

大学生における自己調整学習方略と主体的な授業態度との関連

五十嵐 亮

A Study of Relationship between Self-Regulated Learning Strategy and Active Class Attitude in College Students

IGARASHI Ryo

キーワード：自己調整学習方略 学業的援助要請 主体的な授業態度 大学生 教職課程

概要：本研究は、在籍年数や在籍学部、教職課程履修の有無の異なる大学1年生及び上級生に質問紙調査を行い、大学生における自己調整学習方略、主体的な授業態度及び自律的援助要請の発達的变化及び要因間の関連を検討することで、大学教職課程での自己調整学習方略の習得を意図した教育的介入の必要性を検討した。質問紙調査及び因子分析の結果、自己調整学習方略尺度、自律的・依存的援助要請尺度共に先行研究と同様の下位尺度構造が得られたが、分散分析の結果、在籍学部固有の上昇傾向は見出されなかった。一方、自己調整学習方略における特定の調整方略を多く適用する学生ほど自律的援助要請を行い易く、主体的な授業態度を取り易いことから、学習方略の習得・適用という質的側面から学生の学習を測定・支援する重要性が示された。最後に今後の課題と展望について論じた。

1. 問題

1.1. 研究の背景

本邦の学校教育において「生きる力」の育成が第一義的な教育目標として掲げられて久しいが、この生きる力の知的側面の一つが、学習意欲に支えられた「自ら学ぶ力」であるとされる（伊藤，2009；藤田，2010）。学校教育法（第30条2項、2006年改正）においても、全校種共通の教育課題として「主体的に学習に取り組む態度を養うこと」の重要性が強調され、2017年公示の新学習指導要領等においても、全校種共通で育成を目指す「資質・能力の三つの柱」が整理された結果、「（主体的に学習に取り組む態度も含めた）学びに向かう力」の育成がその一つとして掲げられている。情報化の急速な進展を背景に、様々な知識が絶えず変革を続ける「知識基盤社会（Hargreaves, 2003）」では、情報価値の持続性の低下が顕著であり、生涯にわたって自ら学び続けていく力が必要不可欠であることが、その背景にある。

自ら学ぶ力の育成は、大学等の高等教育課程においても重要であり、特に、初等・中等教育等の教員を目指す教職課程履修学生が数多く在籍する

学部等の教職課程においては喫緊の課題である。

近年、公立学校教員採用選考を巡る状況は大きく変化しており、団塊世代の教員の大量退職を背景に、新規採用倍率は全国的に低下傾向にある。この大量退職、大量採用によって教員の年齢構成は激変しており、これからの新規採用教員にとって、従来のように大多数を占める先輩教員から懇切丁寧に指導を受けることは難しく、時代の変化や自らのキャリアステージに応じて「自律的に学ぶ姿勢」「資質能力を生涯にわたって高めていくことのできる力」の形成が強く求められている（中央教育審議会，2015）。

新規採用教員を巡る現状を鑑みるに、これら自ら学ぶ力は、特に学部等の教職課程において確立することが極めて重要であり、そのためには、教職課程を含むカリキュラム全体を通した系統的な学修成果の蓄積と継続的な教育介入が必要となる。

本稿の目的は、その基礎研究として、学習者自身が自分の学習過程に能動的に関与していることを表す「自己調整学習 Self-Regulated Learning (Zimmerman, 1989)」に着目し、教職課程履修学

生がどの程度認識・実践できているのか、在籍年数の違いや教職課程履修の有無により差異が見られるのかを質問紙調査で明らかにすることで、大学生における自己調整学習方略、主体的な授業態度及び自律的援助要請の発達の変化及び要因間の関連を検討することである。

1.2. 「自己調整学習」を巡る研究動向

「自ら学ぶ力」を備えた学習者は、学習に対する高い「自己効力感 Self-Efficacy (Bandura, 1977)」を持ち(=「動機づけ」、学習をより効率的に進めるために様々な意思の制御を行いながら(=「学習方略」、自らの学習の進捗状況を絶えずモニタリングしている(=「メタ認知」とされる。これは、「自己調整学習 Self-Regulated Learning (Zimmerman, 1989)」と呼ばれ、教育心理学領域では、主に1990年代後半から理論的説明や学習を規定するメカニズムに対する実証的な検討が蓄積されている(伊藤, 2009)。

