

中学生の親密な友人関係の形成における 内的作業モデルと自己受容性との関連

土谷 健祐・幸田 るみ子

キーワード：友人関係 内的作業モデル 自己受容 中学生

抄録：本研究では、内的作業モデルと自己受容性が友人関係の深度に関連しているかを調査することを目的とした。

方法はA県B市の公立C中学校の生徒、414人を対象とし、質問紙による調査を行った。

調査には「友人関係の深度尺度」(石田・渡邊, 2008), 「内的作業モデル尺度」(戸田, 1988), 「自己受容性測定スケール」(宮沢, 1987)を用いた。

その結果, 「友人関係の深度尺度」は, 石田・渡邊(2008)の「友人関係深度因子」の1因子構造を採用した。分散分析の結果, 性別に主効果を認め, ($F(1,272)=6.42, p<.05$), 女子の方が有意に得点が高かった。また, 「内的作業モデル尺度」を再度因子分析した結果, 「secure因子」, 「ambivalent因子」, 「avoidant因子」の3因子構造を採用した。「自己受容性測定スケール」を再度因子分析した結果, 「自己価値因子」と「自己理解因子」の2因子構造を採用した。次に分散分析を行った結果, 「自己理解因子」の学年に主効果を認めた ($F(2,272)=6.36, p<.05$)。多重比較を行った結果, 1年生よりも2年生・3年生の方が自己理解が深まることが示された。

更に, 重回帰分析の結果, 友人関係の深度と ambivalent 因子 ($t=3.47, p<.01$), avoidant 因子 ($t=7.70, p<.01$) との間には負の関連性, 自己理解因子 ($t=4.25, p<.01$), 性別 ($t=2.53, p<.05$) の間には正の関連性を認めた。

1. はじめに

これまでの先行研究では, 青年期の友人関係に関して, 表面上には素直で調子がよく人当たりも良いが, 自分を失う不安が強く人と深くかかわらない(小比木, 1984), たがいの内面を開示することなく, 傷つけあわないような, 表面的に円滑な関係(岡田, 2002)をとるといった特徴が挙げられており, 深いかかわりを避け表面的な関係にとどまる「希薄化」の状態であると指摘されている。さらに内面的友人関係を避け, 友人から低い評価を受けないように警戒したり, 互いに傷つかわないように, 表面的に円滑な関係を志向したりする傾向が指摘されている(岡田, 1995)。この他にも松井(1990)や岡田(2007)によって友人関係の希薄化が指摘されている。これらの研究から友人関係の希薄化が継続していることが言える。また, 友人関係が希薄であると内省的な傾向が低い(岡田, 1993)ことや病理的な自己愛の問題が見出される(岡田, 2007), 劣等感や問題行動などの精神的な問題を持ちやすい(上野・上瀬・松井・福富,

1994) ことなどが挙げられる。一方、親密な友人関係を築くことで、自分の盲点に気づいて自己理解を深めたり(遠藤, 1997), 対人スキルや社会的スキルを獲得したり(松井1990)) することが挙げられている。

また、児童期にある子どもは「自分と一緒に遊んでくれる人」といった一緒にいる時間が長い人を友人と捉えるが、成長するにつれ友人関係は単純に一緒にいるだけではなく、お互いを認め合い、尊重するといった内面的に深い付き合い方へと変化していく。本研究で筆者らが中学生の親密な友人関係に注目したのは、中学生という時期では同世代の友人と親密な関係を築くことが重要であり、関係性が親から同世代の友人に移行する時期であると考えたからである。

一方、Bowlby, J. (1969) の提唱した愛着理論では、愛着の発達段階を愛着の発達を支えるものとして内的作業モデルという概念を挙げて説明している。内的作業モデルとは、「親密な他者(多くは養育者)との間で形成される愛着の発達を支えるものであり、それまでに経験した関係の質に応じて、自己と他者に関する表象モデルを構成するものであるとされている。自分は他者から愛され、助けてもらえる存在なのかという「自己」についての主観的な考えと、他者は自分の求めに応じてくれるのかという「他者」についての主観的な考え」(Bowlby, J., 1969) を指す。Bowlby, J. は、乳幼児の愛着経験を基に構成される内的作業モデルが、新たに会う対人関係にも適用されるため、その後の人生に重要な意味を持つと考えた。

