

[論文]

保育学生の学習継続動機づけと友人関係への動機づけに関する研究

大熊 美佳子

A Study on Early Childhood Care and Education Students' Learning Motivation and Friendship Motivation

Mikako Okuma

キーワード：学習継続動機づけ，友人関係への動機づけ，自己決定理論

Key Words：Learning Motivation，Friendship Motivation，Self-determination

要約：本研究は，保育系短期大学生を対象に，学習と友人関係への動機づけに注目し，自己決定理論の視点から，両動機の関連について検討を行った。さらに，学業を継続するために，重要と認知されている要因が，学習継続動機づけに与える影響について検討することを目的とした。学習継続動機づけは，「内発的」「外発的」の2因子が抽出された。友人関係への動機づけの4因子との関連では，外的な理由で友人関係を考える学生は，学習継続動機づけが低いと見えなかった。さらに，学習継続動機づけと学業継続の重要要因との関連では，良好な友人関係は，学習継続の動機づけの自己決定の度合いが中程度の学生にとって，重要度が高いことが確認された。

問題と目的

青年期の学生にとって、学生生活の中で自身の将来を見据えた学びを深めていくことは大切である。しかし、近年、大学や短期大学に進学したものの、学業不振、学校生活不適應、就職や転学など、進路変更に関わる理由から、休学や中退をする学生の割合が増加していることは文部科学省の調査（平成 29 年度文部科学省学校基本調査，文部科学省報道発表.2019）でも報告されている。

保育者養成校では、一般の大学での学びよりも、日々の学びが資格取得と卒業後の就職に直結しており、目標設定が明確化しやすいとも言える。中でも短期大学で学ぶ保育学生にとっては、短い期間で専門的な知識を学びながら、複数回の実習を行い、幼稚園教諭免許や保育士資格を取得するためには、保育者になるという明確な目的意識を持った上で、本人の学びに対する意欲を持続させることが不可欠である。このように学生の学習意欲を維持するためには、本人の自己認知はもとより、授業内容や大学のサポート体制だけでなく、友人関係の影響が大きいことが指摘されている（尾形・増南，2017，他）。大熊（2020）では、保育系短期大学生の学習意欲を高める要因，低下させる要因について自由記述による回答を分類した結果，上位には，授業内容，教員の指導，本人の目標や意識，成績，他者からの評価など学習に直接関わる要因と合わせて，対人関係があげられており，友人との関係性が，学習意欲に少なからず影響を与えることが示されている。また，大久保（2005）は，青年の学校への適応感に影響を与える「友人との関係」「教師との関係」「学業」の 3 つの要因をあげているが，それらすべてが一様に同じ影響を与えているということではなく，学校により適応感に与える影響が違うことが示されている。しかし，その中で「友人との関係」は，どの学校にあっても適応感に強い影響力を持っていることが明らかになっている。青年期は友人関係の重要性が高まる時期であり，多くの研究で指摘されているように，学生生活で長い時間を過ごす友人たちとの人間関係は，学生生活全般の適応に影響を与えることは，十分に考えられる。

動機づけ研究では，“達成動機（やる気）”と人との近接性に関する“親和動機”は，重要な社会的動機と捉えられている。両者の関係性については，文化的背景が影響するものと考えられており，土井（1982）は，一般的な状況では，アメリカではネガティブに，日本ではポジティブに結合していると仮説を立てることができると述べている。大熊（2011）では，大学生の両動機の関係において，親和動機の次元性に注目し，「対人的積極性」は，達成動機と有意な正の相関を示し，「対人的敏感さ」は，達成動機と有意な負の相関が認められており，やる気と対人関係への動機づけとの関連が示唆されている。ここでの親和動機の次元性は，Deci & Ryan（1985）の自己決定理論における，外発的から内発的という連続性をもった考え方と一致し，「嫌われたくない」といった外的な要因に基づいたものが，「対人的敏感さ」で，「親しくしたい」といった内的な要因に基づいたものが，「対人的積極性」

