

〔原著〕

中学生における友人に対する評価懸念が 適応指標を予測するプロセスの検討 ——社会的達成目標と友人とのつきあい方に着目して——

つくば市立春日学園義務教育学校：海沼 亮
筑波大学人間系：櫻井 茂男

Fear of negative evaluation by friends predict that processes for adjustment
in junior high school students: Focusing on social achievement goals and friendship

Ryo Kainuma and Shigeo Sakurai

問題と目的

評価懸念 (fear of negative evaluation) とは、まわりからのネガティブな評価への不安、およびネガティブに評価されるのではないかとという予測への不安の程度であり (Watson & Friend, 1969)、不適応傾向と密接に関連するとされている。臼倉・濱口 (2015a) は、特に小・中学生における友人に対する評価懸念が、親や教師に対する評価懸念と比べて、抑うつ傾向や摂食障害傾向のような不適応傾向と強く結びつくことを報告している。したがって、小・中学生の不適応傾向を防止するためには、友人に対する評価懸念に着目することが有用だと考えられる。

前述のように評価懸念は、不適応傾向との関連が報告されているものの、評価懸念が適応傾向を予測することも指摘されている (e.g., 宮前, 2008; 臼倉・濱口, 2014)。例えば、宮前 (2008) は、評価懸念の高い子どもは、周囲の人から社交性が高いと評価されることが多いと指摘している。また、山本・田上 (2001) は、評価懸念が極端に低いことは、特定の社会において不適応傾向を予測する可能性があり、評価懸念と他の心理的特性や行動との関連について詳細に検討する必要性を指摘している。

しかし、こうした指摘にも関わらず、友人に対する評価懸念について扱った研究は、臼倉・

濱口 (e.g., 2015a, 2015b) の一連の研究に限られている。臼倉・濱口 (2015a) は、評価懸念に関する先行研究の多くが「誰からの」ネガティブな評価を恐れるかという視点が不明確であることを指摘している。同研究では、実証的検討の結果、対象別評価懸念に一定の弁別性が担保されることを報告している。したがって、多様な不適応傾向と密接に関連するとされる友人に対する評価懸念がどのような変数を予測するのかについて基礎的知見を蓄積する必要があると考えられる。

さらに、友人に対する評価懸念に関する先行研究では、次のような問題点が指摘できる。すなわち、友人に対する評価懸念が適応、不適応傾向を促進、抑制するプロセスについて明らかにされていない点である。友人に対する評価懸念と適応、不適応傾向との関連を明らかにするだけでなく、なぜ友人に対する評価懸念が適応あるいは、不適応傾向につながるのかといったプロセスを説明することが重要である。具体的には、友人に対する評価懸念が適応傾向と関連する場合、宮前 (2008) の知見を踏まえると、友人関係における積極的な振舞いを予測することで、友人関係の形成、維持を促進する働きをもつであろう。一方、友人に対する評価懸念が不適応傾向と関連する場合、臼倉・濱口 (2015a) の知見に基づくと、友人関係における積極的な

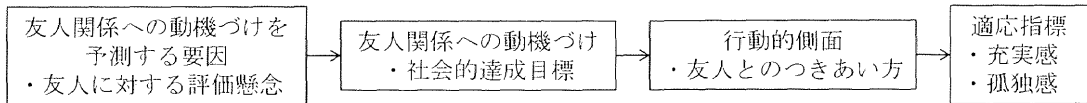


Figure 1. 本研究のモデル図

振舞いが低減されることで、友人関係の形成、維持を抑制する働きをもつであろう。こうしたプロセスの検討によって、友人に対する評価懸念の観点から友人関係の形成、維持過程における支援に関する有用な知見を提供することが期待できる。

以上より本研究の目的は、友人に対する評価懸念が適応指標を予測するプロセスについて検討することである。また、友人に対する評価懸念に関する基礎的知見が不足しているため、友人に対する評価懸念がどのような変数と関連を有するのかもあわせて検討する。

友人に対する評価懸念が適応指標を予測するプロセスの検討では、岡田（2008a）による親密な友人関係の形成・維持過程の動機づけモデルを適用する。同モデルは、環境要因や個人内要因から友人関係を介して適応傾向を予測するプロセスを動機づけの側面からとらえたモデルである。同モデルの中で個人内要因は、アタッチメントやパーソナリティなどの様々な個人特性を仮定している（岡田，2008a）。山本・田上（2001）は、評価懸念に関する先行研究の多くが評価懸念を個人特性として扱っているとしている。こうした指摘を踏まえ、本研究でも友人に対する評価懸念を個人内要因として扱い、友人に対する評価懸念を友人関係のあり方を予測する要因として仮定する。同モデルを用いることで、友人に対する評価懸念が友人関係への動機づけ変数と友人関係における行動的側面を介し、適応指標を予測するプロセスの検討が可能になる。本研究のモデル図を Figure 1 に示す。以下、取り上げる変数について略述する。

