

中学校時代の両親の養育態度が青年期の友人関係のあり方に及ぼす影響

— 自己概念を媒介変数として —

小林 真

Effect of Parenting in Secondary School to Friendship of Adolescents :
Mediating Effect of Self-Concept

Makoto KOBAYASHI

要約

本研究では大学生を対象に、中学校時代の両親の養育態度（回想による）が、現在の友人関係にどのような影響を及ぼしているのかを検討した。その際に、自己概念を媒介変数として設定し、養育態度から直接友人関係に至る経路と、自己概念を経由して友人関係に至る経路が存在するかどうか、2種類のモデルを設定した。また、父親の養育態度、母親の養育態度、両親の養育態度を含んだ3つのモデルを比較し、どのモデルが青年期の友人関係のあり方をより説明できるかを検討した。その結果、比較的説明力が高かったのは、母親の養育態度を用いたモデルであることが示された。

キーワード：養育態度、自己概念、仲間関係（友人関係）

Key words : parenting, self-concept, peer relationship

問題と目的

Schneider & Tessier (2007) は、引っ込み思案（または不安が高い）思春期の子どもと統制群の子どもたちを対象に、友情（best-friendship）とは何かを調査した。自由質問による面接調査の結果、引っ込み思案／不安群の子どもたちは友情を「前に（学校や地域で）話したことがある」と定義することが多かったのに対して、統制群は「親密な関係」と答えることが多かった。つまり、不安が高い／引っ込み思案の子どもたちは、友人関係として相互に信頼しあえる親密な関係を想定していないのである。

日本においては、岡田（2009）が現代の青年の友人関係のもち方として、深い関わりを避けたり、お互いに傷つけ合うことを避ける傾向があることを指摘している。このように、友人との親密な関わりを求めた者とそうでない者が存在するのはなぜであろうか。

青年期の友人関係が、それ以前の親子関係の影響を受けているという研究が数多くある。たとえば久保田

（1995）は大学生を対象に調査を行い、子どもの頃・思春期の頃を回想した母親との関係と、他者との関係を求める親和傾向との関連性を検討した。親和傾向の下位尺度を検討した結果、友人との親密性を求める傾向が低い学生は、親密性を求める学生に比べて思春期時代の母親に対する拒否・軽蔑の得点が高いことが示された。また久保（2000）は、対人恐怖心性が高い学生と低い学生の間で、回想された親子関係を比較した。その結果、対人恐怖傾向を示す学生は、母親への不信・父親への不信・父親へのおびえを感じており、逆に父親に対する親密感は低かった。

こうした調査結果から、幼少期～思春期にかけての両親との関係が、他者に対する恐れや親密性の欲求などに影響を及ぼしていることがわかる。久保田（1995）と久保（2000）はいずれも、その原因を内的ワーキングモデルを用いて説明している。内的ワーキングモデル（作業モデル）はBowlby（1969,1973）が提唱した概念で、他者と自己に関する2つの認識の

枠組みからなっている。他者に対する認識のモデルとは、愛着の対象者にどのような援助が期待できるかという認識で、いわば他者に対する基本的な信頼感の有無を表している。これに対して自己に関する認識のモデルとは、自分が養育者からどのように受容されているか（またはいないか）という感覚であり、これがその後の自己概念の基盤になると考えられる。すなわち、幼少期からの両親との関係が良好であれば、他者への信頼感と肯定的な自己概念が形成され、それが後の対人関係に影響を及ぼすのである。

Bowlbyの理論では、ごく初期に形成された内的ワーキングモデルがその後の対人関係に強い影響を与えると考えられる。しかし両親との関係は長い間続くものであり、思春期（青年期前期）の親子関係がどのような影響を及ぼしているかを考慮する必要がある。遠山（2006）は小学生と中学生を対象に、自己に関する目標と親子関係の良好さの関連性を検討した。この研究で測定した親子関係は、親に対する尊敬・信頼感・親密さなどが含む親子関係の良好さを表す単因子の尺度である。そして、個性のある人になる・責任感のある人になる・自分に誇りを持てる人になるといった人格面での成長目標を目的変数とした重回帰分析を行ったところ、小学生では親子関係は説明力を有していなかったが、中学生では有意な正の影響力がみられた。つまり、中学時代の親子関係が良好であれば、子どもが自分自身に対して肯定的な期待・目標を抱くことができる。遠山（2006）の結果から、小学校ではなく中学校時代の親子関係の良好さが、肯定的な自己概念の形成に大きな役割を果たしていることが想定できる。