中学生の時期における内的作業モデルに焦点を当てた研究には、粕谷・菅原・河村(2000)や粕谷・菅原(2001)の研究がある。粕谷・菅原・河村ら(2000)では、因子分析の結果、中学生の時期においても secure 因子と ambivalent 因子、anxious 因子の3因子が抽出されており、従来から指摘されていた3つのタイプと同様の愛着スタイルが存在することを示唆している。この研究では、内的作業モデルとソーシャル・スキルとの関わりを検討しており、secure 因子得点の高いタイプの内的作業モデルを持つと、ソーシャル・スキルが高く、ambivalent 因子得点の高いタイプの内的作業モデルを持つと、ソーシャル・スキルが低い傾向にあることが示唆されている。このことから、粕谷・菅原・河村(2000)は、内的作業モデルの傾向が中学生のソーシャル・スキルの形成または実行に影響している可能性を示唆している。また、粕谷・菅原(2001)の研究では、学校適応との関わりを検討しており、因子分析の結果、secure 因子、avoidant 因子、ambivalent 因子の3因子が抽出され、secure 因子得点の高いタイプの内的作業モデルを持つと、集団内で承認され、いじめやからかいなどの侵害行為も少なく、不適応状態になりにくく、ambivalent 因子得点の高いタイプの内的作業モデルを持つと、集団内で承認されず、いじめやからかいなどの対象になったり、不適応状態になったりしやすいと示唆されている。これらの研究から、中学生の成長や学校への適応には内的作業モデルが重要なのではないと思われる。しかし、現在、中学生の内的作業モデルに関する研究は少ないため、本研究で中学生を対象として研究することは意義があると考えられる。

また、廣實(2003)の研究では、大学生の友人関係を「表面群」、「積極群」、「防衛群」に分類したうえで、自己受容性や社会的スキルに違いが見られるかについて検討している。結果、希

薄な友人関係を取り結ぶ表面群と防衛群の男子には、社会的スキルが低く、自己受容性も低い防衛群と、社会的スキルは必ずしも低くないが、自己受容性が低い表面群がいると示されている。また、稲垣・渡邊(2008)の研究では、自己受容性が内的作業モデルの変容に関わる要因であるとし、安定型の方が自己受容的であり、不安定型である方が自己受容的ではないと捉えており、内的作業モデルと関連があると示されている。これらの研究から、自己受容性は友人関係や社会的スキル、内的作業モデルなどに影響を与えていると考えられる。以上のことから、内的作業モデルと自己受容性、親密な友人関係の3つの間に密接な関連があることが推測される。

2. 目的

本研究では友人関係の深度、内的作業モデル、自己受容性の関連を明らかにし、内的作業モデルと自己受容性が友人関係の深度に関連しているかを調査することを目的とする。本研究の仮説は「内的作業モデルが安定しており、自己受容ができていくほど、親密な友人関係との関連がある」と考える。

3. 方法

1) 調査対象・期間

(1) 対象

本研究ではA県B市の公立C中学校の生徒、414人を対象とし、質問紙による調査を行った。内訳は1年生4学級139人、2年生4学級134人、3年生4学級141人であった。

(2) 期間

調査期間は2011年4月～2012年3月であった。

2) 手続き

C中学校1年生～3年生に質問紙調査法による調査を行った。各クラスの担任の先生へ3種類の質問紙調査の施行を依頼し、封筒法にて後日回収した。

3) 使用尺度

(1) 友人関係の深度尺度

「友人関係の深度尺度」は「友達とのつき合い方に関する尺度」(落合・佐藤1996)を石田・渡邊(2008)が友人との深度を測定するために修正した尺度である。「友達とのつきあい方に関する尺度」から因子分析の結果得られた、友人関係の深度に関する19項目で構成されている。5件法で求め、合計得点が高得点になるほど友達とのつきあい方が深いことを意味する。石田・渡邊(2008)の研究により信頼性が示されている。この尺度は、中学生に使用できること、筆者らが想定する友人関係の深度をとらえていることなどの理由から採用した。