本研究では、友人関係への動機づけ変数として“社会的達成目標（social achievement goals）”を取りあげる。社会的達成目標とは、友人関係に動機づけ理論の1つである達成目標

理論（achievement goal theory）¹⁾を適用した概念である（Ryan & Shim, 2006, 2008）。社会的達成目標に関する先行研究では、友人関係において志向する目標によって、個人の適応、不適応傾向が異なることが報告されている（e.g., 海沼・櫻井，印刷中；Ryan, Jamison, Shin, & Thompson, 2012）。例えば、海沼・櫻井（印刷中）は、相互理解や友人関係の形成を目指す「社会的熟達接近目標」、友人関係の維持を目指す「社会的熟達回避目標」、クラスの中でリーダーとして扱われることを目指す「社会的遂行接近目標」は、友人関係の形成、維持を促進し、クラスの中でフォロアーとして扱われないことを目指す「社会的遂行回避目標」は、友人関係の形成、維持を阻害する恐れがあることを報告している。こうした知見を踏まえると、友人に対する評価懸念がどのような社会的達成目標を予測するかによって適応指標を予測するプロセスが異なることが予想される。

そして、社会的達成目標が予測する行動的側面として友人とのつきあい方を取りあげる。本田（2016）は、友人関係への自律性の低い動機は、過度に友人に対して気を遣うようなコミュニケーションを促進し、友人関係満足感を低下させ、劣等感を高めることを報告している。こうした知見を踏まえると、社会的達成目標に

¹⁾ 達成目標理論では、学習それ自体や自分の能力を伸ばすことを目指す「熟達目標（mastery goal）」、遂行目標を他者よりもよくできることを目指す「遂行接近目標（performance-approach goal）」、他者よりもできないことを避けることを目指す「遂行回避目標（performance-avoid goal）」の3種類の目標が考えられている（Elliot & Harackiewicz, 1996）。また、達成目標理論は、友人関係など社会的場面にも適用可能であるとされている（Dweck & Leggett, 1988; 桜井, 1995）。

よって、友人とのつきあい方に差異が生じるものと予想される。したがって、本研究では友人関係における行動的側面として、友人とのつきあい方に着目する。

なお、落合・佐藤（1996）によると友人とのつきあい方は、深さと広さの2次元から捉えられる。深さの次元は、友人とのかかわり方に関する姿勢が積極的であるか、消極的であるかといった次元を示す。広さの次元とは、自分がかかわろうとする友人の範囲が全方向的であるか、選択的であるかといった次元を示す。友人関係に関する先行研究では、友人とのつきあい方についてこの2次元からとらえているものが多い（e.g., 小塩, 1998）。そこで、本研究でも友人とのつきあい方を深さと広さの2次元から捉え、社会的達成目標との関連を検討する。

最後に適応指標として、友人関係における充実感（以下、充実感）と孤独感を取りあげる。充実感は、友人関係におけるポジティブな感覚を表す指標である。友人関係に関する先行研究において、適応指標として用いられている（e.g., 黒田・桜井, 2003；岡田, 2008b）ため、本研究でも適応指標として充実感を用いる。また、孤独感は、友人関係や心理・社会的適応に悪影響を及ぼすことが報告されている（西村・村上・櫻井, 2015）。したがって、不適応傾向を捉える変数として孤独感を取りあげる。加藤（2001）は、精神的健康の測定のためには、精神的健康に関するネガティブな側面とポジティブな側面の両側面を考慮する必要があることを指摘している。よって、ポジティブな側面の1つとして充実感、ネガティブな側面の1つとして孤独感を用いることで、友人に対する評価懸念と適応指標との関連について多面的に検討することが可能になると考えられる。

方 法

調査協力者

関東地方および北陸地方の国公立中学校2校を対象に質問紙調査を実施した。回答が中断されているものや同一選択肢が連続して選択され

ているものなど、回答に不備があったと判断したものを除外したところ、有効回答数は、608名（中学1年生147名、中学2年生315名、中学3年生146名；男子296名、女子311名、無回答1名）であった。本研究では、確認的因子分析およびパス解析を行う場合には完全情報最尤法を用いて欠測値補填を行った。その他の分析では分析ごとに欠測値を除外した。

実施時期

2016年11月に実施した。

調査内容

質問紙はB4判用紙3枚組（表紙を含む）であった。質問紙には、その他の質問も含まれていたが、今回の分析には使用しないため省略する。表紙では、性別と学年について尋ねた。

友人に対する評価懸念を測定する尺度 白倉・濱口（2015a）が作成した対象別評価懸念尺度の下位尺度のうち「友人に対する評価懸念」を用いた。「友だちが集まって話しているのを見ると、自分のことを悪くいつているのではないかと心配になる。」など8項目について原尺度と同じ5件法で回答を求めた。

