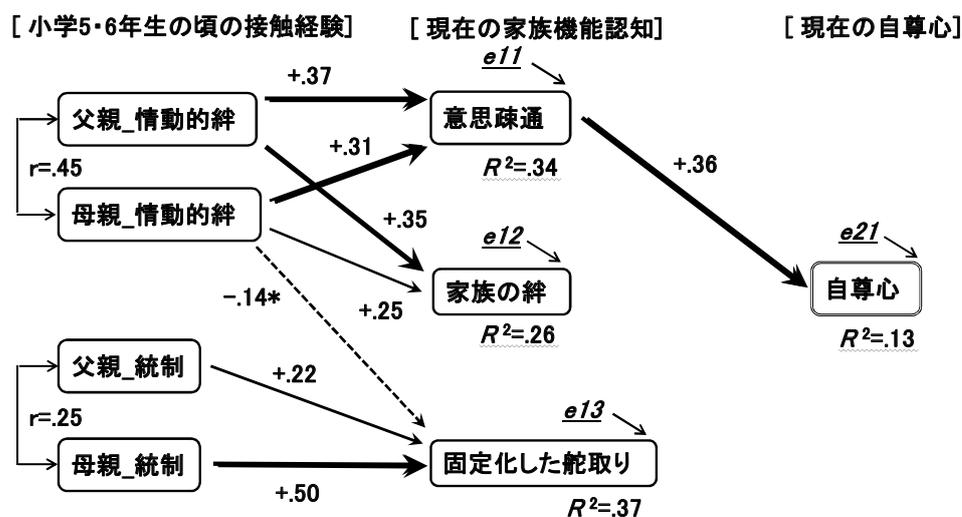
IV. 考察

本研究は、女子大学生を対象に家族接触経験が自尊心におよぼす影響について検討した。因子分析によって、先行研究と同様に (諸井, 2004; 2006; 2007), 親との接触経験

では情動的絆と統制、家族機能認知では意思疎通、家族の絆、固定化した舵取りの各因子が抽出された。これらに基づいて、重回帰分析や共分散構造分析を用いて「父親や母親との過去の接触経験→現在の家族機能認知→自尊心」という図式を中心にいくつかの仮説を検討した。

両分析で自尊心の有意な唯一の規定因が意思疎通であったことから、仮説I-bは棄却され、仮説I-aも保留された。しかし、家族の絆と意思疎通の間に高い相関関係が存在しており ($r = .77$, $p < .001$), 重回帰分析や共分散構造分析では家族の絆と自尊心との関係が意思疎通により説明されると解釈できる。結果に対する多重共線性の可能性も検討したが、この可能性は認められなかった。ところで、Olson (1986) の円環モデルでは、家族機能と心理的適応との間に2次的関係が仮定されている。そこで、家族機能認知3得点の標準得点を求めその2乗値を算出したが、いずれも自尊心と無関係であった (それぞれ $r = -.10$; $-.11$; $-.05$; すべて ns)。この2乗値得点を投入した重回帰分析も試みたが、当然のことながら有意な影響は現れなかった。したがって、円環モデルの組上への分析は今後も必要であるが、変数間の直線関係を仮定して分析を行った本研究の方法は一応妥当といえる。

過去の親との接触経験がおよぼす自尊心への影響については、直接的影響は得られず、現在の家族機能認知を媒介とする間接的影響が認められた。共分散構造分析が浮き彫りにした影響パスは、過去の親との接触経験が自尊心に重要な影響を与えていることを示した。父親や母親との情動



$e11 \sim e21$: 誤差項 $e11-e12 r=.68$ 矢印: 標準化パス係数[* $p < .01$; *以外すべて $p < .001$]

適合度: $\chi^2_{(17)} = 25.52$, $p = .084$, $GFI = .971$; $AGFI = .939$; $RMSEA = .049$

図1 自尊心の規定因—観測変数の構造方程式 (Amos18.0, 最尤推定法) による因果分析 ($N = 213$)—

的絆経験が意思疎通認知を通して自尊心を高めていることから、仮説Ⅱ-aは限定的に支持されたといえよう。また、父親や母親からの統制経験のほうは、固定化した舵取り認知にのみ影響しているだけであり、本研究では仮説Ⅱ-bは支持されなかった。

