

## CAMI (Control, Agency, and Means-Ends Interview) による 期待信念と授業選択, 学習行動の関連

梅 本 貴 豊<sup>1)</sup>

### 問題と目的

動機づけ研究において「期待」と「価値」が重要な役割を果たすとされている。なかでも、期待概念は Rotter の Locus of Control (1966), Seligman & Maier の学習性無力感 (1967), Weiner の原因帰属理論 (1972, 1979), Bandura の効力予期 (自己効力感), 結果予期 (1977) のように、様々な研究で扱われてきている。そして, Skinner, Chapman, & Baltes (1988a, 1988b) は, 手段の認識 (Means-Ends beliefs), 手段保有感 (Agency beliefs), 統制信念 (Control beliefs) という3つの信念からなる CAMI (Control, Agency, and Means-Ends Interview) という尺度を作成し, 期待概念を精緻に扱っている (Figure 1)。

手段の認識は「一般にどのような手段で目標が達成できるか」に関する期待であり, Locus of Control, 学習性無力感, 結果予期と同様に「手段と目標」間について扱っている。また手段の認識については Weiner の原因帰属 (1972, 1979) などを参照しながら, 努力, 能力, 運, 他者の援助, 未知の原因という5つの手段が挙げられている。手段保有感は, 「行為者が目標達成に必要な手段をどれくらい保有しているか」に関する期待であり, 効力予期と同様に「行為者と手段」間について扱っている。手段保有感についても, 努力, 能力, 運, 他者の援助と

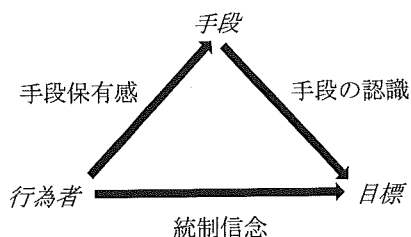


Figure 1 統制信念, 手段保有感, 手段の認識の関係 (Skinner, Chapman, & Baltes, 1988a)

1) 名古屋大学大学院教育発達科学研究科博士課程 (後期課程) (指導教員: 速水敏彦教授)

いう4つの手段が挙げられている。統制信念は上述したような手段を特定することなしに「自分が目標を達成できるか」に関する期待である。有能感 (competence; Harter, 1982; White, 1959) がこの統制信念に対応するといわれている (Skinner, Zimmer-Gembeck, & Connell, 1998)。以上の3つの信念からなる尺度として Skinner et al. (1988a, 1988b) は, CAMIを開発したが, 手段保有感, 手段の認識において, 努力や能力などの具体的な手段が扱われている点の特徴である。このように, CAMIは従来扱われてきた期待概念をより精緻化して扱っているといえる。

上述のように期待について扱う多くの理論があるが, Eccles & Wigfield (1985) は価値に注目し, ある課題に取り組む際の動機づけの価値的側面を課題価値 (task value) として概念化し, 4つの課題価値を挙げている。「内発または興味価値 (intrinsic or interest value)」は学習することの面白さや楽しさを意味する。「獲得価値 (attainment value)」はその課題をうまくやることに対する個人的な重要性を指す。「利用価値 (utility value)」は将来のゴールやキャリアに関連するものである。「コスト (cost)」は「課題従事の負の側面」を意味し, 成功に必要な努力量, 成功失敗に関する不安や恐れなどを指す。また, 伊田 (2001) は獲得価値を私的獲得価値, 公的獲得価値に, 利用価値を実践的利用価値, 制度的利用価値に精緻化して扱っている。このように動機づけ研究において課題に対する価値づけは期待概念と同様に重要視されており, その価値づけが動機づけや課題の選択などの行動に影響するとされている (Atkinson, 1964; Wigfield & Eccles, 2000)。

Atkinson (1964) や速水 (1998) は動機づけの指標の1つとして「課題の選択」を挙げている。大学生における課題選択の1つに授業選択が考えられるが, 三宅 (1999), 牧野 (2001) は大学生の授業選択には様々な態度がみられるとしている。ここでいわれる「態度」とは, 例えば「授業の内容が面白い」などとして扱われている。つまり, ここの「態度」は「その課題が面白い」など

の「価値」に対応するものであると考えられる。

Atkinsonは期待価値理論(1964)の中で, 期待(主観的な成功・失敗の確率)と価値(成功・失敗したときに得られる誇りや恥の感情)の積から動機づけを捉えている。そしてWigfield & Eccles(2000)は上述した4つの価値などを用いてAtkinsonの期待価値理論(1964)を精緻化し, 成功への期待や課題への価値づけが動機づけとなり, 遂行, 持続性, 課題の選択などの行動に影響を与えている。つまり, 期待と価値の関連を検討することで, 動機づけをよりよく捉えることができると考えられる。そこで, 期待を精緻に測定するCAMIと, 価値に対応する授業選択について, その関連を検討する。授業選択においては, 授業の特徴について提示し, その特徴をもった授業について履修したいかどうかを尋ね, その測定を行う。そして, 授業の特徴を設定するために, 課題価値における研究(Eccles & Wigfield, 1985; 伊田, 2001)を参考に, 「興味」, 「難易度」, 「有用性」の3つの次元を設定する。そして, その3次元についてそれぞれ高低を設定し, 8つの授業を想定する。

さて, 手段保有感とは, 自己効力感(Bandura, 1977)と同様に「行為者と手段」間を扱っている信念である。自己効力感とは「自分がその行動を行うことができるかどうか」という期待であり, 手段保有感の中でも内面的統制可能な要因である「努力」を扱う努力保有感にもっとも対応すると考えられる(Skinner et al., 1988b)。一方で自己効力感とは能力についての期待を反映したもの, つまり能力保有感に対応するという見方もある(長沼, 2004)。つまり, それぞれの研究の観点によって, 自己効力感に関連しているとされている部分が異なると考えられている。そして, 自己効力感を持つと挑戦的, 積極的な行動を行い(奈須, 1995), 困難な課題に取り組むとされているため(中田・塩見, 2000), 本研究における難しい内容の授業選択が, 努力保有感, 能力保有感との関連を示すと考えられる。