社会的達成目標を測定する尺度 海沼・櫻井（印刷中）の社会的達成目標尺度を用いた。「社会的熟達接近目標（「自分を本当に理解してくれる友だちをもつこと。」など5項目）」、「社会的熟達回避目標（「今までの友だち関係を失わないこと。」など5項目）」、「社会的遂行接近目標（「他のクラスメイトより、人気のあるグループの一員でいること。」など5項目）」、「社会的遂行回避目標（「他のクラスメイトに、自分の所属するグループが無いと思われないこと。」など3項目）」の計18項目について原尺度と同じ4件法で回答を求めた。

友人とのつきあい方を測定する尺度 佐藤（2010）が作成した友だちとのつきあい方尺度の2次元10項目を用いた。原尺度は、大学生を対象とした尺度であるが、中学生でも回答可能であると判断したため、使用した。「深い-浅い（「友だちとは、お互いをわかりあうために本音でつきあう。」など）」次元（6項目）、「狭い-広い（「どんな友だちとも楽しくつきあってい

く。」など)」次元（4項目）の計10項目について原尺度と同じ5件法で回答を求めた。なお、本研究では、解釈を容易にするため、「深い-浅い」次元を「深さ」と表記し、「狭い-広い」の次元を「広い-狭い」次元と逆転させた上で、「広さ」と表記した。すなわち、「深さ」の得点が高いほど、友人とのかかわり方に関する姿勢が積極的であることを意味し、「広さ」の得点が高いほど、自分がかかわろうとする友人の範囲が全方向的であることを意味する。

充実感を測定する尺度 黒田・桜井（2003）が作成した友人関係における充実感尺度を用いた。なお、各項目の文章表現は、海沼・櫻井（印刷中）と同様、過去形から現在形へ修正した。「友だちとの関係が充実している」など4項目について原尺度と同じ4件法で回答を求めた。

孤独感を測定する尺度 西村他（2015）が作成した子ども用孤独感尺度（Five-LSC）を用いた。「さみしさを感じる。」など5項目について原尺度と同じ4件法で回答を求めた。

調査手続き

調査は、各学校の学校長に依頼し、研究実施の同意を得て、授業時間の一部やホームルームの時間を利用し、各クラスにおいて集団形式で実施した。表紙には、学校の成績とは関係がない

こと、回答は無記名でありプライバシーは守られること、第一筆者以外が回答済みの質問紙を見ることはないこと、個人が特定される形で公表されることはないこと、参加は自由であり参加しないことによる不利益は一切ないこと、回答したくない項目は拒否が可能であること、いつでも回答を中止できそれによる不利益は生じないこと、回答内容によって不利益が生じることではないこと、質問紙の記入をもって調査に協力したものとみなすことを明記した。学級担任には、(a) 表紙を読み上げた後に調査を実施すること、(b) 生徒が私語や、他の生徒の回答を見るなどの行為をしないよう監督すること、(c) 回答中の机間指導を控えること、(d) 回答を拒否した生徒がいた場合、他の回答者の迷惑にならないよう静かに過ごすなど適宜適切な指示を与えることを依頼した。なお、質問内容および実施に関して協力校から問題点の報告はなかった。

結 果

各変数の得点化と基本統計量の算出

事前分析として、分析に使用する尺度について項目内容が先行研究と一致することと該当す

Table 1
各変数の基本統計量、信頼性係数、および相関分析の結果

変数名	n	M(SD)	α 係数	相関分析の結果								
				1	2	3	4	5	6	7	8	9
1 友人に対する評価懸念	602	2.73 (1.12)	.91	-	.07	.32**	.34**	.46**	-.11†	-.25**	-.39**	.55**
2 社会的熟達接近目標	597	3.47 (0.59)	.82	.12†	-	.49**	.21**	.15**	.34**	.23**	.31**	-.09
3 社会的熟達回避目標	599	3.16 (0.61)	.72	.32**	.47**	-	.39**	.37**	.15**	.07	.10†	.10†
4 社会的遂行接近目標	601	2.29 (0.72)	.82	.24**	.43**	.37**	-	.59**	.08	.13*	.03	.06
5 社会的遂行回避目標	597	2.30 (0.82)	.75	.31**	.23**	.37**	.62**	-	.04	-.08	-.16	.23**
6 深さ	597	3.39 (0.54)	.78	.14*	.33**	.19**	.18**	.15*	-	.40**	.37**	-.19**
7 広さ	606	3.66 (1.07)	.69	-.08	.32**	.13*	.19**	.01	.39**	-	.48**	-.42**
8 充実感	599	3.27 (0.65)	.85	-.19**	.46**	.20**	.30**	.09	.33**	.48**	-	-.60**
9 孤独感	604	1.73 (0.75)	.90	.52**	-.11†	.03	.04	.23**	.01	-.21**	-.44**	-

** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$

左下：男子 右上：女子

Table 2
各変数の学年×性別の記述統計

性別		中学1年生		中学2年生		中学3年生	
		男子	女子	男子	女子	男子	女子
友人に対する評価懸念	<i>M</i>	2.61	2.89	2.45	3.06	2.42	2.85
	<i>SD</i>	(1.10)	(1.10)	(1.11)	(1.13)	(0.99)	(1.06)
社会的熟達接近目標	<i>M</i>	3.42	3.56	3.35	3.57	3.26	3.65
	<i>SD</i>	(0.62)	(0.47)	(0.62)	(0.58)	(0.68)	(0.46)
社会的熟達回避目標	<i>M</i>	3.22	3.01	3.12	3.25	3.06	3.21
	<i>SD</i>	(0.64)	(0.50)	(0.66)	(0.59)	(0.64)	(0.52)
社会的遂行接近目標	<i>M</i>	2.22	2.15	2.46	2.29	2.13	2.27
	<i>SD</i>	(0.67)	(0.69)	(0.74)	(0.69)	(0.78)	(0.73)
社会的遂行回避目標	<i>M</i>	2.00	2.23	2.36	2.38	2.04	2.61
	<i>SD</i>	(0.74)	(0.80)	(0.85)	(0.81)	(0.76)	(0.73)
深さ	<i>M</i>	3.32	3.34	3.37	3.36	3.46	3.51
	<i>SD</i>	(0.57)	(0.51)	(0.57)	(0.50)	(0.58)	(0.51)
広さ	<i>M</i>	3.76	3.77	3.57	3.61	3.63	3.77
	<i>SD</i>	(0.94)	(1.10)	(1.17)	(1.08)	(0.95)	(1.01)
充実感	<i>M</i>	3.32	3.23	3.29	3.29	3.24	3.29
	<i>SD</i>	(0.57)	(0.68)	(0.70)	(0.65)	(0.65)	(0.59)
孤独感	<i>M</i>	1.60	1.76	1.68	1.77	1.69	1.87
	<i>SD</i>	(0.73)	(0.76)	(0.76)	(0.74)	(0.64)	(0.82)

る因子への負荷量が.35以上であることを基準に探索的因子分析（最尤法）および確認的因子分析を行い、下位尺度を構成した²⁾。また、Cronbachの α 係数を算出した結果、各変数の内的整合性が、一定程度確認されたため、各尺度の加算平均値を尺度得点として以後の分析に用いることとした。各変数の基本統計量と相関行列をTable 1に示した。なお、評価懸念は、性差が指摘されているため（e.g., 櫻本, 1999; 山本・田上, 2007）、男女別に相関係数を算出した。

各変数の学年差と性差

各変数の学年差と性差を検討するため、学年（中学1年生 / 中学2年生 / 中学3年生）と性別（男子 / 女子）の2要因分散分析を行った（Table 2）。その結果、友人に対する評価懸念は、性別（ $F(1,595) = 21.80, p < .01, \eta^2 = .04$ ）の

主効果が有意であり、女子のほうが男子よりも高得点であった。

社会的熟達接近目標は、性別（ $F(1,590) = 24.16, p < .01, \eta^2 = .04$ ）の主効果が有意であり、女子のほうが男子よりも高得点であった。

社会的熟達回避目標は、交互作用が有意であった（ $F(2,592) = 4.53, p < .05, \eta^2 = .02$ ）。単純主効果検定の結果、社会的熟達回避目標は、中学1年生（ $F(1,592) = 4.15, p < .05, \eta^2 = .03$ ）と中学2年生（ $F(1,592) = 4.03, p < .05, \eta^2 = .01$ ）における性別の主効果が有意であり、中学1年生では、男子のほうが女子よりも高得点であった。また、中学2年生では、女子のほうが男子よりも高得点であった。

社会的遂行接近目標は、交互作用が有意傾向であった（ $F(2,594) = 2.51, p < .10, \eta^2 = .01$ ）。単純主効果検定の結果、社会的遂行接近目標は、中学2年生（ $F(1,594) = 4.60, p < .05, \eta^2 = .02$ ）における性別の主効果が有意であり、男子の方が女子よりも高得点であった。

社会的遂行回避目標は、交互作用が有意であった（ $F(2,590) = 5.85, p < .01, \eta^2 = .02$ ）。単純

²⁾ 項目選択の結果、友人とのつきあい方尺度（佐藤, 2010）の「広さ」において、2項目が十分な因子負荷量を示さなかった。よって、「広さ」は、2項目から下位尺度得点を構成した。その他の尺度では、先行研究と一致した因子構造が確認された。