自己調整学習の定義には様々な立場があるが、伊藤ら(2009)は、「学習者自身が『動機づけ』『学習方略』『メタ認知』の3要素において自分自身の学習過程に能動的に関与していること」と定義している。学習目標の達成に向けて、「自己調整学習方略」が適用され、その結果として遂行が高まれば「自己肯定感」が高まり、「自己肯定感」の高まりが「動機づけ」となって、学習者は「自己調整学習方略」の適用を続けるとされており(藤田, 2010; 藤田・富田, 2012)、先行研究では、①学習者の動機づけに着目すること、②(自己調整学習方略等の)認知的スキルを習得・適用することの重要性が繰り返し強調されている(伊藤ら, 2009)。

自己調整学習方略自体にも、質的に異なる方略が複数含まれることが知られており、畑野ら(2011)は、「認知調整方略」「動機づけ調整方略」「行動調整方略」「感情調整方略」の4因子23項目で構成される尺度を、藤田(2010)は、「努力調整・モニタリング方略」「プランニング方略」の2因子12項目で構成される尺度を、それぞれ作成している。「学業的援助要請 academic help-seeking」も主要な学習方略の一つであり(Schunk

& Zimmerman, 1994)、学習者は学習場面で独力では解くことが出来ない課題に出会った際、他者に助言を求めたり、質問したりすることで課題を解決する方法を用いることがある。学業的援助要請は、学習に関する問題解決のために援助を要請する行為であり、自己調整学習研究においても、重要で有力な方略として研究されている(藤田, 2010)。なかでも、瀬尾(2007)は、援助要請者が主体的に問題解決に取り組んでいることを示す「自律的援助要請」と、問題解決を援助者に委ねていることを示す「依存的援助要請」の2因子11項目で構成される尺度を作成している。

近年、大学等の高等教育課程では、単位制度の実質化の観点から、授業時間と(予習・復習等の)授業時間外の主体的な学修時間を併せて「学修時間」とし、1単位あたり45時間を標準的な学修時間として規定している。たとえば、1コマ90分の授業時間×15回の講義(2単位)の単位取得には、60時間の授業時間外の学修が必要とされるが、学習者(学生)が「(単位や卒業のためだけではなく)自らの成長発展のために主体的に取り組もうとする態度」を形成・維持するためには、可変性が高く比較的介入し易いこととされる自己調整学習方略の習得・適用を意図した教育的介入が必要となることも想定される。

本研究は、筆者が所属する南九州大学人間発達学部及び環境園芸学部に在籍する学生を対象にして、在籍年数や在籍学部(及び教職課程履修の有無)の異なる大学1年生及び上級生に質問紙調査を行い、大学生における自己調整学習方略、主体的な授業態度及び自律的援助要請の発達の変化及び要因間の関連を検討することで、大学教職課程での自己調整学習方略等の習得を意図した教育的介入の必要性を検討することとする。

2. 研究 1

2.1. 目的

畑野ら（2011）の作成した自己調整学習方略尺度と、畑野・溝上（2013）の作成した主体的な授業態度尺度、及び瀬尾（2007）の作成した自律的・依存的援助要請尺度を用いて、在籍年数や在籍学部異なる大学1年生及び上級生に質問紙調査を行い、大学生における自己調整学習方略、主体的な授業態度及び自律的援助要請の発達的变化を検討する。

2.2. 方法

2.2.1. 調査時期と対象者

南九州大学人間発達学部及び環境園芸学部に在籍する学生で、2018年度に実施された専門教育科目（必修）「教育心理学」を受講した82名（人間発達学部1年生46名、環境園芸学部3年生36名）、教養科目（選択）「心理学概論」を受講した45名（環境園芸学部1年生45名）、及び専門教育科目（選択）「教育実習Ⅰ（4年生は同Ⅱ）事前事後指導」を受講した33名（人間発達学部3年生26名、同4年生7名）を対象とした。分析に必要なデータに不備のある者はなかったため、全員を分析対象とした。

2.2.2. 調査内容

以下の内容から構成された、質問紙調査を行った。

- ① 被調査者に関する項目：被調査者の氏名、学籍番号、性別、年齢に関する質問を行った。
- ② 自己調整学習方略に関する調査：畑野ら（2011）の作成した「自己調整学習方略（Self-Regulated Learning Strategy;以下SRLS）尺度」を用いた。本尺度は、「授業を受ける前に、これから学ぶ内容を考える」等の「認知調整方略」に関する8項目、「授業中に退屈した時、頑張って集中する」等の「動機づけ調整方略」に関する6項目、「一週間の学習の予定を立てて行動する」等の「行動調整方略」に関する5項目、「物事がうまくいかなかった時、心配しなくていいと自分自身に言う」等の「感情調整方略」に関する4項目の4因子23項目で構成される。「あ