また, その授業を履修したとして各授業における授業への取り組み(学習行動)を自由記述で尋ねることとする。このとき, それぞれの授業において「授業内での学習への取り組みについて」, 「授業外での学習の進め方について」という2つの観点から回答を求める。CAMIと学習行動の関連については先行研究においても検討されているが(e.g., Chapman, Skinner, & Baltes, 1990; 熊谷・山内, 1999), 今回は尺度ではなく自由記述を用いることで授業内, 授業外における大学生の学習行動の現状を的確に捉えることができると考える。

さて, CAMIの手段保有感, 手段の認識には「他者の援助」という手段が含まれている。CAMIは基本的に学

習場面について扱われるので, 他者の援助は具体的に「教師(の援助)」として扱われている(e.g., 島袋・井上・瀬瀬, 1996)。学習場面において他者からの援助を受けることや, 援助を要請することは重要視され, 多くの研究で扱われている(佐藤・新井, 1998; 瀬尾, 2007, 2008)。学習場面において援助を受けるのは教師からだけでなく友人の場合も考えられる。近年, 協同学習などにおいても友人との関わりが重要視されてきている。しかし, 今までのCAMIの手段保有感, 手段の認識における他者の援助は教師として扱われているだけであり, 友人からの援助は想定していない。ただ, CAMIを就職活動場面に応用し, キャリアCAMIを作成した島袋・井上(1996)は, 他者の援助を想定した項目において「友人」を取り上げている。しかし, このキャリアCAMIでは, 友人, 教師, 家族などをまとめて「人的支援」という1つの手段として扱っている。そこで, 本研究では「教師」と「友人」を区別して手段保有感, 手段の認識に新たな手段として「友人」を追加する。

本研究では, 「友人」を新たに含めたCAMIと3次元からなる授業選択, 各授業内・外での学習行動との関連を検討する。

## 方法

### 調査対象

三重県内の国立大学の大学生1~4年生を対象とし, 188名に質問紙調査を行った。詳細は以下に記すが, 自由記述をおこなうことによる調査対象者の負担の多さを懸念し, パターン1, パターン2という2種類の質問紙を作成し, 学生にはどちらか一方が配布された。

回答に不備があった15名を除き, 173名(男子81名, 女子92名)を分析対象とした(平均年齢18.57, 標準偏差.97)。学年の内訳は, 1年生157名, 2年生12名, 3年生2名, 4年生2名であった。また, パターン1, 2における分析対象者の人数はTable 1に示す。

### 調査時期

2009年7月中旬

### 手続き

三重県内の国立大学における2つの「共通教育」の授業において質問紙を配布し, その場で回答を求め回収する一斉配布, 一斉回収方式による質問紙調査を行った。また, 2つのパターンについてできるだけ同数の回答者が得られるように2パターンの質問紙を交互に配布した。

### 調査内容

CAMI(43項目): 梅本・中西(印刷中)で挙げられた問題点を参考に尺度の修正を行った。また, 手段保有感, 手段の認識に新たな手段として「友人」を追加した。「友

Table 1 質問紙パターン別における自由記述の授業内容、人数

パターン	授業内容	n
1	内容が興味深く、難しく、将来に役立ちそうな授業 (IDU)	87
	内容が興味深く、難しく、将来に役立たなさそうな授業 (IDu)	
	内容が興味深くなく、易しく、将来に役立ちそうな授業 (idU)	
	内容が興味深くなく、易しく、将来に役立たなさそうな授業 (idu)	
2	内容が興味深く、易しく、将来に役立ちそうな授業 (IdU)	86
	内容が興味深く、易しく、将来に役立たなさそうな授業 (Idu)	
	内容が興味深くなく、難しく、将来に役立ちそうな授業 (iDU)	
	内容が興味深くなく、難しく、将来に役立たなさそうな授業 (iDu)	

注1) Iは興味 (interest), Dは難易度 (difficulty), Uは有用性 (utility) を示す  
 注2) アルファベットの大きい文字は「高」、小文字は「低」を表す

人」についての項目を作成する際、島袋・井上 (1996) が用いた、キャリアCAMIの「他者の援助」を想定した項目を参考にした。項目の回答形式は、「1 全くあてはまらない」「2 あてはまらない」「3 あてはまる」「4 よくあてはまる」の4件法であり、得点が高いほどその期待が高くなるように得点化した。

**授業履修意欲尺度 (8項目)：**授業の履修について尋ねる尺度を新たに作成した。授業に対する興味・難易度・有用性の3次元から、それぞれの高低の組み合わせにより8つの授業項目を想定した (Table 1)。項目の回答形式は、「1 全く履修しようと思わない」「2 履修しようと思わない」「3 どちらかという履修しようと思わない」「4 どちらかという履修しようと思う」「5 履修しようと思う」「6 必ず履修しようと思う」の6件法であり、値が高いほどその授業を履修したいと思っているように得点化した。

以上2つの尺度は、パターン1, 2において同様であった。**学習行動 (自由記述：各パターンに8つ)：**上記の授業履修尺度で尋ねた8つの授業それぞれについて、「授業内」「授業外」という2つの観点から授業への取り組みの自由記述を求めた。既述のように自由記述の多さからパターン1, 2を作成し、それぞれのパターンが8つの自由記述 (4授業 × 授業内・外) からなるようにした。各パターンの授業の内訳はTable 1に示す。また8つの授業を2つのパターンに分ける際、各次元の高低がどちらかのパターンに偏らないように配慮した。