主効果検定の結果、社会的遂行回避目標は、中学1年生 ($F(1,590) = 2.91, p < .10, \eta^2 = .02$) における性別の主効果が有意傾向であり、女子のほうが男子よりも高得点であった。また、中学3年生 ($F(1,590) = 18.24, p < .01, \eta^2 = .12$) における性別の主効果が有意であり、女子のほうが男子よりも高得点であった。

深さは、学年 ($F(2,590) = 3.35, p < .05, \eta^2 = .01$) の主効果が有意であり、中学3年生のほうが中学1年生と中学2年生よりも高得点であった。

孤独感 は、性別 ($F(1,597) = 5.33, p < .05, \eta^2 = .01$) の主効果が有意であり、女子のほうが男子よりも高得点であった。

以上のように各変数において学年差および性差が確認された。しかしながら、その効果量は、概ね .01-.03程度であった。

友人に対する評価懸念と他の変数との関連

友人に対する評価懸念と他の変数との関連を検討するため、友人に対する評価懸念と他の変数との相関係数を男女別に算出した (Table 1)。その結果、友人に対する評価懸念は、男子では、社会的熟達回避目標 ($r = .32, p < .01$)、社会的遂行接近目標 ($r = .24, p < .01$)、社会的遂行回避目標 ($r = .31, p < .01$)、深さ ($r = .32, p < .05$)、孤独感 ($r = .52, p < .01$) との間に有意な正の相関が見られ、充実感 ($r = -.19, p < .01$) との間に有意な負の相関が見られた。女子では、社会的熟達回避目標 ($r = .32, p < .01$)、社会的遂行接近目標 ($r = .34, p < .01$)、社会的遂行回避目標 ($r = .46, p < .01$)、孤独感 ($r = .55, p < .01$) との間に有意な正の相関が見られ、深さ ($r = -.25, p < .01$)、充実感 ($r = -.39, p < .01$) との間に有意な負の相関が見られた。

また、社会的達成目標の下位尺度間に正の相関が確認されたため ($r = .15-.62, p < .01$)、社会的達成目標に関しては、友人に対する評価懸念とターゲットとなる社会的達成目標以外の社会的達成目標の下位尺度を統制した偏相関係数も算出した。その結果、友人に対する評価懸念と社会的熟達回避目標 ($pr = .20, p < .01$)、社会

的遂行回避目標 ($pr = .26, p < .01$) との間に有意な正の偏相関が見られた。

友人に対する評価懸念が適応指標を予測するプロセス

友人に対する評価懸念が適応指標を予測するプロセスを検討するため、パス解析を実施した。分析に用いたモデルは、本研究のモデル図 (Figure 1) および相関分析の結果 (Table 1) に基づき、決定した。その結果、友人に対する評価懸念が社会的熟達回避目標と社会的遂行回避目標の2変数を予測し、社会的熟達接近目標が深さと広さの2変数を予測し、社会的遂行接近目標と社会的遂行回避目標が広さを予測し、深さが充実感、広さが充実感と孤独感の2変数を予測するというモデルを仮定した。さらに、相関分析の結果 (Table 1) に基づき、社会的達成目標下位尺度の誤差項間、友人とのつきあい方の誤差項間、充実感と孤独感の誤差項間に相関関係を仮定した。しかし、上記モデルの分析の結果、モデルの適合度指標が $\chi^2(17) = 294.70$ ($p < .05$)、CFI = .82、RMSEA = .16と低かったため、友人に対する評価懸念から充実感および孤独感への直接のパスも推定した。修正したモデルの適合度指標は、 $\chi^2(15) = 102.04$ ($p < .05$)、CFI = .94、RMSEA = .10となり、適合度の改善が確認された。このことは、友人に対する評価懸念と充実感および孤独感との関連を媒介する変数が他にもある可能性を示しているものと考えられる。

なお、友人に対する評価懸念と他の変数との関連に男女差が確認されたため、性別 (男子/女子) を母集団とした多母集団同時分析を行った。モデル比較のため、配置不変モデル、弱測定不変モデル、測定不変モデルの三つのモデルを設定した。配置不変モデルは、等値制約を課さないモデルとした。弱測定不変モデルは、変数間のパス係数に等値制約を課すモデルとした。測定不変モデルは、弱測定不変モデルに加え、観測変数間の共分散に等値制約を課すモデルとした。その結果、各モデルの適合度が算出され (Table 3)、AIC 基準から弱測定不変モデル