ところで、先述したMitscherlich (1963)による伝統的な父親像喪失の指摘は、統制経験での父親側の影響の低さに対応している。さらに、父親との情動的絆経験の影響度が母親とほぼ同じであることは、子どもに対する父親の情動的役割の重要性を意味しており、Parsonsら(1956)が描いた伝統的な核家族における父親役割の変容を示している。つまり、Mitscherlichが説いたような伝統的な父親像の単なる喪失ではなく、統制的役割から情動的役割へと変化したといえる。また、接触経験4得点に関する分散分析での父親からの統制経験の特異性を表す交互作用効果が有意でないこともこれらのことと一致している。本研究での知見は、従来は母親に限定されがちであった親子研究に父親も対象に含めるべきであるという柏木(1993)などの指摘を支持している。

同性の影響の顕在化に関する仮説Ⅲについては興味深い傾向が得られた。意思疎通や家族の絆に対しては、情動的絆では父親と母親がほぼ同じ強さの影響があった。さらに、父親の場合には家族の絆への影響は母親よりも若干高かった。これらは仮説Ⅲと不一致である。しかしながら、固定化した舵取りへの影響を見ると、母親からの統制経験が父親よりもかなり強く、母親の情動的絆も有意な負の影響を示した。したがって、自尊心に対する直接的影響ではないが、現在の家族機能認知を媒介した間接的影響の場合に、仮説Ⅲを支持する傾向が見られたといえよう。

最後に、本研究のいくつかの問題点について触れよう。山田(2004)によれば、現代家族の変容の本質は、①家族以外のシステムからの自由化と②家族成員の行動自由化の2水準から構成される、個人化の過程にある。本研究で扱っている統制経験は②に対する親による抑制の側面を強く反映していると考えられる。青年期以前の親による統制は青年期になっても家族内の固定化した舵取りの強化として残存する。そのために、親からの心理的独立を妨げ、結果として自尊心を低下させるはずであるが、仮説Ⅱ-bは棄却された。しかし、たとえば久光・岩淵(2009)の研究では子どもの頃のしつけ経験が青年の社会的かしこさを高めていた。彼らが測定したしつけは性役割領域に限定されているが、統制経験の影響を今後も吟味する必要があるだろう。

本研究では、最終の目的変数として自尊心を設定した。Rosenbergの自尊心は単次元概念としてもともと仮定されている。しかしながら、たとえばHensley & Roberts(1976)によれば、Rosenbergの自尊心尺度は肯定的表現項目と否定的表現項目の2因子に分離できる。Marsh(1996)は、確証的因子分析により複数のモデルを比較し、2因子の抽出が反応スタイル上の人工的結果であると結論づけた。内田・上埜(2010)も同様に単次元性の確認をしている。いずれにせよ、自己に対する否定的評価に注目した捉え方もあり(水間, 1996など)、自己に対する全般的評価の問題にも取り組む必要がある。ところで、自尊心に限定せずに、心理的健康が家族接触経験とどのような関わりをもつかも今後幅広く検討すべきである。心理的健康とは、たとえばCompton, Smith, Cornish, & Qualls(1996)によれば、①個人的成長、②主観的幸福感、③ストレス耐性的性格の3側面から構成される。家族接触経験の様態はこれらの側面にも重要な影響をもたらすと考えられる。

ところで、本研究で目的変数として設定した自尊心は、ソシオメーター(Sociometer)理論(Leary & Baumeister, 2000参照)によって新たな意義づけが試みられている。つまり、自尊心は、自分が他者から受容・拒絶されているかに関する主観的指標であり、この指標の変動に応じて行動が生起する。この枠組みに沿えば、本研究は家族からの受容・拒絶の反映としての自尊心指標を扱っていることになる。つまり、自尊心が何を表しているかの検討も重要といえよう。

なお、過去の親子接触経験から現在の家族機能認知や自尊心への影響という時間的因果を本研究では前提とした。ノスタルジア理論を構築したDavis(1979)に従えば、現在の家族の様態や自尊心の高さが過去の親子接触経験の想起に遡及的影響をおよぼす可能性が十分にある。つまり、親子関係のノスタルジア的機制も今後の課題といえよう。