なたが大学の学修（授業や予復習、試験勉強、課外活動）を進める際、以下の記述がどのくらい現在の自分に当てはまるかと思うか」という教示で、「非常にあてはまる」「どちらかといえばあてはまる」「どちらともいえない」「どちらかといえばあてはまらない」「全くあてはまらない」の5段階で回答させ、「非常にあてはまる」の回答から順に5～1点と得点化した。

- ③ 自律的援助要請に関する調査：瀬尾（2007）の作成した「自律的・依存的援助要請尺度」を用いた。本尺度は、「先生に質問する時は、解答よりも、自分で解くためのヒントを教えてもらう」等、援助要請者が主体的に問題解決に取り組んでいることを示す「自律的援助要請」に関する7項目、「何となく分からない時は、すぐ先生に質問する」等、援助要請者が問題解決を援助者に委ねていることを示す「依存的援助要請」に関する4項目の2因子11項目で構成される。「非常にあてはまる」「どちらかといえばあてはまる」「どちらともいえない」「どちらかといえばあてはまらない」「全くあてはまらない」の5段階で回答させ、「非常にあてはまる」の回答から順に5～1点と得点化した。
- ④ 主体的な授業態度に関する調査：畑野・溝上（2013）の作成した「主体的な授業態度尺度」を用いた。本尺度は、「課されたレポートや課題を、少しでも良いものに仕上げようと努力する」「単位さえもらえればよいという気持ちで、授業に出る（反転項目）」等の「主体的な授業態度」に関する1因子9項目で構成される。「非常にあてはまる」「どちらかといえばあてはまる」「どちらともいえない」「どちらかといえばあてはまらない」「全くあてはまらない」の5段階で回答させ、「非常にあてはまる」の回答から順に5～1点と得点化した。

2.3. 結果

2.3.1. 項目分析

SRLS尺度23項目、主体的な授業態度尺度9項目、及び自律的・依存的援助要請尺度11項目の計43項目について得点分布に偏りがないか、各項目のヒストグラムを作成して検討した。次に、

表 1 自己調整学習方略尺度(畑野ら、2011) 22 項目の因子分析結果

	F1	F2	F3	F4
No. 第1因子:「動機づけ調整方略」				
12 授業中に退屈した時、頑張って集中する。	.77			
22 授業内容に興味がなくとも、内容を理解するように努力する。	.76			
21 授業中に思考がぼんやりし始めた時、集中するように努力する。	.73			
2 授業課題に興味なくなった時、集中するように努力する。	.72			
11 苦手な授業でも、やる気を持って受ける。	.59			
8 授業内容に付いていけなくなっても、自分を奮い立たせて話を聞く。	.59			
No. 第2因子:「行動調整方略」				
15 一週間の学習の予定を立てて行動する。		.69		
16 自分の出来る範囲を計画して学習する。		.68		
19 授業で新しい内容を学ぶ前に、事前にその内容について大まかな理解をしておく。		.68		
18 時間を決めて学習課題に取り組む。		.61		
6 学習する時、学習時間を決めて取り組む。		.53		
14 授業中に内容を十分に理解できなかった時、あとで理解し直す。		.47		
13 授業中に、これまでの理解内容を確認する。		.44		
No. 第3因子:「感情調整方略」				
10 物事がうまくいかなかった時、心配しなくていいと自分自身に言う。			.84	
9 自分が考えていたより物事が悪くなりそうな時でも、心配しすぎないようにする。			.73	
23 物事がうまくいかどうか不安に感じた時、大丈夫だと自分自身に言う。			.68	
3 事態の悪化を考えすぎないようにする。			.63	
No. 第4因子:「認知調整方略」				
4 授業内容に合わせて、学習方法を考え直す。				.77
5 授業で理解すべき内容を考える。				.72
17 授業課題によって、取り組み方を考え直す。				.55
因子寄与率(%)	29.7%	10.2%	6.2%	4.5%
累積寄与率(%)	29.7%	39.9%	46.2%	50.7%
内的整合性(α 係数)	.86	.83	.82	.75
因子間相関	F1	F2	F3	F4
F1	-	.58	.16	.45
F2		-	.20	.50
F3			-	.19
F4				-