となり、自律性の視点で捉えることができる。さらに、動機づけの観点から、友人関係を規定する要因について考えると、友人関係を開始、継続させている理由は様々であると考えられる。さらに、岡田（2005）は、自己決定性という点から友人関係への動機づけを捉えることで、達成領域だけでなく友人関係においても、自律的に行動することは、適応的な結果を導く可能性が示唆されるとしている。

そこで、本研究では、保育系短期大学生の動機づけについて、学習と友人関係への動機づけに注目し、自己決定理論の観点から、両動機の関連について検討を行う。さらに、学業を継続するために、重要と認知されている要因が、動機づけに与える影響について検討することを目的とする。

方 法

調査対象と調査時期 埼玉県内女子短期大学幼児教育学科の学生を対象に、2020年7月に調査を実施。1年生98名、2年生109名、3年生32名の合計239名から回答が得られた。

手続き Google Classroomにて、Web調査を実施。調査の実施に際し、調査の目的、回答は任意であることをアナウンスし、回答をもって調査参加への同意とすることを伝えた。なお、この調査は、秋草学園短期大学・研究倫理委員会より承認を得て実施された。なお、統計解析には、SPSS statistics 25.0を使用した。

調査内容

- ①学習継続動機づけ尺度（大熊，2019b）12項目（5件法）：教示は、「今、大学で学んでいる理由について伺います」とし、それぞれの理由について、“あてはまる”“ややあてはまる”“どちらともいえない”“ややあてはまらない”“あてはまらない”の5件法で回答を求めた。
- ②友人関係への動機づけ尺度（岡田，2005）16項目（5件法）：教示は、「なぜ友人と親しくしたり、一緒に時間を過ごしたりしますか」という問いに対し、それぞれの理由について“あてはまる”“ややあてはまる”“どちらともいえない”“ややあてはまらない”“あてはまらない”の5件法で回答を求めた。
- ③学業継続に重要な要因 10項目（5件法）：教示は、「大学での学業を続けていくにあたって、あなたにとってどの程度重要ですか」という問いに対し、“重要である”“やや重要である”“どちらともいえない”“あまり重要ではない”“重要ではない”の5件法で回答を求めた。

結 果

1 学習継続動機づけ

1-1 学習継続動機づけ尺度の構成と記述統計

学習継続動機づけ尺度の 12 項目は、Ryan & Deci(1985)による自己決定理論における動機づけ分類の概念的定義を参考に、“外的調整”，“取り入れ的調整”，“同一視的調整”，“内的調整”の 4 つの下位尺度を想定し，質問項目を作成したものであるが，大熊（2019b）において，3 つの因子が抽出されている。第 I 因子「学び志向」，第 II 因子「非自己決定的」，第 III 因子「資格職業志向」である。第 I 因子，第 III 因子は，自己決定理論における内的なもの，第 II 因子は，外的なものと解釈した。自己決定理論に基づいた動機づけの様々な尺度では，隣り合う調整のタイプでは正の相関が，外的と内的の間では負の相関が認められている（例えば，西村・川村，2010；尾形・増南，2017）。その点から，調整タイプの連続性において，学習継続動機づけ尺度に一定の妥当性は得られたと考えた。その中で，第 III 因子「資格職業志向」は，保育系学科に特徴的な学びと直結した内容で，資格取得や将来の職業への展望は，価値や目標をより内的なものに統合している調合調整に近い動機づけと考えられ，調査対象学生の所属する学科の特性を考慮した動機づけ尺度の解釈であった。

学習継続動機づけ尺度は，自己決定理論に基づき 4 下位尺度を想定して構成されているが，各下位尺度は独立というよりは連続的な関連をもつことを仮定しており，下位尺度間の関連は調査対象者の特性が反映されると考えられるため，本研究では，再度全 12 項目に対して，探索的因子分析（最尤法・Promax 回転）を行うこととした。その結果，2 因子が抽出されたが，12 項目中「資格をとっておいたほうが，役に立つこともあるから」の 1 項目の因子負荷量が，いずれの因子にも .40 未満であったため，この項目を削除して，繰り返し因子分析を行った。そこで，固有値の減衰状況と意味内容，解釈可能性から判断し，本稿においては，2 因子解を採用することとした (Table 1)。