そこで本研究では、中学校時代の両親との関係が自己概念に影響を及ぼし、それが後の友人関係に影響を及ぼすという仮説を検討する。しかし、両親の養育態度をモデリングすることで対人関係を学習する可能性も考えられる。そこで本研究では、両親の養育態度が友人関係に直接的な影響を及ぼすという経路も考慮し、Figure 1のようなモデルを設定する。すなわち、両親の養育態度から友人関係に直接つながるパスと、自己概念を経由して友人関係につながるパスを想定し、それぞれの影響力の強さを検討する。

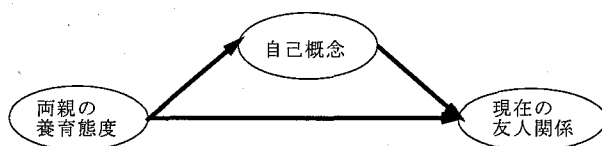


Figure 1 本研究で検証するモデル

その際に、①父親の養育態度から友人関係への経路、②母親の養育態度から友人関係への経路、③両親の養育態度を込みにした場合の友人関係への経路の3つのモデルを検討し、説明力の高いモデルを探ることにする。

方法

対象者 北陸地区の国立大学の学生234名。そのうち欠損値がない202名のデータを分析対象とした（男性79名、女性123名）。平均年齢は19.6歳（18歳～28歳）であった。

手続き 質問紙調査を実施した。講義の時間を利用した集団配布・回収と、個別の配布・回収という2つの方法でデータを収集した。なお、集団配布の歳には研究趣旨を説明した上で、回答は任意であること、出席や成績には関係ない旨を伝えているので、倫理的問題はないと考えられる。

調査内容 フェイス項目のほかに、回想された両親の養育態度、自己受容、友人関係の3つの尺度を用いた。各尺度の詳細は以下の通りである。

①フェイス項目 学生の性別・年齢の2項目を尋ねた。

②回想された両親の養育態度 戸田（1990）が作成した養育態度尺度36項目から、父親用15項目、母親用14項目を選出し、表記を一部改めた上で時制を過去形に変えたものを実施した。そして、「中学生だった頃」を想起して父親または母親がどのように接していたかを記入するように求めた。

なお、質問項目の選定に当たって、戸田（1990）の尺度を過去形に変えた36項目を用いて予備調査を行った。予備調査は北陸地区の国立大学生165名（男性69名、女性96名）に実施し、因子分析を行い、因子の内容や項目間の整合性を検討した。

その結果、父親と母親のそれぞれについて愛情の欠如、統制的な養育、子どもへの追従という3つの因子が抽出された。ただし、同じ因子名であっても父親と母親では負荷する項目が若干異なっていた。そのため、父母を同一の項目で測定するのは困難であると判断し、それぞれの因子から負荷量の高い5項目ずつを使用することにした。ただし母親については、第3因子に負荷した項目が4項目しかなかったため、母親版は合計14項目とした。

③自己概念 大出・澤田（1988）が作成した自己受容尺度18項目を用いた。

④友人関係 落合・佐藤（1996）が作成した「友達

とのつきあい方に関する尺度」から、因子負荷量の低い5項目を除外した30項目を用いた。

調査時期 2008年10月に調査を実施した。

結果

各尺度の因子分析

1. 両親の養育態度について

父親の養育態度15項目を最尤法で因子分析し、varimax回転を行った。固有値の減衰状況を検討して2因子解または3因子解が妥当であると思われたが、因子負荷量が十分でない項目や複数の因子に同等に負荷した項目があったので、順次削除した。まず3因子解で負荷量が.350に満たなかった項目15を削除し、再度因子分析を行った。その際に3因子解で負荷量が.350に満たなかった項目3を削除したところ、第3因子に負荷する項目がなくなったため、2因子解で因子分析を行った。すると、項目12が第1因子と第2因子に対してほぼ同等な負荷を示したので削除した。こうして確定された因子分析結果をTable 1に示す。因子分析の適合度は $\chi^2(43) = 73.49$ ($p < .01$)、2因子に

よる累積寄与率は54.90%であった。なお、後の分析に利用するため、回帰法による因子得点を算出した。

Table 1にみられるように、第1因子には、項目5（私のとるべき行動をいちいち指示した）や項目8（言いつけ通りにするまで口うるさく言った）などが高く負荷したので、「統制的な養育」と命名した。第2因子には、項目1（私と話をする時間を大切にしていた）が負に負荷し、項目13（私が何をしたり、考えたりしているかには、あまり関心がなかった）が正に負荷したことから、「子どもへの無関心」と命名した。