(2) 内的作業モデル尺度

「内的作業モデル尺度」は戸田(1988)によって作成された尺度を粕谷・菅原(2001)が中学生用に修正した尺度を用いた。因子名を安定尺度から「secure因子」へ、回避尺度から

「avoidant 因子」へ、アンビバレント尺度から「ambivalent 因子」へそれぞれ変更されている。質問項目も「secure 因子」5項目、「avoidant 因子」5項目、「ambivalent 因子」5項目の合計15項目で構成されている。5件法で評価を求め、高得点になるほど各群の傾向が高いことを意味する。この尺度は中学生にも使用できるように修正されており、質問内容もわかりやすので本尺度を採用した。

(3) 自己受容性測定スケール

「自己受容性測定スケール」は宮沢（1987）によって自己受容性を測定するために開発された尺度であり、「自己理解」、「自己承認」、「自己価値」、「自己信頼」の4つの下位尺度がある。質問項目は「自己理解」8項目、「自己承認」6項目、「自己価値」6項目、「自己信頼」7項目、「Lスケール」5項目の合計32項目で構成されている。4件法で評価を求め、高得点になるほど各群の傾向が高いことを意味する。宮沢（1987）の研究により信頼性が示され、さらに藤原・菅原（2010）によって改めて信頼性が示されている。この尺度は、今回、対象とする中学生に対して使用できることや質問項目の数が多すぎないことなどから採用した。

4) 倫理的配慮

本研究は中学生を対象としているので、実施にあたり中学校及び保護者へ同意を得た。また、桜美林大学の倫理委員会へ審査を申請し、研究の許可を受け実施した（受付番号11034）。

4. 結果

1) 調査結果

対象者数は、12学級分414人であった。未提出や未記入回答、欠損回答を除き、12学級分278人（有効回答率：67.1%）を有効回答数とし、分析の対象とした。分析対象者の学年・性別の詳細な度数を Table 1 に示す。

Table 1 分析対象者の学年・性別

		性別		合計
		男子	女子	
学年	1年生	48	44	92
	2年生	54	48	102
	3年生	45	39	84
合計		147	131	278

2) 性別と学年による友人関係深度の差の検討

全体の「友人関係深度得点」の平均値は43.05（SD：9.60）であった。

友人関係深度に与える性別と学年の影響を分析するために、性別と学年を独立変数、「友人関係深度」を従属変数とした2要因3水準の分散分析を行った。結果を Table 2 に示す。

分散分析の結果、「友人関係深度」について性別*学年による交互作用（F（2,272）=0.06,n.

s.), 学年による主効果 (F (2,272) =1.70,n.s.) は認められず, 性別の主効果が有意であった (F (1,272) =6.42,p<.05)。この結果から, 性別によって友人関係の深度に差があり, 女子の方が男子より有意に友人関係深度得点が高いと言え, 性別が「友人関係深度」に影響を与えているということが示唆された。

Table 2 友人関係の深度尺度の性別と学年による各得点と分散分析結果

性別	男子			女子			主効果		
学年	1年生	2年生	3年生	1年生	2年生	3年生	性別	学年	交互作用
友人関係	40.29	42.89	41.80	43.07	45.38	45.26	6.42*	1.70	0.06
深度	(9.16)	(9.95)	(8.64)	(9.55)	(9.72)	(9.98)			

上段：平均値 下段：標準偏差 *：p<.05

3) 内的作業モデル尺度

(1) 尺度の分析

まず, 「内的作業モデル尺度」について, 今回の対象者の結果に基づいて, 再度因子分析を行い, 因子構造の検討を行った。主因子法・Promax 回転による因子分析を行い, 3 因子構造を採用した。全分散を説明する累積寄与率は 55.6% であった。