各項目の平均値及び標準偏差を算出し、天井効果及び床効果がないか検討した。各尺度は5件法で構成されているため、各々平均値+標準偏差 ≥ 5 であれば天井効果、平均値-標準偏差 ≤ 1 であれば床効果と判断した結果、SRLS 尺度 23 項目のうち1項目に得点分布の偏り(天井効果)があると考えられたため、以降の分析から除外した。

2.3.2. 因子分析

項目分析の結果除外されなかった SRLS 尺度 22 項目、自律的・依存的援助要請尺度 11 項目を用いて、主因子法・Promax 回転による因子分析

を行った。

まず SRLS 尺度 22 項目については、先行研究の尺度構成や固有値の減衰状況、因子の解釈可能性から4因子構造が妥当と判断し、十分な因子負荷量を示さなかった2項目を除外して、各因子に高い負荷量($\geq .40$)を示した項目の評定値平均を各下位尺度得点とした(4因子の累積寄与率=51%)。次に自律的・依存的援助要請尺度 11 項目についても、先行研究の尺度構成や固有値の減衰状況、因子の解釈可能性から2因子構造が妥当と判断し、各因子に高い負荷量($\geq .40$)を示した項目の評定値平均を各下位尺度得点とした(2因

表 2 自律的・依存的援助要請尺度（瀬尾、2007）11 項目の因子分析結果

		F1	F2
No.	第1因子:「自律的援助要請」		
2	分からないことがあった時、自分でいろいろ調べてから、先生に質問する。	.71	
5	先生に質問する時は、しっかり理解するまで説明してもらう。	.67	
8	先生に質問する時は、何が分からないのか考えた後に質問する。	.65	
10	先生に説明してもらう時は、解答だけでなく、考え方についても説明してもらう。	.63	
4	自分で考えて、どうしても分からない場合、先生に質問する。	.58	
7	先生に質問する時は、解答よりも、自分で解くためのヒントを教えてください。	.56	
1	質問する際には、自分の考えを先生に説明する。	.51	
No.	第2因子:「依存的援助要請」		
9	分からないことがあった時、自分で調べるよりも、先生に質問する。		.80
6	分からない箇所があった時、自分で考えるよりも、先生に聞いてもらう。		.71
11	もう少し考えれば理解できる場合でも、先生に質問する。		.59
3	何となく分からない時は、すぐ先生に質問する。		.55
因子寄与率(%)		25.4%	17.1%
累積寄与率(%)		25.4%	42.5%
内的整合性(α 係数)		.81	.75
因子間相関		F1	F2
F1		-	.07
F2			-

子の累積寄与率 = 43%)。

以上の手続きを経て選定した SRLS 尺度 20 項目、自律的・依存的援助要請尺度 11 項目について、再度主因子法・Promax 回転による因子分析を行った結果、SRLS 尺度 20 項目は表 1 で示す 4 因子解、自律的・依存的援助要請尺度 11 項目は表 2 で示す 2 因子解を得た。

SRLS 尺度 20 項目の第 1 因子は、「授業中に退屈した時、頑張って集中する」「授業内容に興味があっても、内容を理解するように努力する」等、自身の学修活動に対する動機付けに関する項目から構成されており、畑野ら（2011）における「動機づけ調整方略」因子と解釈した。第 2 因子は、「一週間の学習の予定を立てて行動する」「自分の出来る範囲を計画して学習する」等、自身の学修活動に対するプランニングに関する項目から構成されており、畑野ら（2011）における「行動調整方略」因子と解釈した。第 3 因子は、「物事がうまくいかなかった時、心配しなくていいと自分自身に言う」「自分が考えていたより物事が悪くな

りそうな時でも、心配しすぎないようにする」等、自身の学修活動の不調に伴う感情の制御に関する項目から構成されており、畑野ら（2011）における「感情調整方略」因子と解釈した。第 4 因子は、「授業内容に合わせて、学習方法を考え直す」「授業で理解すべき内容を考える」等、自身の学修活動を進める際に用いる方略に関する項目から構成されており、畑野ら（2011）における「認知調整方略」因子と解釈した（表 1）。