## 結果

### 尺度の構成

統制信念については、梅本・中西 (印刷中) の尺度構成に従い、4項目について $\alpha$ 係数を算出した結果 $\alpha=.701$ という値が得られた。そのためその4項目を用いて下位

尺度の構成を行った (平均2.44, 標準偏差.51)。

手段保有感については、それぞれの因子を想定した15項目について確認的因子分析を行った。その結果、GFI=.874, AGFI=.821, CFI=.852, RMSEA=.074となった。因子負荷量を検討したところ、教師保有感を想定した1項目 (私が質問すると、先生はいつでもよく答えてくれる) と、方略保有感を想定した1項目 (私のテストの点が良くなったのは、勉強のやり方を変えたからだ) において、因子負荷量が.40を下回っていたため、この2項目を削除し再び確認的因子分析を行った。その結果、GFI=.897, AGFI=.843, CFI=.895, RMSEA=.070となったため、このモデルを採用した。手段保有感における確認的因子分析結果をTable 2に示す。

手段の認識についても、手段保有感と同様に、それぞれの因子を想定した18項目について確認的因子分析を行った。その結果、GFI=.873, AGFI=.826, CFI=.899, RMSEA=.060となった。因子負荷量を検討したところ、努力の認識を想定した1項目 (友達が勉強がよくできるのは、授業中先生の説明をよく聞いているからだ) と、能力の認識を想定した1項目 (いろんなことをよく知っているのは、その学生が勉強がよくできるからだ) と、方略の認識を想定した1項目 (勉強のやり方を変えたので、その学生は成績が上がったのだと思う) において、因子負荷量が.40を下回っていたため、この3項目を削除し再び確認的因子分析を行った。その結果、GFI=.906, AGFI=.859, CFI=.941, RMSEA=.053となったため、このモデルを採用した。手段の認識における確認的因子分析結果をTable 3に示す。

それぞれの因子を構成する項目群を下位尺度の項目として、その項目ごとの得点を合計したものを項目数で割った値を下位尺度得点とした。信頼性係数の推定のため、各下位尺度において $\alpha$ 係数と相関係数を算出した。

Table 2 手段保有感における確認的因子分析結果と各下位尺度の平均値および標準偏差

	F1	F2	F3	F4	F5	F6
〈努力保有感〉平均 2.90, 標準偏差 .51, $\alpha=.684$						
16 やる気になったら, 私は学校の勉強で一生懸命頑張れる	.770					
29 その気になれば先生の説明をよく注意して聞けると思う	.696					
2 私は授業中, 先生の説明をよく聞いている	.556					
〈能力保有感〉平均 2.09, 標準偏差 .50, $\alpha=.663$						
30 私は学校の勉強ではよくできる方に入る	.763					
17 私は頭がいい方なので, 特に頑張らなくても学校でよくできる	.616					
3 特に頑張らなくても, 授業の内容はすぐ理解できる	.471					
〈運保有感〉平均 2.27, 標準偏差 .59, $\alpha=.743$						
4 私がテストで良い点が取れるのは, 運がいいからだ			.868			
18 私が良い成績が取れるのは, 運がいいからだと思う			.775			
31 学校の勉強では, 私は運がよく, ついでていることが多いと思う			.495			
〈教師保有感〉平均 2.07, 標準偏差 .51, $r=.417$						
5 私を気に入っている先生がたくさんいると思う				.650		
32 私は先生によい学生だと思われていると思う				.642		
〈方略保有感〉平均 2.28, 標準偏差 .58, $\alpha=.798$						
6 私の成績が良いのは勉強のやり方がいいからだと思う					.824	
20 私がテストで良い点が取れるのは勉強のやり方がいいからだ					.806	
〈友人保有感〉平均 2.72, 標準偏差 .59, $r=.665$						
21 私には, 勉強についてアドバイスをくれる友人がいる						.882
34 私には, 勉強について相談できる友人がいる						.824
7 私には親しい友人がたくさんいると思う						.453
因子間相関	F2	.251	—	—	—	—
	F3	-.183	-.075	—	—	—
	F4	.194	.479	.136	—	—
	F5	.204	.531	-.106	.291	—
	F6	.022	.073	.160	.390	-.004

注1) 数値は因子負荷量を示す

注2) 2項目からなる因子については, それらの項目の相関係数によって信頼性を示した

その結果, 教師保有感と努力の認識については, 今回の研究では十分な信頼性が得られなかったと判断し, 以後の分析からは除外した。手段保有感, 手段の認識の下位尺度ごとの平均値, 標準偏差,  $\alpha$ 係数はTable 2, 3にあわせて示す。

次に, CAMIにおける各変数間の相関係数を算出した (Table 4)。その結果, 統制信念と努力保有感, 能力保有感, 方略保有感との間に比較的強い相関が示されたが, 運保有感, 友人保有感との関連は示されなかった。運や友人などは外的要因として解釈ができ (Weiner, 1972, 1979), 外的要因の保有感が高くても, 成功できそうだという期待とは関連しないことが分かる。また, 教師の認識と友人の認識では他の期待と異なる関連の仕方を示しており, 全く同一の期待ではないことが分かる。

授業履修尺度については, 1つの項目が1つの授業を

表しているため, それぞれの項目ごとに平均値, 標準偏差, 相関係数を算出した (Table 5)。相関分析の結果, IDUとIDuが最も強い相関を示した。また, IDuと, Iduも強い相関を示した。これらは3次元のうち2次元の高低が同じであり, 同じような内容の授業が選択されることを表している。また, 3次元とも高低が異なる授業同士は負の相関を示しており, ある授業を選択したら, その授業と正反対の内容の授業は選択しないということを示している。授業選択においては似たような内容の授業が選択され, 正反対の内容の授業は選択されない傾向があることが分かる。