第 I 因子は，「専門的な知識を深めたいから」「新しいことを学ぶことに興味があるから」「将来つきたい職業のためには必要だから」「学ぶことは価値があることだから」など，自己決定理論において内発的な次元とされる，“内的調整”，“同一視的調整”の項目として作成した 6 項目からなるため，「内発的学

Table 1 学習継続動機づけの因子分析結果

	因子	
	I	II
第 I 因子：内発的学習		
27 専門的な知識を深めたいから	.86	-.08
22 新しいことを学ぶことに興味があるから	.73	-.09
28 将来つきたい職業のためには必要だから	.72	.06
21 学ぶことは価値があることだから	.70	.17
24 学ぶ内容が楽しいから	.67	-.15
17 学生にとって勉強することは重要だから	.46	.27
第 II 因子：外発的学習		
25 勉強しないと家族や先生に怒られるから	-.20	.75
18 勉強をした方がいいと周りの人に言われるから	-.07	.72
20 卒業できないと家族を悲しませるから	.04	.70
23 勉強しないと能力がないと思われるから	.10	.62
26 単位を取れないと不安になるから	.13	.60

習」と命名した。第Ⅱ因子は、「勉強しないと家族や先生に怒られるから」「勉強をしたほうがいいと周りの人に言われるから」「卒業できないと家族を悲しませるから」など、自己決定理論において外発的な次元とされる，“取り入れ的調整”，“外的調整”の項目として作成した5項目からなるため、「外発的学習」と命名した。

尺度の信頼性を検討するため、内部一貫性の観点から各下位尺度について Cronbach の α 係数を算出した。その結果、各下位尺度において、十分な値が確認された。そこで各下位尺度において加算平均得点を算出し、各下位尺度得点とした。また、個人の外側にある価値を自己と一致させていく内在化の過程に沿って、外的、取り入れ、同一化、内的という次元上に自己決定性を位置づけている理論の特性から (Ryan & Deci, 2000), 自己決定性の程度を表す指標として用いられる (e.g., Blais et al., 1990; Grolnick & Ryan, 1989) Relative Autonomy Index (RAI) を参考に、学習継続動機づけの下位尺度に重みづけをした合成変数として、 $RAI(L) = \text{内発的要因得点} + (-1 \times \text{外発的要因得点})$ を算出した (Range = -4 ~ 4)。学習継続動機づけの各下位尺度の得点をみると、外発的学習の平均値が低く内発的学習の平均値が高くなっており、分布が歪みやすい性質をもっている可能性がある。一方、動機づけの自己決定性を表す合成変数である RAI 得点は下位尺度より歪度や尖度が改善されることが先行研究で報告されており、より正規性を満たしやすい点を考慮し、自己決定理論に基づく動機づけ尺度を使用する際には、下位尺度のみを用いるのではなく RAI を算出し、両者を相補的に用いて分析していく必要があると考えられており (岡田, 2005), 本研究においても、各下位尺度得点と RAI(L) を用いて今後の分析を進めていくこととする。各下位尺度の平均点、標準偏差、 α 係数、および RAI(L) の平均点、標準偏差は、Table 2 の通りである。

Table 2 学習継続動機づけ各下位尺度得点、RAI(L)の平均点、標準偏差、 α 係数

	平均値	標準偏差	α 係数
内発的学習	4.14	.68	.84
外発的学習	3.27	.93	.81
RAI(L)	.87	1.09	

1-2 学習継続動機づけの学年差

学習継続動機づけの2因子の下位尺度得点、RAI(L)に、入学間もない1年生と卒業を控えた学生(2, 3年生)との学年による違いがあるかについて検討を行った。その結果、1年生と2, 3年生(卒業年次生)の間で、学年による有意な差は認められなかった。

2 友人関係への動機づけ

2-1 友人関係への動機づけ尺度の構成と記述統計

友人関係への動機づけ尺度(岡田, 2005)は、「内発」、「同一化」、「取り入れ」、「外的」の4下位尺度から構成されているため、各下位尺度について、主成分分析を行ったところ、全下位尺度で4項目ずつ1成分が抽出された(Table 3~6)。