自律的・依存的援助要請尺度 11 項目の第 1 因子は、「分からないことがあった時、自分でいろいろ調べてから、先生に質問する」「先生に質問する時は、しっかり理解するまで説明してもらう」等、援助要請者が主体的に問題解決に取り組んでいることを示す項目から構成されており、瀬尾（2007）における「自律的援助要請」因子と解釈した。第 2 因子は、「分からないことがあった時、自分で調べるよりも、先生に質問する」「分からない箇所があった時、自分で考えるよりも、先生に聞いてもらう」等、援助要請者が問題解決を援

助者に委ねていることを示す項目から構成されており、瀬尾（2007）における「依存的援助要請」因子と解釈した（表2）。

2.3.3 下位尺度の構成

因子分析の結果に従い、自己調整学習方略を構成する3つの下位尺度、自律的・依存的援助要請を構成する2つの下位尺度を構成した。各下位尺度の項目得点の総和を項目数で除し、各々、「動

機づけ調整方略」得点（ $\alpha = .86$ ）、「行動調整方略」得点（ $\alpha = .83$ ）、「感情調整方略」得点（ $\alpha = .82$ ）、「認知調整方略」得点（ $\alpha = .75$ 。以上、SRLS尺度、表1）、「自律的援助要請」得点（ $\alpha = .81$ ）、「依存的援助要請」得点（ $\alpha = .75$ 。以上、自律的・依存的援助要請尺度、表2）とした。さらに、主体的な授業態度尺度9項目の項目得点の総和を項目数で除し、「主体的な授業態度」得点（ $\alpha = .82$ ）とした。

表3 SRLS尺度、主体的な授業態度尺度及び自律的・依存的援助要請尺度の下位尺度得点

人間発達学部				環境園芸学部			
1年 b * 3・4年				1年	3・4年		
自己調整学習方略	動機づけ調整	b **	Mean (SD)	3.77 (0.77)	3.30 (0.86)	3.69 (0.68)	3.51 (0.62)
	行動調整	a	Mean (SD)	3.24 (0.85)	2.94 (0.80)	3.28 (0.77)	3.06 (0.63)
	感情調整	a	Mean (SD)	3.07 (0.84)	2.91 (0.85)	3.07 (0.85)	3.05 (0.89)
	認知調整	c **	Mean (SD)	3.96 (0.75)	3.54 (0.72)	3.78 (0.71)	4.04 (0.60)
+: p < .10, *: p < .05, **: p < .01							
人間発達学部				環境園芸学部			
1年 3・4年				1年	3・4年		
主体的な授業態度			Mean (SD)	3.90 (0.62)	3.39 (0.64)	3.67 (0.54)	3.56 (0.58)
+: p < .10, *: p < .05, **: p < .01							
人間発達学部				環境園芸学部			
1年 3・4年				1年	3・4年		
援助要請	自律的要請		Mean (SD)	3.65 (0.72)	3.56 (0.65)	3.64 (0.69)	3.69 (0.53)
	依存的要請		Mean (SD)	2.72 (0.83)	2.52 (0.86)	2.78 (0.82)	2.52 (0.70)
+: p < .10, *: p < .05, **: p < .01							

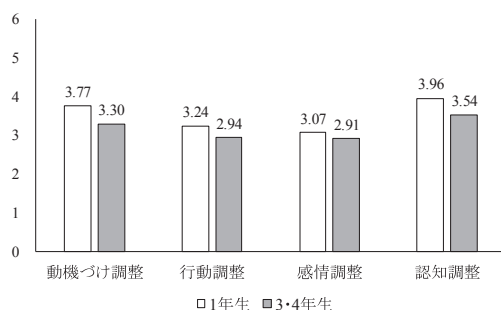


図1 SRLS尺度（人間発達学部）の下位尺度得点

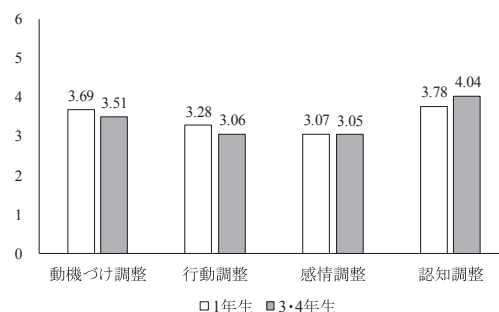


図2 SRLS尺度（環境園芸学部）の下位尺度得点

2.3.4 大学生における自己調整学習方略、主体的な授業態度及び自律的援助要請の発達の变化

人間発達学部及び環境園芸学部の1年生（各46名、45名）、3・4年生（各33名、36名）における、SRLS尺度、自律的・依存的援助要請尺度及び主体的な授業態度尺度の下位尺度の平均値と標準偏差は表3の通りであった。