以上に述べた様々な問題点を踏まえながら、今回は対象としなかった男子青年を含め、親からの心理的独立を図る時期に位置する青年の心性と家族接触経験の様態との関連を今後もより緻密に精査する必要がある。とりわけ、情動的絆の側面における両親間の影響一体性も加味した研究に加え、たとえば過度な情緒的絆が子どもの依存性を高める可能性もあることなどから情動的絆や統制の側面の両義性も検討すべきである。また、今回は子どもの側による親の行動認知を測定したが、親の側の養育行動認知との対応も興味深い課題である(男女学生とその母親を対象とした金

政(2007)によるとケア側面で $r = .29$ 、過保護側面で $r = .40$ 。さらに、幼少期の否定的な親子経験の問題を扱う概念的枠組み(Woititz, 1983など)を参照しながら、家族機能の働きを仲介させる研究作業も重要であろう。本研究の知見からすると、親から自分が否定的に扱われていたという記憶表象が直接的に自尊心を低下させるのではなく、家族機能認知の仲介的役割が得られたからである(図1)。

〈付記〉

- (1) 本研究は、科学研究費補助金(基盤研究C「親子関係認知に関する家族社会心理学的研究(課題番号19530569, 2007-2008年度)」〈代表: 諸井克英〉)に基づいて行われた。
- (2) データの統計的解析にあたって、IBM SPSS Statistics version 18.0.0.1 for Windows, Amos18.0を利用した。

V. 引用文献

- 蘭 千壽 1992 セルフ・エスティームの形成と養育行動
遠藤辰雄・井上祥治・蘭千壽(編)『セルフ・エスティームの心理学—自己価値の探求—』ナカニシヤ出版 pp.168-177.
- Bowlby, J. 1969 *Attachment and loss, vol.1: Attachment*. London: Hogarth. (黒田実郎・大羽 泰・岡田洋子(訳) 1976『母子関係の理論 I—愛着行動—』岩崎学術出版社)
- Compton, W.C., Smith, M.L., Cornish, K.A., & Quails, D.L. 1996 Factors structure of mental health measures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71, pp.406-413.
- Davis, F. 1979 *Yearning for yesterday: A sociology of nostalgia*. The Free Press. (間場寿一・荻野美穂・細辻恵子(訳) 1990『ノスタルジアの社会学』世界思想社)
- Erikson, E.H. 1959 *Psychological issues: Identity and the life cycle*. International University Press. (小此木啓吾(訳編) 1973『自我同一性—アイデンティティとライフ・サイクル—』誠信書房)
- 福岡欣治 2000 大学生における家族および友人の知覚されたソーシャル・サポートと無気力傾向—達成動機を媒介要因とした検討— 静岡県立大学短期大学部研究紀要, 14(3), pp.1-10.
- 福岡欣治・橋本 幸 1997 大学生と成人における家族と友人の知覚されたソーシャル・サポートとそのストレス緩和効果 心理学研究, 68, pp.403-409.
- 古川綾子 1974 両親のリーダーシップ行動認知に関する発達心理学的研究—子どもからみた理想像と現実像の変化について— 教育心理学研究, 22, pp.69-79.
- Hensley, W.E., & Roberts, M.K. 1976 Dimensions of Rosenberg's self-esteem scale. *Psychological Reports*, 38, pp.583-584.
- 久光達也・岩淵千明 2009 「社会的かしこさ」の構造及び、家庭でのしつけ、学校生活経験、地域の教育力との関連 川崎医療福祉学会誌(川崎医療福祉大学), 18(2), pp.393-400.
- 金政祐司 2007 青年・成人期の愛着スタイルの世代間伝達 心理学研究, 78(4), pp.398-406.
- 柏木恵子 1973 現代青年の性役割の習得 依田新他(編)『現代青年の性意識 現代青年心理学講座5』金子書房 pp.99-139.
- 柏木恵子 1993 “父親の心理学”の社会文化的背景—家族・親役割の変化、女性・母性の変貌— 柏木恵子(編)『父親の発達心理学—父性の現在とその周辺—』川島書店 pp.29-60.
- Leary, M.R., & Baumeister, R.F. 2000 The nature and function of self-esteem: Sociometer theory. *Advances in Experimental Social Psychology*, 32, pp.1-62.
- Marsh, H.W. 1996 Positive and negative global self-esteem: A substantively meaningful distinction or artifacts? *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, pp.810-819.
- Mitscherlich, A. 1963 *Auf dem Weg zur vaterlosen Gesellschaft. Ideen zur Sozialpsychologie*. R. Piper & Co. Verlag. (小見山実(訳) 1972『父親なき社会—社会心理学的思考—』新泉社)
- 水間玲子 1996 自己嫌悪感尺度の作成 教育心理学研究, 44, pp.296-302.
- 諸井克英 1995 成人女性における電話による社会的支援と心理学的健康 社会心理学研究, 11, pp.51-62.
- 諸井克英 2002 彷徨する親子関係 和田 実・諸井克英著『青年心理学への誘い—漂流する若者たち—』ナカニシヤ出版 pp.45-66.
- 諸井克英 2003『夫婦関係学への誘い—揺れ動く夫婦関係—』ナカニシヤ出版.
- 諸井克英 2004 若者の対人環境管理に関する社会心理学的研究(6)—親との関係経験が恋愛観におよぼす影響— 同志社女子大学学術研究年報, 55, pp.129-143.
- 諸井克英 2006 女子青年における父親の魅力—父親との