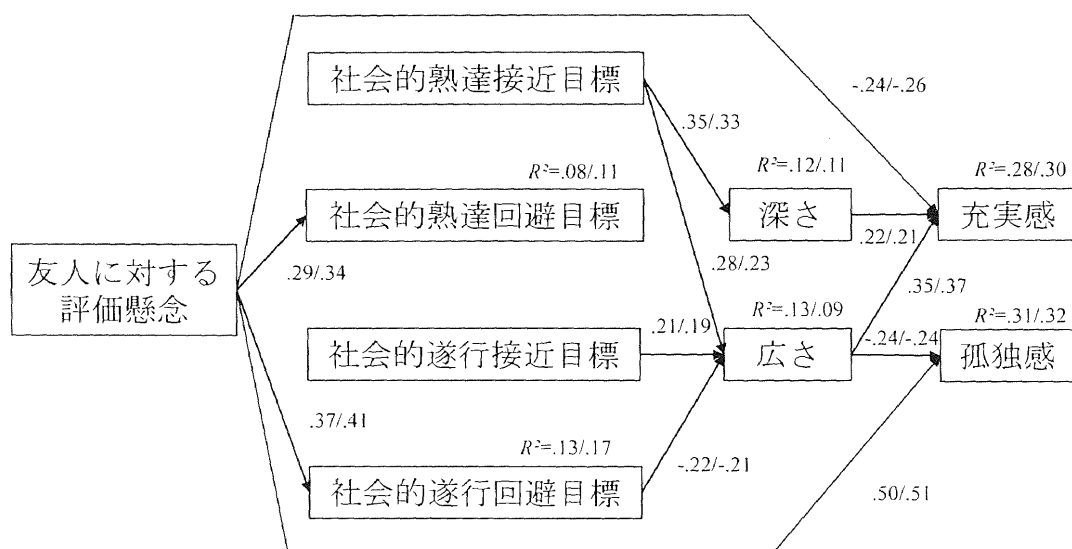
Table 3
友人に対する評価懸念が適応指標を予測するプロセスに関するモデル比較

	CFI	RMSEA	AIC	χ^2	df	p
配置不変モデル	.94	.10	283.28	127.28	30	.00
弱測定不変モデル	.94	.09	276.36	142.36	41	.00
測定不変モデル	.93	.08	276.67	158.67	49	.00

注1) 配置不変モデルは、等値制約を課さないモデル

注2) 弱測定不変モデルは、変数間のパス係数に等値制約を課すモデル

注3) 測定不変モデルは、弱測定不変モデルに加えて観測変数間の共分散に等値制約を課すモデル



注1) 図中の係数は、左から順に男子/女子の標準化推定値である。

注2) 図の煩雑さをさけるため、誤差項および誤差項間の相関係数は、省略した。

注3) 基準変数の右上に示されている値は基準変数に対する説明変数の説明率である。

注4) すべてのパスは、 $p < .01$ で有意である。

Figure 2. 友人に対する評価懸念が適応指標を予測するプロセス (弱測定不変モデル)

ルを最適モデルとして採用した。最適モデルにおける標準化推定値を Figure 2に示した。

パス解析の結果、友人に対する評価懸念は、社会的熟達回避目標 ($\beta = .29/.34, p < .01$)、社会的遂行回避目標 ($\beta = .37/.41, p < .01$) と正の関連を有していた。また、充実感 ($\beta = -.24/-.26, p < .01$) と負の関連、孤独感 ($\beta = .50/.51, p < .01$) と正の関連を有していた。

社会的熟達接近目標は、深さ ($\beta = .35/.33, p < .01$) と広さ ($\beta = .28/.23, p < .01$) と正の関連を有していた。また、社会的遂行接近目標は

広さ ($\beta = .21/.19, p < .01$) と正の関連を有し、社会的遂行回避目標は広さ ($\beta = -.22/-.21, p < .01$) と負の関連を有していた。

最後に、深さは、充実感 ($\beta = .22/.21, p < .01$) と正の関連を有していた。広さは、充実感 ($\beta = .35/.37, p < .01$) と正の関連を有し、孤独感 ($\beta = -.24/-.24, p < .01$) と負の関連を有していた。

考 察

本研究の目的は、友人に対する評価懸念が適応指標を予測するプロセスについて検討することであった。また、友人に対する評価懸念と他の変数との関連についてもあわせて検討した。

各変数の学年差と性差

各変数の学年差と性差を検討した結果、以下の結果が得られた。

友人に対する評価懸念、社会的熟達接近目標、孤独感、女子のほうが男子よりも高得点であった。社会的熟達回避目標は、中学1年生では、男子のほうが女子よりも高得点であり、中学2年生では、女子のほうが男子よりも高得点であった。社会的遂行接近目標は、中学2年生において男子の方が女子よりも高得点であった。社会的遂行回避目標は、中学1年生と中学3年生において女子のほうが男子よりも高得点であった。深さは、中学3年生のほうが中学1年生と中学2年生よりも高得点であった。

これらの結果は、概ね先行研究の結果（e.g., 海沼・櫻井, 印刷中; 落合・佐藤, 1996; 白倉・濱口, 2015a）と整合する結果であった。しかしながら、各変数における効果量は、概ね.01-.03程度と小さなものであったため、慎重に解釈する必要があると考えられる。