初めに、SRLS尺度について、「学部（2条件）」「学年（2条件）」「下位尺度（4条件）」を独立変数とする、3要因混合計画の分散分析を行った。その結果、学年の主効果（ $F_{(1,156)} = 4.54, p < .05$, 3・4年生 < 1年生）及び下位尺度の主効果（ $F_{(3,468)} = 59.80, p < .01$, 行動調整・感情調整 < 動機づけ調整 < 認知調整）は有意であったが、2次の交互作用は有意ではなかった（ $F_{(3,468)} = 1.95, n.s.$ ）。「学部（2条件）」と「学年（2条件）」の交互作用が有意傾向であったため（ $F_{(1,156)} = 2.83, p < .10$ ）、単純主効果検定を行ったところ、人間発達学部における「学年（2条件）」の単純主効果が有意であり（ $F_{(1,77)} = 6.44, p < .05$, 3・4年生 < 1年生）、3・4年生における「学部（2条件）」の単純主効果が有意傾向であった（ $F_{(1,67)} = 3.66, p < .06$, 人間発達学部 < 環境園芸学部）（図1及び図2）。

次に、主体的な授業態度尺度について、「学部（2条件）」「学年（2条件）」を独立変数とする、被験者間2要因計画の分散分析を行った結果、交互作用が有意であった（ $F_{(1,156)} = 4.36, p < .05$ ）。学部の単純主効果を検定したところ、1年生において、環境園芸学部よりも人間発達学部の方が有意に高かった（ $F_{(1,156)} = 3.34, p < .07$ ）。次に、学年の単純主効果を検定したところ、人間発達学部において、1年生よりも3・4年生の方が有意に低かった（ $F_{(1,156)} = 13.93, p < .01$ ）（図3）。

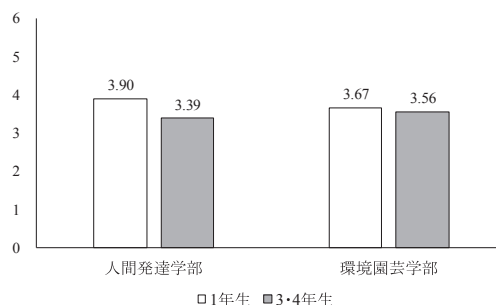


図3 主体的な授業態度尺度の下位尺度得点

最後に、自律的・依存的援助要請尺度について、「学部（2条件）」「学年（2条件）」「下位尺度（2条件）」を独立変数とする、3要因混合計画の分散分析を行った。その結果、下位尺度の主効果（ $F_{(1,156)} = 158.82, p < .01$, 依存的援助要請 < 自律的援助要請）は有意であったが、2次の交互作用は有意ではなかった（ $F_{(1,156)} = 0.39, n.s.$ ）。また、「学部」と「学年」（ $F_{(1,156)} = 0.04, n.s.$ ）、「学部」と「下位尺度」（ $F_{(1,156)} = 0.03, n.s.$ ）及び「学年」と「下位尺度」（ $F_{(1,156)} = 1.76, n.s.$ ）のいずれの交互作用も有意ではなかった（図4）。

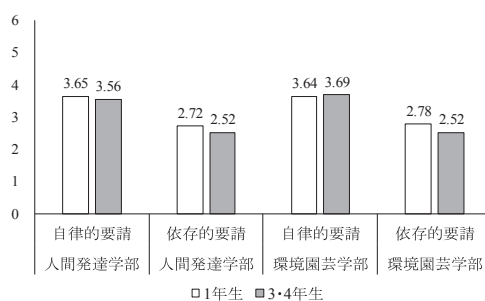


図4 自律的・依存的援助要請尺度の下位尺度得点

3. 研究2

3.1. 目的及び方法

自己調整学習方略と学業的援助要請及び主体的な授業態度に関する相関分析の結果、有意な相関関係が明らかになった（表4）。

自己調整学習方略が自律的・依存的援助要請及び主体的な授業態度尺度に与える影響を検討するため、SRLS尺度の下位尺度（4条件）を説明変数、自律的・依存的援助要請尺度の各下位尺度（2条件）及び主体的な授業態度尺度（1条件）を目的変数とする重回帰分析を行った。VIF（Variance Inflation Factor）の数値は全て基準内（> 10）であり、多重共線性の問題はないと考えられる。尚、変数選択にはステップワイズ法を用いた。