第 1 因子は他者と親しく接することができる, 相手を頼ることができるという他者との安定した関わりに関する内容の 5 項目が高い負荷量を示していた。そこで本研究では因子名を「secure 因子」と命名した。第 2 因子は他者や自分に対して疑念を持つという他者や自分に相反する感情や態度を同時に持つことに関する内容の 5 項目が高い負荷量を示していた。そこで本研究では因子名を「ambivalent 因子」と命名した。第 3 因子は他者を信頼することができない, 他者との接触を避けるといった 5 項目で構成されているため, 本研究では因子名を「avoidant 因子」とした。

(2) 尺度間の関連

特定された各尺度の項目の合計得点をそれぞれ算出し, 「secure 因子」得点と「ambivalent 因子」得点, 「avoidant 因子」得点の平均値, α 係数, 各尺度相関を Table 3 に示す。

Table 3 内的作業モデルの尺度間相関と平均, 標準偏差, α 係数

	secure 因子	ambivalent 因子	avoidant 因子	平均	SD	α
secure 因子	-	-.309**	-.185**	19.35	4.58	0.85
ambivalent 因子		-	.162**	17.51	5.19	0.78
avoidant 因子			-	14.94	5.13	0.73

**：相関係数は 1% 水準で有意

内的作業モデルに与える性別と学年の影響を分析するために、性別と学年を独立変数、内的作業モデル尺度の下位尺度を従属変数とした2要因3水準の分散分析を行った。結果を Table 4 に示す。

分散分析の結果、内的作業モデルの「secure 因子」と「ambivalent 因子」、「avoidant 因子」について性別*学年の交互作用、性別による主効果、学年による主効果はそれぞれ認められなかった。この結果から、性別や学年によって「secure 因子」、「ambivalent 因子」、「avoidant 因子」には有意な差が認められず、性差や学年は影響を与えていないということが示唆された。

Table 4 内的作業モデル尺度の性別と学年による各得点と分散分析結果

性別	男子			女子			主効果		
	1年生	2年生	3年生	1年生	2年生	3年生	性別	学年	交互作用
Secure 因子	17.52 (4.49)	20.07 (3.93)	19.13 (5.62)	19.52 (4.64)	19.92 (4.40)	19.95 (3.96)	2.63	2.64	1.37
Ambivalent 因子	18.1 (5.44)	16.93 (5.01)	16.18 (5.17)	18.23 (5.09)	17.46 (5.03)	18.36 (5.39)	2.29	1.01	0.96
Avoidant 因子	14.92 (5.37)	15.93 (5.82)	15.38 (5.13)	13.77 (3.89)	13.92 (4.80)	15.67 (5.28)	2.40	1.16	1.17

上段：平均値 下段：標準偏差

4) 自己受容性測定スケール

(1) 尺度の分析

まず、自己受容性の指標として用いられた「自己受容性測定スケール」について、今回の対象者の結果に基づいて、再度因子分析を行い、因子構造の検討を行った。主因子法・Promax 回転による因子分析を行い、2因子構造を採用した。回転前の2因子で22項目の全分散を説明する累積寄与率は42.1%であった。

この得られた2因子構造は宮沢（1987）の研究とは異なる結果となったので、この2因子に対して筆者らが新しく因子名を命名した。第1因子は現在の自分を嫌悪・否定し、そのまま受け入れる、また、自分の価値や存在について無意味感を持っており、人間としての自分の価値を疑っているといった内容の11項目が高い負荷量を示していた。本研究では因子名を新たに「自己価値因子」と命名した。第2因子は自分のさまざまな側面をありのまま受け入れようとし、自分のことをよくわかっていると自己認識している、また、現在・将来の自己の可能性や人生・物事に対する対処能力に自信を持っているといった内容の11項目が高い負荷量を示していた。本研究では因子名を新たに「自己理解因子」と命名した。