#### CAMIと授業選択の関連

CAMIと授業選択の関連を検討するために, CAMIの各変数と8つの授業項目間において相関係数を算出した (Table 6)。その結果, 授業選択と主に関連を示したのは,

Table 3 手段の認識における確認的因子分析結果と各下位尺度の平均値および標準偏差

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7
〈努力の認識〉平均 3.12, 標準偏差 .51, $r=.352$							
22 友達が学校の成績が良いのは, 頑張って勉強しているからだ		.799					
8 授業内容を正しく理解できるのは, その学生がちゃんと復習しているからだ		.441					
〈能力の認識〉平均 2.48, 標準偏差 .62, $r=.592$							
9 授業で先生の質問に正しく答えられるのは, その学生がもともとよくできるからだ					.804		
36 難しい勉強が理解できるのは, その学生がもともとよくできるからだ					.737		
〈運の認識〉平均 1.93, 標準偏差 .44, $\alpha=.738$							
24 友達がテストで良い点が取れるのは, だいたい運がいいからだ						.735	
10 友達の成績が良いのは, もともとその学生の運がいいからだ						.726	
37 友達が先生の質問に答えられたのは, たまたま運がいい時が多いと思う						.628	
〈教師の認識〉平均 2.12, 標準偏差 .49, $\alpha=.661$							
43 友達のテストの点が良いのは, 先生がよく教えているからだ						.860	
38 友達が勉強がよくできるのは, 先生のおかげだと思う						.619	
11 友達が勉強がよくできるのは, 先生と親しいからだ						.431	
〈方略の認識〉平均 3.11 標準偏差 .54, $r=.510$							
25 友だちがテストで良い点がとれるのは勉強のやり方がいいからだ						.862	
12 友だちの成績がいいのは勉強のやり方がいいからだ						.592	
〈友人の認識〉平均 2.39, 標準偏差 .56, $\alpha=.797$							
41 ある学生が勉強がよくできるのは, 友人からアドバイスを受けているからだ						.812	
27 ある学生が勉強がよくできるのは, 友人のおかげだと思う						.742	
14 ある学生のテストの点が良いのは, 勉強について相談できる友人がいるからだ						.708	
〈未知の原因〉平均 2.04, 標準偏差 .56, $\alpha=.822$							
40 友達がテストでよくできたのは, どうしてなのかよく分からない						.828	
26 友達の成績が良くなったのは, 何故だ分からない						.785	
13 友達がいつもよりテストで良い点が取れるのは, なぜか分からない						.728	
	因子間相関	F2	F3	F4	F5	F6	F7
		-.035	-.310	.040	.571	.265	-.304
		—	.472	.146	.256	.073	.266
		—	—	.443	-.079	.335	.596
		—	—	—	.151	.687	.348
		—	—	—	—	.286	-.126
		—	—	—	—	—	.341
		—	—	—	—	—	—

注1) 数値は因子負荷量を示す

注2) 2項目からなる因子については, それらの項目の相関係数によって信頼性を示した

Table 4 CAMI (統制信念・手段保有感・手段の認識) における各変数間の相関係数 (N=173)

	統制信念	努力保有感	能力保有感	運保有感	方略保有感	友人保有感	能力の認識	運の認識	教師の認識	方略の認識	友人の認識
努力保有感	.455**										
能力保有感	.508**	.110									
運保有感	-.047	-.128	.052								
方略保有感	.396**	.149	.368**	-.020							
友人保有感	.127	.006	.088	.133	.019						
能力の認識	.087	-.006	.224**	.048	.215**	.005					
運の認識	.076	-.040	.294**	.381**	.171*	.235**	.342**				
教師の認識	.213**	.146	.149	.119	.105	.169*	.103	.378**			
方略の認識	.185*	.301**	-.036	.070	.205**	.139	.173*	-.021	.137		
友人の認識	.040	-.008	.102	.168*	-.013	.274**	.059	.268**	.490**	.203**	
未知の原因	-.029	-.027	.228**	.264**	.000	-.026**	.219**	.462**	.296**	-.050	.281**

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

Table 5 授業履修尺度における8つの授業選択の相関係数, 平均値, 標準偏差 (N=173)

	IDU	IDu	IdU	Idu	iDU	iDu	idU	Mean	SD
IDU								4.64	.90
IDu	.507**							3.14	1.34
IdU	.068	-.073						5.73	.56
Idu	.080	.436**	.295**					4.18	1.18
iDU	.392**	.244**	-.062	-.178*				3.16	1.11
iDu	-.025	.196*	-.387**	-.159*	.124			1.32	.69
idU	-.076	-.252**	.191*	.062	.334**	-.249**		4.13	1.19
idu	-.231**	-.106	.006	.256**	-.028	.233**	.353**	2.46	1.23

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

Table 6 CAMIにおける各変数と授業履修尺度における8つの授業選択との相関係数 (N=173)

	統制信念	努力保有感	能力保有感	運保有感	方略保有感	友人保有感	能力の認識	運の認識	教師の認識	方略の認識	友人の認識	未知の原因
IDU	.243**	.150*	.174*	-.052	.098	-.061	.025	-.160*	.046	.066	-.057	-.061
IDu	-.079	-.116	.056	-.031	-.004	-.119	-.043	-.057	-.029	.011	-.044	.024
IdU	-.027	.060	-.081	-.037	-.090	.000	.003	-.133	-.138	.013	-.009	-.041
Idu	-.167*	-.169*	-.123	.049	-.019	-.038	-.071	-.092	-.154*	-.046	-.083	-.034
iDU	.224**	.194*	.121	-.060	.100	.021	.038	.027	.172*	-.039	-.042	-.035
iDu	.019	-.045	.205**	.166*	.052	.041	.123	.334**	.162*	-.042	.165*	.300**
idU	.036	.005	-.093	.052	.033	.035	.102	-.013	-.094	-.059	-.115	-.166*
idu	-.064	-.189*	.026	.184*	.049	.136	.221**	.306**	.133	-.042	.073	.112