表4 自己調整学習方略と自律的・依存的援助要請及び主体的な授業態度に関する相関分析結果

自己調整 学習方略	援助要請		主体的な 授業態度
	自律的	依存的	
動機づけ調整	.48 **	.02	.62 **
行動調整	.51 **	.09	.41 **
感情調整	.31 **	-.06	.18 *
認知調整	.48 **	-.05	.43 **

+: $p < .10$, *: $p < .05$, **: $p < .01$

3.2. 結果

重回帰分析の結果、自律的援助要請の重決定係数 (R^2) は .37 ($p < .01$)、主体的な授業態度は .42 ($p < .01$) と有意な値であったが、依存的援助要請は .03 (n.s.) と有意ではなかった。各独立変数から従属変数への標準偏回帰係数は、表5に示す通りである。

自律的援助要請に対しては、SRLS 尺度の「動機付け調整」からの標準偏回帰係数 (.22)、「行動調整」からの標準偏回帰係数 (.26)、「認知調整」からの標準偏回帰係数 (.27) が1%水準で有意であった。一方、主体的な授業態度に対しては、SRLS 尺度の「動機付け調整」からの標準偏回帰係数 (.54)、「認知調整」からの標準偏回帰係数 (.21) が1%水準で有意であった。

表5 自律的・依存的援助要請及び主体的な授業態度に関する重回帰分析結果

自己調整 学習方略	援助要請						主体的な授業態度		
	自律的援助			依存的援助					
	<i>B</i>	<i>SE B</i>	β	<i>B</i>	<i>SE B</i>	β			
動機づけ調整	.19	.07	.22 **				.44	.05	.54 **
行動調整	.22	.07	.26 **						
感情調整									
認知調整	.24	.07	.27 **				.18	.06	.21 **
<i>R</i> ²	.37 **						.42 **		

+: *p* < .10. **p* < .05. ***p* < .01

4. 考察

4.1. 本研究のまとめ

本研究の目的は、在籍年数や在籍学部（及び教職課程履修の有無）の異なる大学1年生及び上級生に質問紙調査を行い、大学生における自己調整学習方略、主体的な授業態度及び自律的援助要請の発達の変化及び要因間の関連を検討すること

で、大学教職課程での自己調整学習方略等の習得を意図した教育的介入の必要性を検討することであった。

質問紙調査及び因子分析の結果、SRLS 尺度（4因子解）、自律的・依存的援助要請尺度（2因子解）共に先行研究と同様の下位尺度構造が得られたが、分散分析の結果、2次の交互作用は有意ではなかった。1次の交互作用に関しても、「学部」「学年」で有意傾向が見られたSRLS 尺度についても、教職課程を履修する学生が多い学部（人間発達学部）において在籍年数が上がることで全般に低下し、教職課程を履修する学生が少ない学部（環境園芸学部）よりも低くなるという結果であった。

本研究のデザインでは、所属学部と教職課程履修の有無が混在しているため明快な解釈を得ることは難しいが、自己調整学習方略の習得・適用に関しては、大学教育課程を経験するなかで全般に変容（低下）する面も含まれるものの、基本的には積極的、具体的介入が行われない限り、大幅な変容は生じにくい性質を持つものと解釈することが出来る。

一方、自己調整学習方略が自律的・依存的援助要請及び主体的な授業態度尺度に与える影響を検討した重回帰分析の結果からは、自己調整学習方略のなかでも「動機付け調整」「行動調整」「認知調整」方略を多く適用する学生ほど自律的援助要請を行い易く、「動機付け調整」「認知調整」方略を多く適用する学生ほど主体的な授業態度を取り易いことが示された。これらの結果は、大学教職課程での自己調整学習方略等の習得を意図した教育的介入の必要性を示唆するものと解釈することが出来る。