母親の養育態度14項目についても最尤法で因子分析し、varimax回転を行った。スクリー値を検討して2因子解または3因子解が妥当であると思われた。因子負荷量が低かった項目12を削除して再度因子分析を行ったところ、項目3・9の負荷量が低くなったため、この3項目を除いて最終的な因子分析を行った。その際に、累積寄与率と解釈可能性を考慮して3因子解を採用した。適合度は $\chi^2(25) = 45.17$ ($p < .001$)、3因子による累積寄与率は53.18%であった。母親の養育態度の因子分析結果をTable 2に示す。また、後の分析に利用するため、回帰法による因子得点を算出した。

Table 1 父親の養育態度の因子分析結果 (varimax 回転後)

No.	項目	第1因子	第2因子	共通性
父親 5	私のとるべき行動をいちいち指図した	.814	.100	.672
父親 8	言いつけ通りにするまで口うるさく言った	.802	.135	.662
父親 2	どんなときでも、私がすることに対して指図をしたがった	.750	-.009	.562
父親 11	私が親のすすめた通りにしないと気を悪くした	.717	.202	.555
父親 9	私に物事を強制することはめったになかった	-.651	-.011	.424
父親 14	私に自分で物事を決めさせてくれなかった	.629	.195	.434
父親 1	私と話をする時間を大切にしていた	-.023	-.766	.587
父親 7	あまり私のことを考えてはくれなかった	.165	.724	.552
父親 13	私がなにをしたり、考えたりしているかには、あまり関心がなかった	.142	.713	.528
父親 4	私のことにあまり関心がなかったようだ	-.017	.711	.506
父親 10	私とあまり話をしなかった	.074	.699	.494
父親 6	私の物の見方・考え方を理解しようとしてくれた	-.371	-.606	.505
負荷量平方和		3.393	3.089	-
説明された分散の割合 (累積寄与率)		28.28	25.74	(54.02)

Table 2 母親の養育態度の因子分析結果 (varimax 回転後)

NO.	項目	第1因子	第2因子	第3因子	共通性
母親 5	どんなときでも、私がすることに対して指図をしたがった	.853	-.053	.123	.746
母親 2	私のとるべき行動をいちいち指示した	.780	-.110	.044	.623
母親 14	私が親のすすめた通りにしないと気を悪くした	.720	-.267	.000	.589
母親 11	私に自分で物事を決めさせてくれなかった	.613	-.313	.125	.489
母親 8	私のために苦労してきたことを、くどくどと話し聞かせた	.375	-.082	.028	.148
母親 10	相談した時、私の悩みや心配事を理解してくれた	-.245	.750	-.188	.657
母親 1	何かと私に温かい言葉をかけてくれた	-.182	.685	-.210	.547
母親 13	私と話をする時間を大切にしていた	-.166	.575	-.409	.525
母親 7	私のことにあまり関心がなかったようだ	.059	-.266	.815	.738
母親 4	あまり私のことを考えてはくれなかった	.279	-.393	.645	.649
母親 6	私が良くないことをしても、見てみぬふりをした	-.013	-.050	.371	.140
負荷量平方和		2.572	1.780	1.497	-
説明された分散の割合 (累積寄与率)		23.38	16.18	13.61	(53.18)

Table 2にみられるように、第1因子には、項目5（どんなときでも、私のすることに対して指図をしたがった）や項目2（私のとるべき行動をいちいち指示した）が高く負荷したので、「統制的な養育」と命名した。第2因子には項目10（相談した時、私の悩みや心配事を理解してくれた）や項目1（何かと私に温かい言葉をかけてくれた）が

Table 3 自己概念の因子分析結果 (varimax 回転後)

No.	項目	第1因子	第2因子	共通性
受容13	私は、自分には嫌なところがあるので、自分が嫌いだ	.754	-.321	.672
受容1	私は、欠点があっても、自分が好きだ	-.697	.455	.693
受容10	私は、自分のことが嫌いだ	.689	-.474	.699
受容4	私は、理想通りではないが、自分というもの好きだ	-.682	.501	.716
受容7	私は、今の自分に満足している	-.605	.212	.411
受容17	私は、自分に失望することがよくある	.561	-.360	.444
受容12	私は、他の人がうらやましい	.544	-.045	.298
受容3	私は、自分は自分とわりきることができる	-.538	.230	.342
受容8	私は、何か失敗すると、自分はだめな人間だと思ふことがよくある	.517	-.261	.336
受容15	私は、できれば今の自分と違う自分になりたい	.473	-.292	.309
受容2	私は、人から必要とされていると思う	-.293	.763	.668
受容11	私は、何か人のために役立っている	-.171	.717	.543
受容5	私は、誰からも必要とされていない	.284	-.664	.521
受容6	私は、人に誇るものがなにもない	.295	-.597	.443
受容16	私は、自分が存在していること事態に意味があると思う	-.244	.557	.370
負荷量平方和		4.093	3.372	-
説明された分散の割合 (累積寄与率)		27.29	22.48	(49.77)