Table 3 「内発」主成分分析結果

項目	
11 友人と話すのは、おもしろいから	.92
12 友人と一緒にいると、楽しい時間が多いから	.91
2 友人と親しくなるのは、うれしいことだから	.90
1 友人と一緒にいるのは楽しいから	.89

Table 4 「同一化」主成分分析結果

項目	
15 友人関係は、自分にとって意味のあるものだから	.84
8 友人といることで、幸せになれるから	.83
5 友人と一緒に時間を過ごすのは、重要なことだから	.82
14 友人のことをよく知るのは、価値のあることだから	.75

Table 5 「取り入れ」主成分分析結果

項目	
9 友人がいないと、後で困るから	.84
13 友人がいないと不安だから	.75
16 友人がいなのは、恥ずかしいことだから	.73
10 友人とは親しくしておくべきだから	.73

Table 6 「外的」主成分分析結果

項目	
6 親しくしていないと、友人ががっかりするから	.87
7 一緒にいないと、友人が怒るから	.78
4 友人関係を作っておくように、まわりから言われるから	.75
3 友人の方から話しかけてくるから	.42

各主成分について Cronbach の α 係数を算出した結果、十分な値が確認されたため、各下位尺度において加算平均得点を算出し、各下位尺度得点とした。さらに、岡田 (2005) に従い、友人関係への動機づけ尺度の下位尺度に重みづけをした合成変数として、 $RAI(F) = (2 \times \text{内発}) + (1 \times \text{同一化}) + (-1 \times \text{取り入れ}) + (-2 \times \text{外的})$ を算出した (Range = -12 ~ 12)。学習継続動機づけの分析と同様、各下位尺度得点と $RAI(F)$ 得点の両者を用いて今後の分析を進めていくこととする。各下位尺度の平均点、標準偏差、 α 係数、および $RAI(F)$ の平均点、標準偏差は Table 7 の通りである。

Table 7 友人関係への動機づけ各下位尺度得点、 $RAI(F)$ の平均点、標準偏差、 α 係数

	平均値	標準偏差	α 係数
内発	4.62	.70	.93
同一化	4.23	.75	.82
取り入れ	3.28	.91	.76
外的	2.32	.74	.67
$RAI(F)$	5.52	2.61	

2-2 友人関係への動機づけの学年差

友人関係への動機づけの4因子の下位尺度得点, RAI (F) に, 学年による違いがあるかについて検討を行った (Table 8)。その結果, 1年生と2, 3年生 (卒業年次生) の間で, 取り入れ($t(234)=2.02, p<.05$)と外的($t(232)=2.25, p<.05$)で, 1年生の方が有意に高く, 友人関係への動機づけは, 入学後間もない1年生の方が非自己決定的な理由が多くみられることがわかった。

Table 8 友人関係への動機づけの学年差のt検定結果

		人数	平均値	標準偏差	t 値
内発	1年生	98	4.64	.60	.40
	2, 3年生	141	4.60	.76	
同一化	1年生	98	4.25	.69	.37
	2, 3年生	141	4.22	.79	
取り入れ	1年生	98	3.42	.82	2.02 *
	2, 3年生	138	3.18	.96	
外的	1年生	96	2.45	.70	2.25 *
	2, 3年生	138	2.23	.76	
RAI (F)	1年生	96	5.19	2.34	-1.59
	2, 3年生	135	5.74	2.77	

* $p<.05$

3 学習継続動機づけと友人関係への動機づけの関連

学習継続動機づけと友人関係への動機づけの関連を見るために, 両動機づけの下位尺度得点と合成変数の相関係数を算出した結果を Table 9 に示す。

Table 9 学習継続動機づけと友人関係への動機づけの相関係数

		友人関係への動機づけ				
		内発	同一化	取り入れ	外的	RAI(F)
学習継続 動機づけ	内発的学習	.48**	.52**	.22**	.00	.34**
	外発的学習	.16*	.29**	.54**	.39**	-.23
	RAI(L)	.16*	.08	-.33	-.33	.41**