4.2. 今後の課題と展望

学生の「主体的な授業態度」に関して、「自己調整学習方略の適用」という観点から教育的介入の必要性を示唆した本研究は、（予習・復習等の）授業外時間の確保という量的側面が強調される現状において、学生の学習を（学習方略の習得・適用という）質的側面から測定・支援する視点の重要性を示すものである。畑野・溝上（2013）は、大学教員は学生の授業外学習時間を増加させる視

点を持つのみではなく、授業に主体的に関与させる視点を持つことが重要であると指摘する。自己調整学習方略の適用に関する教育的介入という観点からは、初年次教育の充実や高大連携の緊密化も重要であろうし、(特定の授業科目・教員による取り組みではなく)カリキュラム全体を通して系統的に学修成果を蓄積出来る体制作りも不可欠であろう。2020年からの次期学習指導要領の全面実施を控えた現在、教職課程履修学生が所属する各高等教育機関にとっては、自らの持つ「自ら学ぶ力」をいかに発揮できるかが、強く求められるといえる。

5. 引用・参考文献

- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological review*, 84, 191 – 251.
- 中央教育審議会. (2015). これからの学校教育を担う教員の資質能力の向上について (答申). http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo0/toushin/1365665.htm
- 藤田正. (2010). 大学生の自己調整学習方略と学業援助要請との関係. 奈良教育大学紀要 (人文・社会科学), 59 (1), 47 – 54.
- 藤田正. (2010). メタ認知的方略と学習課題先延ばし行動の関係. 奈良教育大学教育実践開発研究センター研究紀要, 19, 81 – 86.
- 藤田正, & 富田翔子. (2012). 自己調整学習に及ぼす学習動機および学習方略についての認知の影響. 奈良教育大学教育実践開発研究センター研究紀要, 21, 81 – 87.
- Hargreaves, A. (2003). *Teaching in the Knowledge society: Education in the age of insecurity*. Midenhead: Open University Press.
- 畑野快, 及川恵, & 半澤礼之. (2011). 大学生を対象とした自己調整学習方略尺度作成の試み. 日本教育心理学会第53回発表論文集, 325.
- 畑野快, & 溝上慎一. (2013). 大学生の主体的な授業態度と学習時間に基づく学生タイプの検討. 日本教育工学会論文誌, 37 (1), 13 – 21.
- 伊藤崇達. (2009). 自己調整学習の成立過程—学習方略と動機づけの役割—. 北大路書房.

伊藤崇達・塚野州一・中谷素之・市川伸一・岡田いずみ・岡田涼・瀬尾美紀子・植阪友理. (2009). 自己調整学習研究の新たな展開—学習者の動機づけと認知の関連の統合的理解に向けて—. 日本教育心理学会総会発表論文集, 51, S90 – S91.

Schunk, D. H., & Zimmerman, B. J. (1994). *Self-regulation of learning and performance: Issues and educational applications*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.

瀬尾美紀子. (2007). 自律的・依存低援助要請における学習観とつまづき明確化方略の役割—多母集団同時分析による中学・高校生の発達差の検討—. 教育心理学研究, 55, 170-183.

Zimmerman, B. J. (1989). A social cognitive view of self-regulated academic learning. *Journal of educational Psychology*, 81, 329 – 339.

6. 謝辞

本研究は、平成30年度南九州学園学長裁量費(重点課題型教学改革、事業課題:「教育評価法の確立を軸とした教育実習(事前事後指導)におけるPDCAサイクルの構築」)の助成を受けて行われた。ここに記し、感謝致します。

Summary

The purpose of this study was to examine the developmental change of the usage of self – regulated learning strategy (SRLS) , academic help-seeking, and active class attitude in college students and to consider the necessity of educational intervention in promoting the acquisition of SRLS in the universal courses by conducting a questionnaire survey for university first graders and senior students in two different departments. A factor analysis based on the survey of the scale of SRLS and academic help-seeking yielded four and two factors, as with previous studies, but three-way ANOVA showed no statistical difference regarding gradual acquisition of the SRLS usage both in two departments. Regression analyses revealed that motivating strategies, planning strategies, and cognitive strategies had a positive relation with autonomous help seeking, and that motivating strategies and cognitive strategies had a positive relation with active class attitude in college students. The results of this study indicated that the usage of SRLS in college students didn' t change dramatically without any educational intervention, which tended to decrease gently during the universal courses, and suggested the needs for consistent educational intervention. Finally, the limitations and future directions were discussed.

KEYWORDS : self-regulated learning strategy, academic help-seeking, active class attitude, college students, teacher-training course