行い、varimax回転を実施した。適合度は $\chi^2(76)=240.43$ 、2因子による累積寄与率は49.77%であった。Table 3に自己概念の因子分析結果を示す。

Table 3にみられるように、第1因子には項目13(私は、自分には嫌なところがあるので、自分が嫌いだ)が正に、項目1(私は、欠点があっても、自分が好きだ)が負に負荷したため、「自己否定感」と命名した。第2因子は、項目2(私は、人から必要とされていると思ふ)や項目11(私は、何か人のた

Table 4 友人関係の因子分析結果 (varimax 回転後)

No.	項目	第1因子	第2因子	第3因子	第4因子	共通性
友達13	友達と本音で話すのは避けている	.830	-.076	-.053	-.049	.700
友達1	友達とは本音で話さないほうが無難だ	.795	-.080	-.056	-.087	.649
友達2	友達とは何でも本音で話し合うようにしている	-.765	.045	.106	.014	.599
友達18	友達にはありのままの自分を出せない	.665	-.047	-.224	-.048	.496
友達7	友達に自分の全てをさらけ出すのは危険である	.614	-.061	-.198	-.086	.427
友達26	傷つきたくないの、友達には本当の姿を見せられない	.598	.097	-.393	-.134	.539
友達22	友達とは、互いに傷つくような本音での話し合いはしないようにしている	.533	.186	-.239	-.025	.377
友達14	自信をなくされるくらいなら、友達とは関わらないほうがいい	.489	-.235	-.015	-.045	.297
友達21	友達とは少しくらい傷ついても本当のことを言い合いたい	-.419	.079	.221	-.036	.232
友達8	友達には自分の考えていることを全部言う必要はない	.410	-.088	-.014	-.017	.176
友達3	どんな友達とも仲良しでいたい	-.055	.817	-.125	.062	.690
友達15	どんな人とも仲良くしようと思う	-.067	.803	.068	.162	.680
友達20	どんな人ともずっと友達でいたい	-.118	.782	-.138	.106	.656
友達9	どんな友達とも楽しくつきあいたい	-.060	.781	-.050	.087	.624
友達28	どんな友達とも協調し合いたい	-.095	.689	-.112	.159	.521
友達29	友達と本音でぶつかり合っても、自信をなくしてしまうことはない	-.048	-.043	.727	-.032	.534
友達10	友達と意見や考えが食い違っても自信をなくしたりしない	-.130	.198	.707	.039	.557
友達4	友達と意見が対立しても、自信をなくさないで話し合える	-.185	.029	.664	.065	.480
友達24	友達と意見を交わしあっても、それほどまどわされない	-.027	-.105	.642	.018	.424
友達12	みんなと違うことはしたくない	.160	.008	-.523	-.009	.300
友達6	みんなと何でも同じでいたい	.020	.075	-.486	.099	.252
友達25	みんなと意見を合わせようと思う	.296	.170	-.481	.042	.350
友達5	友達と分かり合おうとして傷ついてもしかたない	-.174	-.115	.459	-.119	.268
友達11	友達と本音を言い合うことで、傷ついても仕方ない	-.138	-.143	.440	-.097	.242
友達17	みんなから愛されていた	-.164	.324	-.083	.927	.999
友達30	みんなに好かれていたい	-.183	.405	-.169	.731	.761
負荷量平方和		4.262	3.532	3.483	1.553	-
説明された分散の割合 (累積寄与率)		16.39	13.59	13.40	5.97	(49.35)

めに役立っている)が高く負荷したことから、「自己有用感」と命名した。

3. 友人関係について

友人関係に関する項目は30項目であったが、調査後に表記の不備が判明したため、項目27を除いた29項目を分析の対象とした。最尤法で因子分析したところ、固有値の減衰状況から4因子

負荷したので、「受容的な養育」と命名した。第3因子には項目7(私のことにあまり関心がなかったようだ)、項目4(あまり私のことを考えてはくれなかった)などが負荷したので、「子どもへの無関心」と命名した。

2. 自己概念について

自己概念に関する18項目を最尤法で因子分析したところ、固有値の減衰状況から2因子解が妥当であると考えられた。その際に、2つの因子にほぼ同等に負荷した項目9・14・18を削除して再度因子分析を