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

学習継続動機づけの合成変数 RAI (L) と友人関係への動機づけの合成変数 RAI (F) は, 有意な正の相関関係が見られた。各動機づけの下位尺度得点間の関連では, 「内発的学習」と「外的友人」は有意な相関が見られなかったが, それ以外は, 有意な正の相関が確認された。相関係数から, 「内発的学習」と友人関係への動機づけの内的な2因子の方が, 外的

な因子よりも高い相関が確認された。同様に、「外発的学習」と友人関係への動機づけの外的な 2 因子の方が、内的な 2 因子よりも高い相関が確認された。

さらに、RAI (L) は、「内的友人」と有意な正の相関関係が、「取り入れ友人」「外的友人」とは、有意な負の相関関係が見られた。RAI (F) は、「内発的学習」と有意な正の相関関係が、「外発的学習」と有意な負の相関関係が確認された。

次に、RAI (L) を従属変数、友人関係への動機づけの 4 因子を独立変数とした重回帰分析を行った (Table 10)。決定係数は $R^2 = .22$ ($p < .001$) であり、モデル全体として有意な影響が認められた。友人関係への動機づけから RAI (L) への偏回帰係数を見ると、「取り入れ」($B = -0.40, SE B = 0.08, \beta = -.34, p < .001$) と「外的」($B = -0.35, SE B = 0.10, \beta = -.23, p < .01$) が有意な影響を与えていることが示された。したがって、友人関係について「取り入れ」「外的」な動機づけが高いほど、学習継続動機づけが低く、非自己決定的であることが示された。

Table 10 友人関係への動機づけを独立変数、RAI (L) を従属変数とした重回帰分析の結果

	B	標準誤差	β	R^2
内発	.17	.15	.11	.22 ***
同一化	.22	.14	.15	
取り入れ	-.40	.08	-.33	
外的	-.34	.10	-.23	

** $p < .001$

4 学業継続の重要要因

大学での学業を継続するにあたって、10 項目の重要度の認識の結果を、Table 11 に示す。全ての項目で、平均点は 4.0 を超えており、どの要因も重要であるという認識を多くの学生が持っているということになるが、重要さの程度については、今回の質問方法では、十分な弁別力があるとはいえず、今後の検討課題である。その上で、「自分自身の将来の目標」

Table 11 学業継続重要要因記述統計

	平均値	標準偏差
自分自身の将来の目標	4.59	.73
自分自身の意欲や努力	4.59	.71
授業の内容や質	4.56	.69
金銭的な基盤	4.56	.71
家族の支え	4.54	.82
大学内の良好な友人関係	4.47	.80
大学の環境やサポート体制の充実	4.46	.77
自分自身の適性	4.38	.72
教員との信頼関係	4.23	.86
大学以外での活動の充実	4.13	.93

「意欲、努力」の重要度の高さが確認できた。大熊 (2019a) では、同様の 10 項目から重要度の高いと思う 3 項目を選択式で調査しており、その結果、上位項目は「自分自身の意欲」、「大学内の良好な友人関係」があがっており、本調査の結果と多少の順位の違いは見られたものの、重要度に関する認識は同様の傾向が確認された。

なお、重要要因について、学年差は認められなかった。

5 学習継続動機づけと学業継続の重要要因との関連

次に、学習継続動機づけによって、学業継続にとって重要と考える要因に違いがあるかどうかをみるために、RAI (L) を平均値±0.5SD を基準に、高群、中群、低群の3群に分類し、学業継続の重要要因(10項目)を従属変数とする一要因の分散分析およびTukeyのHSD法による多重比較を行った結果をTable 12に示す。