(2) 尺度間の関連

特定された各尺度の項目の合計得点をそれぞれ算出し、「自己価値因子」得点と「自己理解因子」得点の平均値、標準偏差、 α 係数および各尺度間相関を Table 5 に示す。

Table 5 自己受容性

	自己価値因子	自己理解因子	平均	SD	α
自己価値因子	-	.54**	30.38	6.34	0.82
自己理解因子		-	30.64	6.27	0.83

**：相関係数は1%水準で有意

自己受容性に与える性別と学年の影響を分析するために、性別と学年を独立変数、自己受容性測定スケールの下位尺度を従属変数とした2要因3水準の分散分析を行った。結果をTable 6に示す。

分散分析の結果、自己受容性測定スケールの「自己理解因子」の学年による主効果 ($F(2,272) = 6.36, p < .05$) のみが有意であった。この結果から、性別*学年の組み合わせみによる影響や性別は「自己理解因子」に影響を与えていないが、学年は「自己理解因子」に影響を与えているということが示唆された。

Table 6 性別と学年による各得点と分散分析結果

性別	男子			女子			主効果		
	1年生	2年生	3年生	1年生	2年生	3年生	性別	学年	交互作用
自己価値因子	29.17 6.81	31.67 6.32	31.73 6.46	29.27 5.37	30.31 6.39	29.90 6.36	1.83	2.22	0.58
自己理解因子	28.35 6.53	32.15 5.96	31.00 6.92	29.18 5.84	30.96 6.36	32.18 4.99	0.14	6.36**	1.03

上段：平均値 下段：標準偏差 **： $p < .01$

次に主効果が有意であった「自己理解因子」の1年生・2年生・3年生のどの群間に差があるかについて検討するために多重比較 (Tukey HSD) を行った。その結果をTable 7に示す。

1年生と2年生・3年生の「自己理解因子」得点の間に有意な差が認められた。

Table 7 学年間における多重比較 (Tukey HSD) の結果

		平均値の差	有意確率
1年生	2年生	-2.8382*	.004
	3年生	-2.7976*	.008
2年生	1年生	2.8382*	.004
	3年生	.0406	.999
3年生	1年生	2.7976*	.008
	2年生	-.0406	.999

*： $p < .05$

5) 友人関係深度を従属変数とした重回帰分析

どの独立変数がどの程度従属変数に影響を与えているかを検討するために重回帰分析を行った。従属変数を「友人関係の深度尺度」、独立変数を「内的作業モデル尺度」の3因子、「自己受容性測定スケール」の2因子、年齢、性別とした。重回帰分析の結果をTable 8に示す。

まず、多重共線性の診断を行った。VIF (Variance Inflation Factor : 分散拡大係数) の算出を行った。結果、各因子のVIFは全て1.9未満であること、各因子の許容度が0.2以上あったことなどから多重共線性の影響は存在しないと診断された。

この重回帰分析の結果から、ambivalent因子とavoidant因子との間には負の関連性があり、自己理解因子と性別の間には正の関連性があることが示された。

Table 8 友人関係深度を従属変数とした重回帰分析

変数名	偏回帰係数	標準偏回帰係数	t値	有意確率
secure 因子	.140	.067	1.293	.197
ambivalent 因子	-.378	-.205	-3.473*	.001
avoidant 因子	-.714	-.381	-7.703**	.000
自己価値因子	.021	.014	.225	.822
自己理解因子	.391	.255	4.245**	.000
年齢	.506	.042	.883	.378
性別	2.305	.120	2.528*	.012

* : p<.05 ** : p<.01

5. 考察

1) 友人関係の深度尺度の分析結果の考察

友人関係深度因子を見ると、学年による有意な差は見られなかったが、性別によって有意な差があり、男子よりも女子の方が友人との深度が深いと解釈することができた。この結果は、落合・佐藤(1996)の研究による女子の方が友人と理解しあい、共感し共鳴し合うという報告や永田・渡辺(2009)の研究による女子の方が内面的つながり意識や表面的つながり意識が高いという報告と一致していた。これらの先行研究から本研究でも、女子の方がお互いに自己開示をすることができたり、お互いに何でも話すことがきたりする友人関係を築きやすいのではないかと推測された。ここで女子の方が男子よりも深度が深いという結果が見られたことについて考えられるのは、一つに尺度の問題がある。本研究で使用した、「友人関係の深度尺度」は、質問項目を詳しく見てみると、友人関係の深度よりもコミュニケーション能力を測定しているとも見てとれる。そのため、思春期の女子は友人と積極的にコミュニケーションを取る傾向があるので、「女子の方が友人関係の深度が深い」という結果が得られたとも考えられる。