- 接触経験の影響— 同志社女子大学総合文化研究所紀要, 23, pp.71-80.
- 諸井克英 2007 家族機能認知とアダルト・チルドレン傾向 同志社女子大学学術研究年報, 58, pp.85-92.
- Olson, D.H. 1986 Circumplex model VII: Validation studies and FACES III. *Family Process*, 25, pp. 337-351.
- Olson, D.H., Sprenkle, D.H., & Russell, C.S. 1979 Circumplex model of marital and family systems: I. Cohesion and adaptability dimensions, family types, and clinical applications. *Family Process*, 18, pp. 3-28.
- 小野寺敦子 1993 日米青年の親子関係と独立意識に関する比較研究 心理学研究, 64, pp.147-152.
- 長田雅喜 1987 日本の社会構造と家族関係 長田雅喜 (編)『家族関係の社会心理学』福村出版 pp.200-212.
- Parsons, T., & Bales, R. (Eds.) 1956 *Family: Socialization and interaction process*. Routledge and Kegan Paul. (橋爪貞雄他 (共訳) 1970『核家族と子どもの社会化』黎明書房)
- Rosenberg, M. 1979 *Conceiving the self*. Basic Books.
- 貞木隆志・榎野 潤・岡田弘司 1992 家族機能と精神的健康—Olson の FACES III を用いての実証的検討— 心理臨床学研究, 10(2), pp.74-79.
- 篠崎正美 1996 日本家族の現代的变化と家族変動の諸理論—日本的「近代家族」のゆくえ— 野々山久也・袖井孝子・篠崎正美 (編)『いま家族に何が起きているのか—家族社会学のパラダイム転換をめぐる—』ミネルヴァ書房 pp.323-357.
- 杉浦暁子 1998 高校生における食態度と心理学的健康—家族関係との関連を中心として— 静岡大学大学院人文社会科学部比較地域専攻平成10年度修士論文 (未公開)
- 立木茂雄 1999『家族システムの理論的・実証的研究—オルソンの円環モデル妥当性の検討—』川島書店
- 豊田秀樹 1998『共分散構造分析入門 [入門編]—構造方程式モデリング—』朝倉書店
- 内田知宏・上埜高志 2010 Rosenberg 自尊感情尺度の信頼性および妥当性の検討—Mimura & Griffiths 訳の日本語版を用いて— 東北大学大学院教育学研究科研究年報, 58(2), pp.257-266.
- Woititz J.G. 1983 *Adult children of alcoholics: Expanded edition*. Health Communication, Inc. (斎藤 学 (監訳) 1997『アダルト・チルドレン—アルコール問題家族で育った子供たち—』金剛出版)
- 山田昌弘 2004 家族の個人化 社会学評論, 54, pp.341-354.