子解と5因子解の可能性が考えられた。2種類の解を比較し、解釈の可能性を考慮して4因子解を選択した。複数の因子に同等に負荷した項目16・19・23を削除して再度因子分析を行い、varimax回転を実施した。適合度は $\chi^2(227)=519.94$ ($p<.001$)、4因子による累積寄与率は49.35であった。因子分析の結果をTable 4に示す。

Table 4にみられるように、第1因子には項目13(友達と本音で話すのは避けている)、項目1(友達とは

Table 5 因子間の相関係数 ()内は有意確率)

		自己概念			友人関係		
		自己否定感	自己有用感	自己開示への不安・傷つくことへの恐れ	友情の希求	自信・独自性の追求	愛情への欲求
父親の養育態度	統制的な養育	.117 (.082)	.009 (.895)	-.071 (.293)	-.047 (.485)	-.190 (.005)	-.011 (.875)
	子どもへの無関心	.069 (.309)	-.286 (.000)	.235 (.000)	.000 (1.000)	-.119 (.079)	-.059 (.386)
母親の養育態度	統制的な養育	.184 (.007)	-.052 (.448)	.109 (.113)	-.097 (.159)	-.164 (.017)	.044 (.524)
	子どもの受容	.018 (.795)	.254 (.000)	-.181 (.008)	-.014 (.835)	.048 (.488)	-.008 (.910)
自己概念	自己否定感			.060 (.384)	-.030 (.665)	-.436 (.000)	.065 (.343)
	自己有用感			-.327 (.000)	.168 (.013)	.216 (.001)	.192 (.005)

本音で話さないほうが無難だ)などが高く負荷したので、本音を隠そうとする行動、すなわち自己開示への不安を表していると考えられる。また、同じ第1因子には項目26(傷つきたくない)ので、友達には本当の姿を見せられない、項目22(友達とは、互いに傷つ

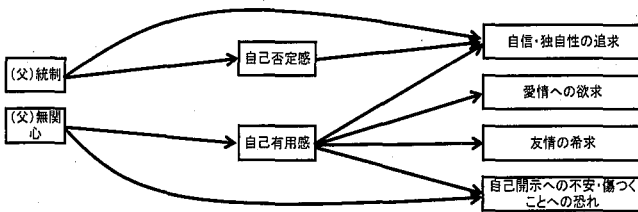


Figure 2 父親の養育態度から友人関係へのパス

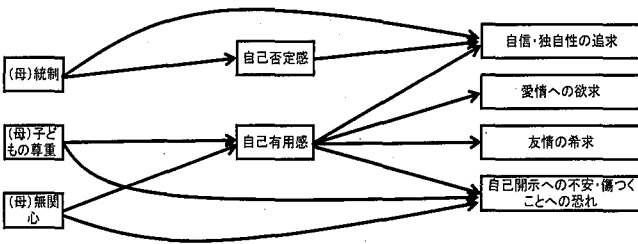


Figure 3 母親の養育態度から友人関係へのパス

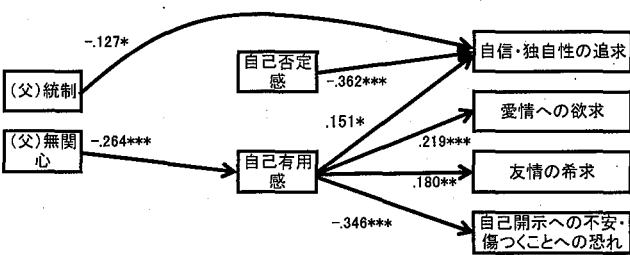


Figure 4 父親の養育態度から友人関係への最終的なパス

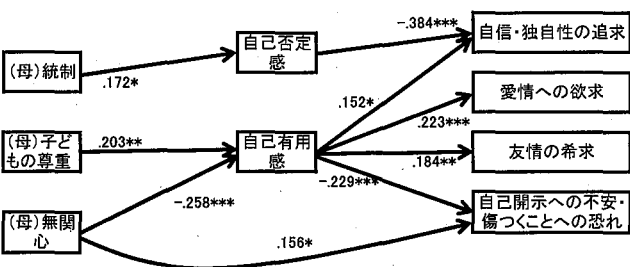


Figure 5 母親の養育態度から友人関係への最終的なパス

くような本音での話し合いはしないようにしている)などの項目も負荷していた。したがって、自己開示への不安の背景には、自分が傷つくことへの恐れが存在していることが読み取れる。したがってこの因子を「自己開示への不安・傷つくことへの恐れ」と命名した。第2因子には項目3(どんな友達とも仲良しでいたい)や項目15(どんな人とも仲良くしようと思う)が高く負荷しているので、「友情の希求」と命名した。第3因子には項目29(友達と本音でぶつかり合っても、自信をなくしてしまうことはない)、項目10(友達と意見や考えが食い違っても自信をなくしたりしない)が高く負荷している。そのほかに、項目12(みんなと違うことはしたくない)、項目6(みんなと何でも同じでいたい)が負に負荷していることを考慮して、「自信・独自性の追求」と命名した。第4因子は項目17(みんなから愛されたい)、項目30(みんなに好かれていたい)の2つからなっており、「愛情への欲求」と命名した。