2) 内的作業モデル尺度の分析結果の考察

内的作業モデルの各因子については、性別による有意な差および学年による有意な差は見ら

れなかった。中学生の内的作業モデルを研究対象にしている粕谷・菅原・河村(2000)の研究や粕谷・菅原(2001)の研究でも、内的作業モデルの性別による差や学年による差については触れられていなかった。本研究の因子分析の結果は、元の尺度である戸田(1988)や粕谷・菅原(2001)の研究で使用された尺度の因子分析の結果と一致していた。これらの先行研究から考えると、中学生の内的作業モデルに有意差が見られなかったのは、内的作業モデルの形成には個人差が大きいからだと思われる。内的作業モデルは、生涯を通して親密な対人関係の中で修正され、変化していくものなので、本研究でも内的作業モデルの形成に個人差があり、中学生の3年間という学年では有意な差が見られなかった、もしくは、中学時代ではまだ大きく変化しないままであるのではないかと考えられる。

3) 自己受容性測定スケールの分析結果の考察

自己受容性測定スケールの自己理解因子について、学年によって有意な差があり、多重比較の結果、1年生と2年生・3年生の間に有意な差がみられたことから、1年生から2年生に進級することで、自己理解が深まると解釈できた。従来の自己受容性の研究と比較すると、宮沢(1978)の研究では、性別による差を検討し、男子の方が女子よりも自己受容的であると示されていた。その一方で、栗本・本間(2009)の研究では、自己受容性に性別の有意な差は見られなかったと示されており、本研究でも性別における有意な差は見られず、自己受容性の発達に性別は関係していないということが示唆されていた。自己理解の発達には個人差があり、自己理解は中学1年生のときは、まだ深まっていないが、中学2年生に進学するにつれ自己理解も深まっていき、中学3年生になる頃には自己理解が安定してくるのではないかと推測された。

4) 友人関係深度を従属変数とした重回帰分析結果の考察

友人関係深度因子と ambivalent 因子の間に負の関連性があるということは、内的作業モデルが ambivalent な傾向にあるほど、友人関係深度は低くなることに関連している結果であった。このことは、ambivalent の特徴である、外界と接触することに対して、関係を築きたいという欲求と築いた際に拒否されることの不安といった両価的な考えをもつことが、対人関係のパターンに影響を及ぼすと考えられ、この傾向を持つ人ほど、他者や自分を信用することが難しく、友人と関係を作ることができても、その対人関係に自信が持てず、友人と深い関係を築くことが難しくなっているのではないかと推測された。

友人関係深度因子と avoidant 因子の間に負の関連性があるということは、内的作業モデルが avoidant な傾向にあるほど、友人関係深度は低くなることに関連している結果であった。友人関係深度と avoidant 因子との関連は有意水準1%であり、ambivalent 因子よりも強く友人関係深度と関係していた。このことは、avoidant の特徴である、他人との接触を避けようとしたり、他者は信用するに足らない・援助が期待できない存在であるといった考えをもつことが、対人関係のパターンに影響を及ぼすと考えられ、この傾向を持つ人ほど、他者と関わることに不安を感じたり、友人と親しくすることが上手く出来ないため、対人関係を避けてしまい、友人と深い関係を築くことが難しくなっているのではないかと推測された。