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

統制信念, 努力保有感, 運の認識であった。

次に, CAMIの各変数と授業選択の各次元との関連を検討した。まず, 興味の次元について, 興味の高さのみを示すように8項目を計算した。具体的には, 「IDU得点-iDU得点」というように, 興味以外の次元の高低が同一である項目について差得点を算出することで興味の高さのみを表す4項目を作成した。そして, CAMIの各変数を独立変数, 興味4項目から潜在変数である「興味」を構成し, 従属変数とした共分散構造分析を行った。その際Table 4に示した5%水準で有意であった相関関係に基づいて, 独立変数間に共分散を仮定した。そのモデルについて分析を行ったところ, 適合度指数が, GFI=.938, AGFI=.879, CFI=.947, RMSEA=.048となったため, このモデルを採用した。有意な標準偏回帰係数を示したのは, 能力の認識 ( $\beta = -.186, p < .05$ ), 運の認識 ( $\beta = -.249, p < .05$ ) であった ( $R^2 = .167$ )。

次に, 難易度の次元について, 興味の次元と同様の手続きで分析を行ったところ, 適合度指数が, GFI=.939, AGFI=.883, CFI=.968, RMSEA=.040となったため, このモデルを採用した。有意な標準偏回帰係数を示したのは, 能力保有感 ( $\beta = .252, p < .05$ ) のみであった ( $R^2 = .118$ )。

次に, 有用性の次元についても同様の手続きで分析を行ったところ, 適合度指数が, GFI=.917, AGFI=.838,

CFI=.895, RMSEA=.068となったため, このモデルを採用した。有意な標準偏回帰係数を示したのは, 努力保有感 ( $\beta = .261, p < .05$ ) のみであった ( $R^2 = .234$ )。

#### CAMIと授業における学習行動の関連

授業における学習行動の自由記述について, 授業内における記述と授業外における記述を区別しその分類を行った。パターン1における2名と, パターン2における2名の計4名については, 自由記述部分に不備がみられたため以後の分析からは除外した。また分析対象者によっては, 授業内容や, 授業内・外ごとに自由記述に記述してある部分と記述していない部分がみられた。そのような分析対象者は記述してある部分については分析に含め, 記述していない部分については分析から除外した。それぞれの授業内容について, 授業内, 授業外ごとに分析の対象となった人数はTable 7, 8に示す。

自由記述については, まずそれぞれの記述に含まれる学習行動を1つ1つ細かく分類した(例: 「話を聞いて理解しようとする」という記述を, 「話を聞く」と「理解しようとする」に分類)。その後, 授業内, 授業外のそれぞれの学習行動においてKJ法によりカテゴリー分類を行った。その結果, 授業内においては, 「話を聞く」, 「ノートをとる」, 先生に質問する, 友人に聞くといった「人的リソース」, 「集中」, 「努力」, 理解する, 覚える,

Table 7 各授業内におけるカテゴリ別学習行動記述数と記述人数

	IDU	IDu	idU	idu	IdU	Idu	iDU	iDu	計
話を聞く	58	47	44	18	63	54	42	15	341
ノートをとる	39	23	24	15	41	21	30	16	209
人的リソース	13	10	1	0	6	4	4	4	42
集中	80	47	32	11	83	44	38	8	343
努力	14	13	5	5	3	4	16	4	64
認知的取り組み	27	8	23	5	19	16	35	7	140
消極的姿勢	3	13	13	54	2	6	14	52	157
単位・テスト重視	3	9	8	19	4	7	2	10	62
計	237	170	150	127	221	156	181	116	1358
人数	85	82	83	82	84	84	83	83	

Table 8 各授業外におけるカテゴリ別学習行動記述数と記述人数

	IDU	IDu	idU	idu	IdU	Idu	iDU	iDu	計
予習・復習	71	32	23	7	49	13	36	7	238
情報収集	36	18	3	0	29	17	16	6	125
認知的取り組み	15	7	16	3	13	4	17	6	81
人的リソース	14	5	2	0	4	3	12	3	43
消極的姿勢	5	30	46	62	17	41	20	50	271
単位・テスト重視	5	13	10	21	9	17	11	22	108
計	146	105	100	93	121	95	112	94	866
人数	85	81	83	83	83	82	81	80	

役に立つところを考える、ノートをまとめるといった「認知的取り組み」、何もしない、授業に関係ないことをする、寝るといった「消極的姿勢」、テストを意識して、単位のため授業を受けるといった「単位・テスト重視」という8つの学習行動カテゴリが得られた。授業内の各カテゴリに分類された記述数を授業ごとにTable 7に示す。

授業外においては、「予習・復習」、気になることを本で調べる、分からなかったところをインターネットで調べる、関連する本などを読むといった「情報収集」、理解する、考える、覚える、ノートを工夫してまとめるといった「認知的取り組み」、「人的リソース」、何もしない、違う勉強をするといった「消極的姿勢」、テストを意識して、単位のために学習するといった「単位・テスト重視」という6つの学習行動カテゴリが得られた。また、授業外の各カテゴリに分類された記述数を授業ごとにTable 8に示す。なお、1人から複数の記述が得られるこ