因果モデルの検討

1. モデルを設定するための相関分析

共分散構造分析を用いた因果モデルを設定するため、まずそれぞれの因子間の相関係数を求めた(Table 5)。Table 5において相関係数が有意でなかった変数の間には、因果関係が存在しないものと見なし、モデルから除外した。相関係数が低くても有意だったものに関してはモデルに加え、共分散構造分析において有意でなかった場合にはパスを削除することとした。

まず父親の養育態度と自己概念、友人関係の相関係数から、Figure 2のモデルを設定した。次に母親の養育態度と自己概念、友人関係の相関係数に基づいて、Figure 3のモデルを設定した。先に因子分析を行った

Table 6 両親の養育態度の相関 (()内は有意確率)

		母親の養育態度		
		統制的な養育	子どもの尊重	子どもへの無関心
父親の養育態度	統制的な養育	.218 (.001)	-.136 (.045)	.215 (.001)
	子どもへの無関心	.256 (.000)	-.256 (.000)	.344 (.000)

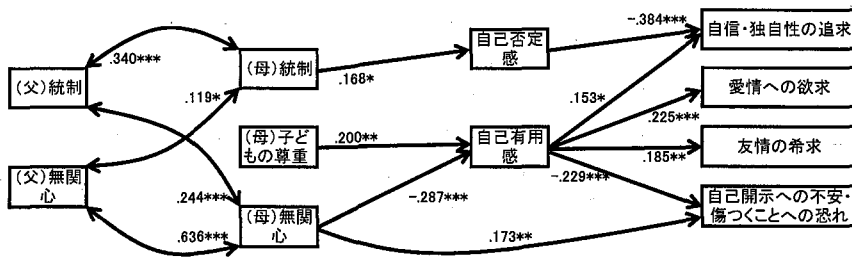


Figure 6 両親の養育態度から友人関係へのパス

際に、直交回転であるvarimax回転を用いて因子の軸を求めたので、父母それぞれの養育態度の因子は互いにほとんど無相関であると考えられる。そこでFigure 2・3のモデルを検討する際には、養育態度の因子間の共分散は設定しなかった。

さらに、父親と母親の養育態度が相互に関連し合っている可能性を検討するため、両者の相関係数を求めた (Table 6)。学生の認知上は、両親の養育態度に弱いながらも有意な相関が存在した。したがって、両親の養育態度の共分散関係を想定したモデルも検討する必要がある。そこで両親の養育態度を組み込んだモデルは、Figure 2・3のモデルを検証したあとで新たに設定することとした。

2. 両親の養育態度が友人関係に及ぼす影響

Figure 2・3のモデルを検討するため、共分散構造分析を実施した。今回は変数が多く、確認的因子分析を行うとモデルの設定・推定値の算出が煩雑になるため、探索的因子分析によって算出した因子得点を観測変数としてパス係数を求めた。

父親に関しては、Figure 2に描かれたパス図によって係数を求め、有意でなかったパスを削除して再度共分散構造分析を行った。最終的にはFigure 4のパス図が構成された。しかしモデルの適合度に関しては、 $\chi^2(29) = 1366.1$ ($p < .001$)、RMSEA=.442、AIC=1396.13となり、このモデルではデータを十分には説明できなかった。

Figure 4からわかるように、父親の統制的な養育態度は自信・自律性の追求を直接低下させる傾向が示された。そして、自己否定感に養育態度からの影響を受けずに自信・自律性の追求を低下させる影響を示して

いた。子どもへの無関心な態度は、自己有用感を低下させる傾向が示された。そして自己有用感、自信・自律性の追求と協調性の追求には微弱な正の影響を及ぼしており、愛情への欲求には弱い正の効果、自己開示への不安・傷つくことへの恐れに対しては弱い負の効果を示していた。