友人に対する評価懸念と他の変数との関連

相関分析および偏相関分析の結果、友人に対する評価懸念と他の変数との関連について以下の結果が得られた。

友人に対する評価懸念は、社会的熟達回避目標および社会的遂行回避目標と正の関連を有していた。社会的熟達回避目標は、既存の友人関係を維持することを目指す目標であることから、友人に対する評価懸念が高い場合、既存の友人関係を失わないことへの関心につながるものと考えられる。また、社会的遂行回避目標と友人に対する評価懸念との関連は、黒田・桜井（2001）と整合する結果であり、友人から見られる姿を気にすることは、クラスの中でフォロ

アーとして扱われないことを目指す社会的遂行回避目標と関連すると考えられる。

また、友人に対する評価懸念は、男子では、友人との深いつきあい方と正の関連を有する一方で、女子では、友人との深く、広いつきあい方と負の関連を有していた。すなわち、男子では、友人から見られる姿を気にすることは、友人との深いつきあいを促進するが、女子では、友人とのつきあい方が抑制することが示された。三島（2003）は、女子のほうが男子よりも友人関係における排他性が高いことを報告している。したがって、女子において、同質性を崩すような積極的な振舞いは、ネガティブな評価を受ける可能性を高めるものと考えられる。そして、こうしたネガティブな評価を恐れることで、友人とのつきあいが抑制されるものと考えられる。なお、男子における友人に対する評価懸念と友人とのつきあい方との関連が確認されたが、その効果量は小さいものであった。よって、本研究の結果について慎重に解釈する必要があると考えられる。この点に関しては、更なる検討が必要であろう。

最後に、友人に対する評価懸念は、充実感と負の関連を有し、孤独感と正の関連を有していた。こうした結果は、白倉・濱口（2015a）の結果と矛盾しない結果であった。したがって、友人に対する評価懸念は、適応傾向を抑制し、不適応傾向を促進する働きをもつものと考えられる。

友人に対する評価懸念が適応指標を予測するプロセス

友人に対する評価懸念が適応指標を予測するプロセスについて検討した結果、以下の結果が得られた。

まず、友人に対する評価懸念は、社会的熟達回避目標と正の関連を有していたが、社会的熟達回避目標から友人とのつきあい方への有意なパスは得られなかった。海沼・櫻井（印刷中）は、社会的熟達回避目標は、他の社会的達成目標と比較し、向社会的行動や攻撃行動との関連が弱いことを報告している。また、学習

場面における熟達回避目標について、Elliot & Murayama (2008) は、熟達回避目標は内発的動機づけおよび学習成績との関連が確認されなかったことを報告している。したがって、本研究の結果もこうした結果と矛盾しないものと考えられる。

次に、友人に対する評価懸念は、社会的遂行回避目標と正の関連を有し、社会的遂行回避目標は友人とのつきあい方の広さと負の関連を有していた。そして、友人とのつきあい方の広さが充実感と正の関連を有し、孤独感と負の関連を有していた。すなわち、友人に対する評価懸念が社会的遂行回避目標と正の関連を有し、友人とのつきあいが狭くなることで、充実感が低減し、孤独感が高まるものと考えられる。以上の結果から、友人に対する評価懸念が社会的遂行回避目標を予測する場合、心理適応を損なう恐れがあると考えられる。

なお、パス解析においては、性別（男子/女子）を母集団とした多母集団同時分析では、弱測定不変モデルが、十分な適合度をもつ最適モデルとして採用された。したがって、友人に対する評価懸念が社会的達成目標および友人とのつきあい方を介して適応指標を予測するプロセスは、男女で同様の関係であったと考えられる。

以上の結果から友人に対する評価懸念は、社会的遂行回避目標を予測し、積極的な友人とのかわりを抑制することで、不適応傾向につながるプロセスが示された。臼倉・濱口 (2015b) は、友人に対する評価懸念が高い者は、統合的葛藤解決スキル（自分と相手が納得できる葛藤解決を目指すスキル）を習得することで、対人場面における苦痛・回避が抑制されることを報告している。本研究の結果と合わせると、統合的葛藤解決スキルを習得することで、社会的遂行回避目標や友人との限定的なつきあい方が緩和され、友人関係における不適応傾向が抑制されるものと考えられる。

今後の課題とまとめ

第1に、友人に対する評価懸念から充実感お

よび孤独感への直接のパスが有意となっており、その他の媒介変数があることが示唆された。すなわち、友人に対する評価懸念から充実感および孤独感を予測する変数は、社会的達成目標や友人とのつきあい方を介さないものがあると考えられる。友人に対する評価懸念が適応指標を予測するプロセスがどの程度の説明力をもつのかは、今後の課題である。