Table 12 RAI(L)3群の学業継続重要要因の得点と分散分析結果

		人数	平均値	標準偏差	F値	多重比較
自分自身の将来の目標	低群	76	4.37	0.95	7.85 ***	低<高
	中群	97	4.59	0.66		
	高群	65	4.85	0.40		
自分自身の意欲や努力	低群	76	4.37	0.94	7.37 ***	低<高
	中群	97	4.61	0.59		
	高群	65	4.82	0.46		
授業の内容や質	低群	76	4.46	0.81	1.97	
	中群	97	4.57	0.69		
	高群	65	4.69	0.53		
金銭的な基盤	低群	75	4.59	0.74	0.20	
	中群	97	4.53	0.75		
	高群	65	4.58	0.63		
家族の支え	低群	76	4.47	0.86	0.50	
	中群	97	4.60	0.69		
	高群	65	4.55	0.94		
大学内の良好な友人関係	低群	76	4.32	0.94	4.58 *	低, 高<中
	中群	97	4.66	0.54		
	高群	64	4.39	0.90		
大学の環境やサポート体制の充実	低群	76	4.29	0.98	3.27 *	低<高
	中群	97	4.52	0.60		
	高群	65	4.60	0.68		
自分自身の適性	低群	76	4.37	0.85	0.04	
	中群	97	4.37	0.60		
	高群	65	4.40	0.72		
教員との信頼関係	低群	76	4.01	1.05	3.70 *	低<中
	中群	97	4.34	0.69		
	高群	65	4.32	0.79		
大学以外での活動の充実	低群	76	4.05	1.02	0.44	
	中群	97	4.12	0.84		
	高群	65	4.20	0.94		

*p<.05,***p<.001

「自分自身の将来の目標」,「自分自身の意欲や努力」は, RAI (L) の高群は, 低群より有意に重要度が高かった。「大学の環境やサポート体制の充実」「教員との信頼関係」は, RAI (L) 低群が有意に低い得点であった。「大学内の良好な友人関係」では, RAI (L) 中群の得点が有意に高く, 自己決定の度合いが中程度の学習継続動機づけを有している学生にとっては, 良好な友人関係が, 学習継続を後押しすることが示唆された。

考 察

学習継続動機づけ尺度は,「内発的学習」と「外発的学習」の2因子に分類された。自己決定理論の調整タイプの連続性という意味で, それぞれの因子に, 近い概念である“同一視的”, “取り入的”を含むことで, 2因子の間には, 負の相関は認められなかったが, 意味内容的に, 学びの主体が自身にある「内発的学習」と外的な要因に起因する「外発的学習」という動機づけの主体によって分類されているという点において, 一定の妥当性は認められたといえよう。また, この両因子から, 学習継続動機づけの合成変数 RAI (L) を算出したが, この尺度を用いる際には下位尺度のみを用いるのではなく RAI を算出することで, 両者を相補的に用いることは, 他の動機づけや行動との関連を探る上で, 有用であると考えた。

友人関係への動機づけの4つの因子では, 岡田(2005)と同様の得点傾向, 関連性が確認され, 自己決定的な動機づけの在り方が示された。学習継続動機づけでは, 学年による差は認められなかったが, 友人関係への動機づけでは, 1年生の方が, 2, 3年生よりも, 非自己決定的な動機づけの得点が有意に高かった。特に今回の調査時期は, コロナウイルス感染防止対策により, 通学による授業が十分に行えていない時期であったため, 入学後も大学で友人たちと過ごすことが出来ず, 新たな友人関係を思うように築けていない状況の1年生にとって, 現状の友人関係について考える際には, “友人がいないと後で困る”, “友人がいないと不安”という理由が多く見られたとも考えられる。

次に, 学習継続動機づけと友人関係への動機づけの関連について, 「内発的学習」, 「外発的学習」いずれも, 友人関係に対する動機づけの下位尺度と, 負の相関は認められなかった。ただし, 相関係数を比較すると, 内的な要因間, 外的な要因感では, 高い相関が確認されており, 自己決定的な傾向は, 学習継続においても, 友人関係においても同様の傾向がみられることが示唆された。各動機の合成変数との相関をみても, その傾向は明らかであったが, 重回帰分析の結果から, 友人関係について「取り入れ」「外的」な動機づけが高いほど, 学習継続動機づけが非自己決定的であることが示された。外発的な理由で友人関係を考える学生は, 学習継続動機づけが低い, 内発的な理由で友人関係を考える学生は, 必ずしも学習継続動機づけが高いとは言えなかった。今後は, 両動機の関連を考える際に, 自律的な動機づけという視点だけではなく, 友人関係や対人関係への敏感性なども関連要因として検討をする必要がある。