母親についても同様に、Figure 3のパス図を用いてパス係数を求め、有意でなかったパスを順次削除していった。そして最終的にFigure 5のパス図を構成した。モデルの適合度は $\chi^2(36) = 109.04$ ($p < .001$)、RMSEA=.093、AIC=145.035であった。 χ^2 値に関してはモデルが不適となったが、RMSEA値が0.080に近いと、ある程度説明力のあるモデルだと見なすことができる。

Figure 5からわかるように、母親の統制的な養育態度は自己否定感を若干高めてしまう効果を有している。そして自己否定感に自信・自律性の追求を低下させている。また、子どもを尊重する養育態度は自己有用感をやや高めるが、無関心な養育態度は自己有用感を低下させる効果を有する。そして自己有用感、自信・自律性の追求と友情の追求をわずかに高め、愛情への欲求もやや高める効果を有する。そして自己開示への不安・傷つくことへの恐れを低下させる効果も示した。また母親の無関心な態度は、わずかではあるが自己開示への不安・傷つくことへの恐れを直接的に高める効果も有していた。

Table 6にみられるとおり、学生が認知した両親の養育態度は弱いながらも相関を有していた。そして、Figure 4・5を検討したところ、父親よりも母親の養育態度の方が友人関係に及ぼす影響力を説明しやすかった。そこで、母親の養育態度から友人関係に至るモデルを基本モデルとし、そこに母親と父親の養育態度の共分散関係を想定した第3のモデルを検討した。第3のモデルの検討に当たっては、まず父親の養育態度2因子と、母親の養育態度3因子の全ての間に共分散関係を想定したモデルを作成し、パス係数が有意でないものを削除して最終的なモデルを構成した。両親の養育態度の相乗効果を含んだパス図をFigure 6に示す。なおこのモデルの適合度は $\chi^2(49) = 423.50$ 、RMSEA=.180、AIC=479.50で、母親だけのモデルよりも適合度が低かった。

Figure 6からわかるように、父親の無関心な態度と母親の無関心な態度は高い相関関係にあった。すなわ

ち、父母が共に子どもと良好な関係を築いているか、あるいはどちらも無関心であるという傾向が明らかになった。また、父親の統制的な養育態度と母親の統制的な養育態度の間にもある程度の相関が見られ、子どもが自己表現しにくい家庭があることが示された。

このモデル上では、子どもの尊重と父親の養育態度との間に有意な関連はみられなかった。またFigure 5・6を比較すると、母親の養育態度から自己概念を経由して友人関係に至るパスは、若干の増減はあるもののほぼ同じ値であった。適合度(RMSEAおよびAIC)の値を見ても、母親の養育態度を単独で取り上げた場合がもっともモデルの説明力が高かったといえる。

考 察

本研究のまとめ 本研究では、中学校時代を回想して評定した父親の養育態度・母親の養育態度が、現在の自己概念にどのような影響を及ぼし、それが友人関係のあり方にどのように影響しているかを検討した。父親の養育態度、母親の養育態度、両親の養育態度の3つのモデルを比較した結果、母親の養育態度のみを用いたモデルが比較的説明力が高いという結果が得られた。

父親と母親の養育態度を比較した場合、やはり子どもにとっては母親の影響力が強いのだと考えられる。遠山(2006)の研究では、親子関係を測定する尺度には父親との関係と母親との関係の両方が含まれていた。本研究でも、父親の養育態度と母親の養育態度の間には、中程度から弱い相関が見られた。特に、子どもに対する無関心な態度が、父母で共通する傾向にあることが示された。

したがって、子どもは父親との関係と母親との関係を似た特徴であると認知している可能性がある。その場合に、子どもとの接触頻度が高い母親の態度の方を強く意識しているのではないだろうか。特に子どもが思春期を迎えた頃には、父親との関係が疎遠になり、存在感が薄らぐという可能性も考えられる。そのため、母親の養育態度が自尊感情と友人関係に影響を与えるというモデルが説明力を有していたのであろう。

本研究からの臨床的示唆 本研究では、友人関係の取り方として「自己開示への不安・傷つくことへの恐れ」という因子が抽出された。そして、自己有用感からの負のパスが有意となった。この結果は、岡田(2007)の指摘と共通している。岡田(2007)は、クラスター

分析を用いて、現代の青年の中には内面的な深いつきあいを避けようとする群が存在することを報告している。そして内面的なつきあいを避ける者は、現実自己と理想自己のギャップが大きいほど自尊感情が低いことも報告している。したがって本研究の結果は、大学生の友人関係の特徴的な側面を表していると考えられる。

本研究の結果からは、自己有用感が高まると他者に自分を開示することへの不安や傷つくことへの恐れが低減すると考えられる。したがって学生支援の中で、自分が誰かの役に立っていることを十分に実感することができれば、親密な人間関係への不安が低くなると考えられる。