ともあったため、Table 7, 8の記述数と記述人数は一致していない。

次に、CAMIと各授業内における学習行動との関連を検討した。まず、各授業内の各学習行動について、そのカテゴリの記述を書いた人には「1」、書いていない人には「0」というダミーコードを与え、各授業別の学習行動に対して主成分分析（バリマックス回転）を行った。なお、2値形式のアイテム・カテゴリ型データに対する主成分分析の解は、双対尺度法を適応した場合の解と極めて近い関係になることが明らかにされている（山田・西里, 1993）。また村上（1997）はカテゴリカルデータについて得られた主成分得点行列には、直交回転に関する自由度があり、単純構造にむけて回転をかけることで解釈が極めて有利になることを指摘している。

主成分数の決定に関しては、解釈可能性の観点から行った。また、iDuについては主成分数が1となり回転がかけられなかったため、以降の分析からは除外した。主成分分析の際、Table 7において記述数が10未満の学習行動は、その授業内における学習行動を反映してはいないと考えられたため分析から除外した。また学習行動の除外により、ある授業内容において学習行動が1つも

2) IDU, IdU, Iduについては後の重回帰分析で、CAMIの各変数から学習行動への有意な影響がみられなかったため、主成分分析結果を省略した。

Table 9 各授業内における学習行動の主成分分析結果

IDu の授業内における 学習行動の主成分分析結果 (n=80)			idU の授業内における 学習行動の主成分分析結果 (n=75)		
	1	2		1	2
消極的姿勢	<b>-.816</b>	.015	話を聞く	<b>.778</b>	-.280
話を聞く	<b>.774</b>	-.051	消極的姿勢	<b>-.737</b>	<b>-.446</b>
集中	<b>.616</b>	<b>.528</b>	集中	<b>.630</b>	.176
人的リソース	.088	<b>.685</b>	ノートをとる	-.111	<b>.837</b>
ノートをとる	-.099	<b>.679</b>	認知的取り組み	.274	<b>.515</b>
努力	-.043	<b>-.648</b>	寄与	1.63	1.28
寄与	1.66	1.63	累積寄与率 (%)	32.65	58.14
累積寄与率 (%)	27.72	54.91			

idu の授業内における 学習行動の主成分分析結果 (n=81)			IDU の授業内における 学習行動の主成分分析結果 (n=83)		
	1	2		1	2
集中	<b>.799</b>	-.030	消極的姿勢	<b>-.847</b>	-.201
話を聞く	<b>.715</b>	-.036	集中	<b>.688</b>	.070
単位・テスト重視	-.162	<b>.942</b>	話を聞く	<b>.651</b>	-.386
消極的姿勢	<b>-.585</b>	<b>-.726</b>	努力	.053	<b>.837</b>
ノートをとる	.318	.068	認知的取り組み	.296	<b>.591</b>
寄与	1.62	1.42	ノートをとる	.080	-.311
累積寄与率 (%)	32.39	60.81	寄与	1.71	1.34
			累積寄与率 (%)	28.53	50.87

注) 太字は負荷量が .400 以上

Table 10 各授業外における学習行動の主成分分析結果

IDu の授業外における 学習行動の主成分分析結果 (n=76)			idU の授業外における 学習行動の主成分分析結果 (n=79)		
	1	2		1	2
予習・復習	<b>.832</b>	-.111	消極的姿勢	<b>-.939</b>	.142
消極的姿勢	<b>-.814</b>	<b>-.528</b>	予習・復習	<b>.776</b>	.359
情報収集	<b>.471</b>	-.111	情報収集	.107	<b>-.929</b>
単位・テスト重視	-.134	<b>.977</b>	認知的取り組み	.187	<b>.591</b>
寄与	1.60	1.23	寄与	1.53	1.36
累積寄与率 (%)	39.88	71.23	累積寄与率 (%)	38.27	72.31

注) 太字は負荷量が .400 以上

得られない分析対象者が出てくるため, そのような個人は各分析についてそれぞれ除外した。授業内における学習行動の主成分分析結果と分析対象者数を Table 9 に示す<sup>2)</sup>。また, 各主成分分析において, 分析対象者ごとに主成分得点を算出した。

そして, CAMI が授業内における学習行動に与える影響を検討するために, 各授業内の各学習行動の主成分得点を従属変数, CAMI の各変数を独立変数として重回帰分析を行った。IDu においては, 「共同作業」を表して

いると考えられる第2主成分へ方略の認識から正の影響がみられた ( $\beta = .293, p < .05, R^2 = .172, n.s.$ )。idU においては, 「傾聴」を表していると考えられる第1主成分へ統制信念, 未知の原因から正の影響, 教師の認識からは負の影響がみられた (それぞれ  $\beta = .418, p < .05; \beta = .310, p < .05; \beta = -.342, p < .05, R^2 = .209, n.s.$ )。また, 「作業学習」を表していると考えられる第2主成分へ運の認識から負の影響がみられた ( $\beta = -.403, p < .05, R^2 = .256, n.s.$ )。idU においては, 「成績重視学習」を表していると考えら



れる第2主成分へ運の認識から負の影響がみられた ( $\beta = -.275, p < .05, R^2 = .206, n.s.$ )。iDUにおいては、「努力学習」を表していると考えられる第2主成分へは方略の認識から負の影響がみられた ( $\beta = -.324, p < .05, R^2 = .159, n.s.$ )。

次に、同様の手続きでCAMIと各授業外における学習行動との関連を検討した。また、IDUについては主成分数が1となり回転がかけられなかったため、以降の分析からは除外した。また、iduとiDuについては記述数が10未満の学習行動を除外すると「消極的姿勢」、「単位・テスト重視」という2つの学習行動しか残らなかったため、分析からは除外した。授業外における学習行動の各主成分分析の結果と分析対象者数をTable10に示す<sup>3)</sup>。