学業継続の重要要因については、学習継続動機づけの程度により、重要度の認識に差異がみられた要因があった。学習継続動機づけが高い群は、学業継続のための重要要因として、自身の意欲や目標など、内的な要因の重要度を高く考えており、学習継続動機づけが低い群は、大学の環境や教員との信頼関係について重要度の認識が低かった。また、大学内の良好な友人関係の重要度を高く認識しているのは、学習継続動機づけの自己決定の度合いが中程度の学生であることが明らかになった。良好な友人関係は、学習継続の動機づけの度合いにより、学習意欲の向上や低下へ与える影響に違いがあることが示唆された。

本稿では、保育学生の学習継続動機づけと友人関係に対する動機づけとの関連について検討したが、保育者養成校では、実習体験により自身の適性と向き合うことで、目的意識が明確化する一方で、実習での不適応やストレスが原因で、保育職への動機づけが低下することも多い。そんな中、実習体験を共有できる友人がいることは、大きな力となっていることは間違いない。同じ目的を持つ友人と学ぶことは、意欲を維持に良い影響を与えることは多くの教育現場で確認されている。岡田(2008)は、必ずしも学習に対して意欲的であるとは限らない状況であっても、友人との学習活動が学習に対する充実感と関連していることを示している。一方で友人が持つ特徴によっては、学習にネガティブな影響があることあり、親密な友人の怠学傾向への同調や、友人との比較がプレッシャーになることも検討する必要があると指摘している。今後は、学生の学びのサポートにつながるよう、学習意欲と友人関係に対する動機づけが、どのような状況で、関連性に違いが生じるかなど、個人の価値観や、場面に着目した研究を続けていきたい。

参考・引用文献

- Blais, M. R., Sabourin, S., Boucher, C., & Vallerand, R. J. 1990 Toward a motivational model of couple happiness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59, 1021–1031.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination*. New York: Plenum.
- 土井聖陽. (1982). 達成動機の二次元説. *心理学研究*, 52(6) 344-350.
- Grolnick, W. S., & Ryan, R. M. 1989 Parent styles associated with children's self-regulation and competence in school. *Journal of Educational Psychology*, 81, 143–154.
- 文部科学省学校基本調査 (平成 29 年度)
- 文部科学省. (2019). 報道発表;学生の中途退学や休学等の状況について
- 西村多久磨・河村茂雄. (2010). 動機づけタイプの学習スキルの無気力への効果—中学生のテスト期間におけるコピーモデルの作成—. *カウンセリング研究*, 43, 12-21.
- 尾形和男・増南太志. (2017). 青年の学習動機づけに関する基礎的研究:大学生の友人選択

動機づけ,自尊感情,仮想的自己有能感に基づく分析. 埼玉学園大学紀要. 人間学部篇
卷 17. 127-136.

岡田涼. (2005). 友人関係への動機づけ尺度の作成および妥当性・信頼性の検討-自己決定
理論の枠組みから, パーソナリティ研究, 14,101-112

岡田涼. (2008). 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.

大久保智生. (2005). 青年の学校への適応感とその規定要因-青年用適応感尺度の作成と学
校別の検討-. 教育心理学研究,53, 307-319.

大熊美佳子. (2011). 達成動機と親和動機-構成要素としての因子の次元性と動機発現に関
わる場面規定性について-. ソーシャルモチベーション研究,6,2-17.

大熊美佳子. (2019a). 女子短期大学生の学習継続動機づけの変容-学科選択動機づけとの
関連-. 日本パーソナリティ心理学会第 28 回大会論文集,157.

大熊美佳子. (2019b). 保育学生の学習継続動機づけに関する研究. 秋草学園短期大学紀
要,36,51-63.

大熊美佳子. (2020). 保育学生の学習意欲に影響を与える要因について. 日本保育者養成
教育学会第 4 回大会論文集,199.

Ryan, R.M. and Deci, E.L. (2000) . Self-Determination Theory and the Facilitation of
Intrinsic Motivation, Social Development, and Well-Being. *American Psychologist*, 55,
68-78.