また、自己否定感は自信・独自性の追求を低下させる効果が示された。この因子は、他者と対立しても自信をなくさないことや、他者と分かり合おうとする課程で自分が傷つくことを許容する態度である。したがって、自己に対する否定的な感情を緩和することができれば、堂々と自信を持って他者と関われるようになると想定できる。様々なカウンセリングやグループワークの過程で、十分に他者から受容されることによって、自己に対する感情が向上することは多く報告されている。したがって、早い段階で自己に対する否定的な感情を低減させる支援が行われれば、大学生が友人との関係の中で自信を持って堂々と振る舞うことができると思われる。

このように、親密な関係を避け、傷つくことを恐れる態度を低減し、自信を持って堂々と他者と関わる態度を育成するためには、自己概念に対する認知を修正することが有効だといえる。これは、今後の学生支援に対して有益な知見であるといえよう。

今後の課題 本研究では、モデルに用いる変数が多くなることから探索的因子分析による因子得点を用いてパス係数を算出した。しかし3つのモデルを比較したところ、母親の養育態度を用いたモデルが最も説明力が高かった。そこで今後は、母親の養育態度のみを用い、確認的因子分析を行いながらより精度の高いモデルを探っていくことが可能である。

また、本研究では両親の養育態度から自己概念を経由して友人関係に至るパスを設定したが、Bowlby(1973)の理論に従えば、親子関係の認知は他者に対する内的ワーキングモデルも構築するはずである。したがって、今後は他者に対する信頼感/不信感を媒介変数としたモデルを検討していくことも必要であろう。

なお岡田（2009）は、本研究のモデルとは異なり、互いに傷つけ合うことを回避しようとする傾向が自尊心感情を規定するモデルを検討している。傷つき・傷つけられ回避や自尊心感情については、用いた尺度が異なるので今後比較検討する余地があるが、傷つけられることを回避する傾向から、被拒絶感を經由して自尊心感情に至るパスが説明力を有している。

本研究では、以前の親子関係がその後の自己概念を規定するという時系列のモデルを立てていたが、岡田（2009）は、同一時点での傷つき・傷つけられ回避を扱っている。実際の人間の心理は、過去から現在への影響と、現在の心理状態の中での様々な要因が複雑に絡み合っている。その中で、どの部分を取り上げればわかりやすいモデルとなるか、これから検討する余地があるだろう。

引用文献

- Bowlby, J. 1969/1982 *Attachment and loss. Vol.1 Attachment*. (ボウルビー, J. (著) 黒田実郎・大羽 葵・岡田洋子・黒田聖一 (訳) 親子関係の理論 (新版) I 愛着行動 岩崎学術出版社 1991)
- Bowlby, J. 1973 *Attachment and loss. Vol.2 Separation : Anxiety and anger*. (黒田実郎・岡田洋子・吉田恒子 (訳) 親子関係の理論 (新版) II 分離不安 岩崎学術出版社 1991)
- 久保恵 2000 対人的恐怖心性と認知・投影的親子関係増一内的ワーキングモデルの観点からの検討一 教育心理学研究, **48**, 182-191.
- 久保田まり 1995 アタッチメントの研究一内的ワーキングモデルの形成と発達一 川島書店
- 落合良行・佐藤有耕 1996 青年期における友達とのつきあい方の発達の变化 教育心理学研究, **44**, 11-22.
- 岡田努 2007 大学生における友人関係の類型と、適応および自己の諸側面の発達の関連について パーソナリティ研究, **15**, 135-148.
- 岡田努 2009 現代青年の傷つけ合うことを回避する傾向日本教育心理学会第51回総会発表論文集, 27.
- 大出美知子・澤田秀一 1988 自己受容に関する一研究一様相と関連要因をめぐって一 カウンセリング研究, **20** (2), 128-137.
- Schneider, B.H. & Tessier, N.G. 2007 Close Friendship as Understood by Socially Withdrawn, Anxious Early Adolescents. *Child Psychiatry and Human Development*, **38**, 339-351.
- 戸田弘二 1990 女子青年における親の養育態度の認知とInternal Working Modelsとの関連 北海道教育大学紀要 第I部C, **41** (1), 91-99.
- 遠山孝司 2006 小・中学生の親子関係、親からの期待、子どもの目標の関係一親子関係がよいと子どもは親の期待に応えようとするのか一 教育心理学研究, **53**, 37-55.

謝 辞

本研究の実施にあたり、富山大学教育学部発達臨床専攻の竹之内美希さんの協力をいただきました。ここに感謝いたします。