そして、授業外の各学習行動についても同様の手続きで重回帰分析を行った。IDUにおいては、「積極的学習」を表していると考えられる第1主成分へ友人保有感から負の影響がみられた ( $\beta = -.279, p < .05, R^2 = .231, n.s.$ )。IdUにおいては、「積極的な予習・復習」を表していると考えられる第1主成分へ方略の認識から正の影響がみられた ( $\beta = .276, p < .05, R^2 = .167, n.s.$ )。また、「認知的学習」を表していると考えられる第2主成分へ統制信念から正の影響がみられた ( $\beta = .421, p < .01, R^2 = .233, n.s.$ )。

## 考察

### CAMIと授業選択の関連

CAMIと3次元の高低から構成した授業選択との関連を検討したところ、主に授業選択と関連を示したのは、統制信念、努力保有感、運の認識であった。統制信念と正の関連を示した授業は、難易度、有用性がともに高い授業であり、負の関連を示したのは難易度、有用性がともに低い授業であったため、授業選択において統制信念を持つ人は挑戦的で有用性の高い授業を選ぶ傾向があると考えられる。努力保有感も統制信念とほぼ同じような傾向を示しており、努力保有感を持つ人も授業選択において挑戦的で有用性の高い授業を選ぶと考えられる。

また、運の認識は興味、有用性が低い授業と正の関連を示し、興味、有用性が高い授業とは負の関連を示した。運の認識と正の関連を示した内容が興味深くなく、難しく、将来に役立たなさそうな授業 (iDu)、内容が興味深くなく、易しく、将来に役立たなさそうな授業 (idu) はTable 5から大学生にとってはあまり履修したくない授業だと分かる。その授業と関連を示したということは、

逆に運が成功につながるという期待を持たない人ほど、興味・有用性の低い授業を選択せず、興味・有用性の高い授業を選ぶ可能性があるということが考えられる。また運保有感を持つ人も同様の授業選択の傾向を示しており、運保有感の有用性を示す研究とは異なる結果である (Chapman et al., 1990)。

次に、CAMIと授業選択における、興味、難易度、有用性との関連を検討したところ、「興味」については能力の認識、運の認識から負の影響が、「難易度」については能力保有感から正の影響が、「有用性」については努力保有感から正の影響が示された。

まず、運の認識については、自己調整学習方略に対しても負の影響を与えることが示されており (熊谷・山内, 1999; 梅本・中西, 印刷中)、今回の結果からも運が成功につながるという期待は学習を阻害することが分かる。また、同様に能力が成功につながるという期待を持つと、興味深い授業を選ばないことが分かる。つまり、運のよさや能力の高さが良い成績を取ることにつながるなら、自分ではどうにもならないので、興味がある授業でも選択をしなくなってしまうと考えられる。難易度の高い授業選択については、能力保有感の正の影響が示された。能力保有感是自己効力感に対応する期待であるとされており (長沼, 2004)、自己効力感を持つ人ほど挑戦的で、積極的な行動を示すという知見と一致する (奈須, 1995)。つまり、自分には能力があるという期待が高いと、難しい課題へも挑戦できるのであろう。また、能力保有感と同様に自己効力感に対応するとされている努力保有感 (Skinner et al., 1988b)、有用性の高い授業選択に正の影響を示した。努力保有感、能力保有感是自己効力感に対応するといわれているが (Skinner et al., 1988b; 長沼, 2004)、関連する授業選択の次元は異なっていた。

今回検討したCAMIと授業選択の関連だが、全体的に $r = .350$ 以下という低い相関しか示されなかった。「価値」が課題選択に影響するといわれていることから (Wigfield & Eccles, 2000)、授業選択においては期待からの影響よりも、その授業が持つ価値自体が選択行動に影響を与えていると考えられる。

### CAMIと授業における学習行動の関連

CAMIと授業内・外における学習行動との関連を検討したところ、各期待はそれほど多くの学習行動に影響を与えておらず、各決定係数の値も有意ではなかった。これは授業における学習行動については期待からの影響よりも、授業内容からの影響の方が強いのではないかと考えられる。そのため本研究では授業内容や授業内・外を考慮した考察には限界があると考え、期待と学習行動の

3) idU, Idu, iDUについては後の重回帰分析で、CAMIの各変数から学習行動への有意な影響がみられなかったため、主成分分析結果を省略した。

関連のみに注目して考察を行う。ただ、未知の原因については先行研究とは異なる結果が示されたため、授業内容の観点からも考察を行った。

まず方略の認識は、共同作業、積極的な予習・復習を促進させるが、努力学習を抑制するという結果がえられた。方略の認識が学習行動を促すことが示唆されたが、努力学習の抑制や、共同学習には主成分分析において「努力」という学習行動が負の負荷を示していることから、方略が結果につながるのに単にがんばるといった努力を重視した学習は行わないということを反映していると考えられる。

統制信念は、傾聴や認知的学習を促進させることが示唆された。統制信念の有用さは先行研究で示されており (Little, Oettingen, Lindenberger, & Baltes, 1995; Oettingen, Little, Lindenberger, & Baltes, 1994; 鈴木, 1997, 1999), 成功できるという期待が多くの学習行動を促すことが分かる。一方、教師の認識は傾聴を抑制することが示された。この結果は、成績や予習復習をするなどの課題解決の情報処理と負の関連を示したという先行研究 (Little et al., 1995; Oettingen et al., 1994; 鈴木, 1997) と一致する。教師の援助が成功につながるという期待は、自分から学習行動に取り組むことを阻害するのである。