第2に、縦断的なデータによる検討が必要であると考えられる。本研究で得られた結果は、1時点で観測された変数間で得られた結果をもとに考察を行ったため、変数間の因果関係については、慎重に解釈する必要がある。よって、友人に対する評価懸念が適応指標を予測するプロセスに関する縦断研究を行うことが今後の課題である。

以上の課題は残されたものの、本研究の意義は、(a) 知見が不足していた友人に対する評価懸念について検討したこと、(b) 友人への評価懸念が社会的遂行回避目標を予測し、友人とのつきあいが限定されることで不適応傾向に至るプロセスを示したことの2点にあると考えられる。

引用文献

- Dweck, C. S. & Leggett, E. L. (1988). A social-cognitive approach to motivation and personality. *Psychological Review*, 95, 256-273.
- Elliot, A. J. & Harackiewicz, J. M. (1996). Approach and avoidance achievement goals and intrinsic motivation: A mediational analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 461-475.
- Elliot, A. J., & Murayama, K. (2008). On the measurement of achievement goals: Critique, illustration, and application. *Journal of Educational Psychology*, 100, 613-628.
- 榎本 淳子 (1999). 青年期における友人との活動と友人に対する感情の発達の変化 教育

- 心理学研究, 47, 180-190.
- 本田 周二 (2016). 友人関係における動機づけと友人とのコミュニケーションおよび精神的健康との関連 人間生活文化研究, 26, 572-582.
- 海沼 亮・櫻井 茂男 (印刷中). 中学生における社会的達成目標と向社会的行動および攻撃行動との関連 教育心理学研究, 66.
- 加藤 司 (2001). 対人ストレス過程の検証 教育心理学研究, 49, 295-304.
- 黒田 祐二・桜井 茂男 (2001). 中学生の友人関係場面における目標志向性と抑うつとの関係 教育心理学研究, 49, 129-136.
- 黒田 祐二・桜井 茂男 (2003). 中学生の友人関係場面における目標志向性と抑うつとの関係に介在するメカニズム—ディストレス/ユースストレス生成モデルの検討 教育心理学研究, 51, 86-95.
- 三島 浩路 (2003). 親しい友人間にみられる小学生の「いじめ」に関する研究 社会心理学研究, 19, 41-50.
- 宮前 淳子 (2008). 思春期における他者意識と評価懸念との関連 日本教育心理学会第50回総会発表論文集, 735.
- 西村 多久磨・村上 達也・櫻井 茂男 (2015). 子ども用孤独感尺度 (Five-LSC) の作成 心理学研究, 86, 368-373.
- 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, 55-65.
- 岡田 涼 (2008a). 親密な友人関係の形成・維持過程の動機づけモデルの構築 教育心理学研究, 56, 575-588.
- 岡田 涼 (2008b). 友人との学習活動における自律的な動機づけの役割に関する研究 教育心理学研究, 56, 14-22.
- 小塩 真司 (1998). 青年の自己愛傾向と自尊感情, 友人関係のあり方との関連 教育心理学研究, 46, 280-290.
- Ryan, A. M., Jamison, R. S., Shin, H., & Thompson, G. N. (2012). Social achievement goals and adjustment at school during early adolescence. Ryan, A. M., & Ladd, G. W. (Eds.). *Peer relationships and adjustment at school*. (pp. 165-186) IAP Information Age Publishing; US.
- Ryan, A. M., & Shim, S. S. (2006). Social achievement goals: The nature and consequences of different orientations toward social competence. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 32, 1246-1263.
- Ryan, A. M., & Shim, S. S. (2008). An exploration of young adolescents' social achievement goals and social adjustment in middle school. *Journal of Educational Psychology*, 100, 672-687.
- 桜井 茂男 (1995). 「無気力」の教育社会心理学 風間書房.
- 佐藤 有耕 (2010). 大学新入生の友だちとのつきあい方と満足度の推移 筑波大学心理学研究, 40, 27-34.
- 臼倉 瞳・濱口 佳和 (2014). 評価懸念研究の動向と今後の展望—その形成プロセスに着目して 筑波大学心理学研究, 48, 49-58.
- 臼倉 瞳・濱口 佳和 (2015a). 小学校高学年および中学生における対象別評価懸念と適応との関連 教育心理学研究, 63, 85-101.
- 臼倉 瞳・濱口 佳和 (2015b). 対象別評価懸念の抑制要因に関する検討 日本カウンセリング学会第48回大会発表論文集, 118.
- Watson, D., & Friend, R. (1969). Measurement of social-evaluative anxiety. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 33, 448-457.
- 山本 淳子・田上 不二夫 (2001). 評価懸念に関する文献研究と今後の課題 教育相談研究, 39, 37-46.
- 山本 淳子・田上 不二夫 (2007). 思春期における評価懸念と承認欲求との関連 カウンセリング研究, 40, 116-126.