友人関係深度因子と自己理解因子の間に正の関連性があるということは、自己理解が深まる

ほど、友人関係の深度が深くなることに関連している結果であった。友人関係深度との関連は有意水準1%であり、自己理解因子も友人関係の深度と強く関係していた。これは、自己理解を深めることで、自分の長所や短所、言動といったさまざまな特徴を理解することができ、自分と似たような特徴を持つ友人を探すことができる。そして、その共通の特徴を友人と心理的に共有することが親密な友人関係を築くきっかけになっているのではないかと推測された。また、自己理解を深め、自分に似た特徴を持つ友人を探し、関係を築いていくことで他者理解も深まると考えられる。この他者理解が深まることで、自分や他者への信頼も深まり、親密な友人関係に結び付くとも推測される。

5) 発達的な違いについて

本研究は、中学生の1年生、2年生、3年生の各学年の友人関係の深度と内的作業モデル、自己受容性についての横断的データを収集し、分析したものである。ここでは、中学生の1年生から3年生までの発達的な違いおよび性別における発達の違いについて述べていく。

中学生の時期は友人関係にさまざまな変化を及ぼす時期であると考えられている。本研究の友人関係深度因子の学年による差については、有意差は見られず1年生から2年生に学年が上がるにつれ男子および女子ともに友人との深度が高まる動きがあった。これは、友人関係深度因子の発達には、学年による発達の違いがある可能性が考えられる。中学生1年生の頃は児童期の友人関係の延長線上にある。また小学校から進学してすぐの新しい環境であり、まだ周囲と打ち解けていなかったり、クラスや部活でのクラスメイトへの理解が深まっていなかったりする。学年が上がるにつれて周囲の人への理解が進み、自分と類似点のある友人を見つけることで、自分が親密な友人関係を築くことができる友人と親密な友人関係を築くことができない友人との区別ができるようになってくるのではないかと考えられた。また、性別による差については、有意差が見られ、女子の方が男子よりも友人関係深度因子が高まる傾向があった。これは、友人関係の深度の発達には、性別によって違いがあるということが示唆され、女子の方が友人との接し方が親密であり、友人と自分のことや本音を率直に話したり、積極的に話しをしたりしているのではないかと推測された。

友人関係の発達的な違いについて、児童期、思春期前期の違いについて述べていく。児童期は年齢にすると10歳から12歳頃とされており、児童期の友人関係の特徴としては、国枝・古橋ら(2006)によると友達との約束を守ることを重視するような関係であると示されており、着実に友人関係は発達しているが、まだ、親密な友人関係というほどではないと筆者は考える。思春期前期は年齢にすると12歳から15歳とされており、思春期前期の友人関係の特徴としては、落合・佐藤(1996)らの研究では、友人と関わる際には自分の本音を語らず、自己防衛的であり、また、本音を語らないようにするために周りと同じでいようとする。自分の本音は出さず限られた人とだけ付き合おうとする「浅く狭く関わる付き合い方」が男子に多く女子に少ないと言及されている。これらの研究から児童期、思春期前期を通して友人関係が変化し、徐々に親密になってきており、友人関係の質の違いがうかがえる。よって、本研究の対象者は心理的な依存が養育者から友人へ移行しつつ、徐々に友人との関係が親密になっていくという児

童期から思春期前期の移行期であるといえる。本研究の結果から、児童期から思春期前期の移行期にある中学生は、女子の方が男子よりも親密な友人関係を築きやすいと考えられる。

内的作業モデルは各因子によって性別・学年による差の数値にばらつきが見られた。これは、secure 因子や ambivalent 因子、avoidant 因子の発達は個人差や内的作業モデルの成長スパンも考えられる。内的作業モデルは、一生をかけて変化していくものであり、思春期前期では、まだ発達途上であり変化し続けているため、個人差があり、有意差が出なかったと推測される。

自己受容性の自己価値因子と自己理解については、性別による違いは見られないが、自己価値因子は2年生から3年生に学年が上がった際に男子と女子には若干の上下する違いがあったが、1年生から2年生に学年が上がるにつれて男子と女子ともに自己価値因子が高まる動きがあった。これは自己価値因子には学年による発達の違いがある可能性があり、学年が上がるにつれ自分の価値について考える機会が増え、そこで自分の価値に自信が持てず、自分の性格や容姿に不満を持つようになるのではないかと考えられた。自己理解因子においては中学の3年間による学年的な違いがみられ、1年生から2年生・3年生に進級するにしたがって自己理解が深まるという結果になっていた。

今回の結果から、友人関係深度因子と関連があるのは、ambivalent 因子と avoidant 因子とは負の関連、自己理解因子と性別とは正の関連であった。これにより、友人関係の深度には、ambivalent 因子と avoidant 因子は負の関連であることから安定した内的作業モデルが必要であると推測され、自己受容性の自己理解と正の関連が見られたことから、本研究の仮説は支持される形となった。

付記

本論文の調査にあたり、御協力頂きましたC中学校副校長先生、各先生方および質問紙の回答に御協力頂きました生徒、保護者の皆様に心より御礼申し上げます。

引用文献

- 石田裕久・渡邊由季子 (2010)：自己開示における直接的・間接的コミュニケーションのあり方と友人関係 人間関係研究, 9, 67-84.
- 上野行良・上瀬由美子・松井豊・福富護 (1994)：青年期の交友関係における同調と心理的距離 教育心理学研究, 42, 21-28.
- 遠藤公久 (1997)：交友関係 加藤隆勝・高木秀明編 青年心理学概論, 誠信書房, 110 - 123.
- 岡田努 (1993)：現代の大学生における「内省および友人関係のあり方」と「対人恐怖的心性」との関係 発達心理学研究 4, 162-170.
- 岡田努 (1995)：現代大学生の友人関係と自己像・友人像に関する考察 教育心理学研究科, 43, 354-363.
- 岡田努 (2002)：友人関係の現代的特徴と適応感および自己像・友人像の関連についての発達の研究 金沢大学文学部論文集 (行動科学・哲学編), 22, 1-38.
- 岡田努 (2007)：現代青年の友人関係と自己像・親友像についての発達の研究 金沢大学文学部論集, 27, 17-34.

- 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的变化 教育心理学研究 44 (1), 55-65.
- 粕谷貴志・菅原正和 (2001) : 中学生の内的作業モデルと学校適応との関連 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, 11, 137-145.
- 粕谷貴志・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, 10, 91-98.
- 國枝幹子・古橋啓介 (2006) : 児童期における友人関係の発達 福岡県立大学人間社会学部紀要, 15 (1), 105-118.
- 粟谷初子・本間友巳 (2009) : 思春期の自己肯定感のあり方に影響を及ぼす要因について—学校生活適応感, 生活習慣との関係を中心に— 京都教育大学教育実践研究紀要, 10, 193-202.
- 小此木啓吾 (1984) : 現代青年への視覚 精神分析学的青年論青年心理, 43, 156-176.
- 戸田弘二 (1988) : 心理測定尺度集「人間と社会のつながりをとらえる; 対人関係・価値観」(心理測定尺度集; 2) 109-113.
- 永田瑛子・渡辺弘純 (2009) : 中学生における友人とのつながり意識 愛媛大学教育学部紀要, 第56巻, 51-71.
- 廣實優子 (2003) : 現代青年の交友関係から見た自己受容性と社会的スキル 広島大学大学院教育学研究科紀要, 52, 305-310.
- 藤原梢・菅原正和 (2010) : 理想-現実自己の齟齬と自己受容の心理学 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, 9, 125-140.
- Bowlby, J. (1969) : Attachment and loss: Vol, 1. Attachment. Basic Books. (黒田実郎・大葉葵・岡田洋子・黒田聖一訳, 1991 『母子関係の理論1 愛着行動 新版』岩崎学術出版), 313-317.
- 松井豊 (1990) : 友人関係の機能 斎藤耕二・菊池章夫編著 社会化の心理学ハンドブック, 川島書店, 283-296.
- 宮沢秀次 (1987) : 青年期の自己受容性の研究 青年心理学研究, 1, 2-16.