また運の認識は、作業学習、成績重視学習を抑制することが示された。この結果は、運の認識が学習行動を阻害することを示した先行研究と一致するものである (熊谷・山内, 1999; Little et al., 1995; Oettingen et al., 1994)。運が成功につながるのだから、作業を重視した学習や、さらには成績を重視した学習でさえも取り組まないのであろう。さらに友人保有感は積極的学習を抑制することが示された。これは「人任せにしまい、自分から学習を行わない」という友人保有感のネガティブな側面を示していると考えられる。しかし今回の結果だけでは友人保有感が学習において不適応的だと結論づけるには早急であると考えられるため、今後の更なる検討が必要となる。

そして未知の原因が、傾聴を促すという結果が示された。今回の結果は、未知の原因が学習行動を抑制するという先行研究とは異なるものである (Little et al., 1995; Oettingen et al., 1994; 鈴木, 1997)。これは、授業内容が簡単で、将来に有用な授業内容のため、何が結果につながるか分からなくても、とりあえず話を聞いておこうということを反映しているのかもしれない。この先行研究との結果の違いについては慎重になるべきであり、今後の検討が必要である。

本研究では、CAMIと授業選択、そして授業における

学習行動との関連を検討した。その結果、授業選択と関連するのは、主に統制信念、努力保有感、運の認識であった。そして、授業における学習行動に関しては方略の認識、統制信念の有用性が示唆された。また、今回新たに「友人」を手段として加えたが、授業選択においてはほとんど関連を示さず、授業における学習行動に関しても有用な結果は示されなかった。

## 今後の課題

本研究における質問紙調査は7月に行われ、対象者は大学1年生が中心である。大学1年生は大学に入学して間もないため、授業における学習にまだ慣れていないと考えられる。また、大学1年生の履修する授業は一般教養の科目が多く、専門科目を履修する大学2年生以上とでは自由記述の記述結果が異なると考えられるため、今後は学年を考慮した検討が望まれる。

また、確認的因子分析において、それぞれの想定した因子に対して高い負荷を示さない尺度項目がいくつかあった。そのためそれらの項目を削除して分析を進めたが、項目数が少なくなると信頼性も低下すると考えられる。今後は尺度項目、因子構造の見直しも必要となる。

## 引用文献

- Atkinson, J. W. (1964). *An introduction to motivation*. Princeton, New Jersey: Van Nostrand.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84, 191-215.
- Chapman, M., & Skinner, E. A., & Baltes, P. B. (1990). Interpreting correlations between children's perceived control and cognitive performance: Control, agency, or means-ends beliefs? *Developmental Psychology*, 26, 246-253.
- Eccles, J. S., & Wigfield, A. (1985). Teacher expectancies and student motivation. In Dusek, J.B. (Eds.), *Teacher Expectancies*, pp. 185-226. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Harter, S. (1982). The perceived competence scale for children. *Child Development*, 53, 87-97.
- 速水敏彦 (1998). 自己形成の心理 金子書房
- 伊田勝憲 (2001). 課題価値評定尺度作成の試み 名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀要. 心理発達科学, 48, 83-95.
- 熊谷友紀子・山内弘継 (1999). 知覚された信念が自己調整学習におよぼす影響について 日本教育心理学会総会発表論文集, 41, 554.

- Little, T. D., Oettingen, G., Lindenberg, U., & Baltes, P.B. (1995). Children's action-control beliefs about school performance: How do American children compare with German and Russian children? *Journal of Personality and Social Psychology*, 69, 686-700.
- 牧野幸志 (2001). 大学生の一般的授業選択態度と成績との関連(1) — 一般的授業選択態度のタイプ分け — 高松大学紀要, 36, 67-77.
- 三宅幹子 (1999). 大学生における授業選択態度のタイプと授業評価, 自己評価, 及び成績の関係 広島大学教育学部紀要 第一部 (心理学), 48, 141-148.
- 村上 隆 (1997). カテゴリカル・データの非計量的主成分分析の応用 名古屋大学教育学部紀要 (心理学), 44, 87-105.
- 長沼君主 (2004). 自律性と関係性からみた内発的動機づけ研究 上淵 寿 (編著) 動機づけ研究の最前線 (pp. 30-60) 北大路書房
- 中田 栄・塩見邦雄 (2000). 児童の自己統制の変容とその規定要因の検討—課題選択場面における認知構造の変換過程と自己統制および自己効力との関係— 日本教育心理学会第42回総会発表論文集, 660.
- 奈須正裕 (1995). 期待概念としての自己効力 宮本美沙子・奈須正裕 (編) 達成動機の理論と展開—統一・達成動機の心理学— (pp. 115-122) 金子書房
- Oettingen, G., Little, T. D., Lindenberg, U., & Baltes, P.B. (1994). Causality, agency, and control beliefs in East versus West Berlin children: A natural experiment on the role of context. *Journal of Personality and Social Psychology*, 66, 579-595.
- Rotter, J. B. (1966). Generalized expectancy for internal vs. external control of reinforcement. *Psychological Monographs*, 80, 1-28.
- 佐藤 純・新井邦二郎 (1998). 学習方略の使用と達成目標及び原因帰属との関係 筑波心理学研究, 20, 115-124.
- Seligman, M. E. P., & Maier, S. F. (1967). Failure to escape traumatic shock. *Journal of Experimental Psychology*, 74, 1-9.
- 瀬尾美紀子 (2007). 自律的・依存的援助要請における学習観とつまづき明確化方略の役割 — 他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.
- 瀬尾美紀子 (2008). 学習上の援助要請における教師の役割 — 指導スタイルとサポート的態度に着目した検討 — 教育心理学研究, 56, 243-255.
- 島袋恒夫・井上 厚 (1996). キャリアCAMIによる大学生の職業意識の分析 — キャリアCAMI尺度の作成 — 琉球大学教育学部紀要, 49, 172-187.
- 島袋恒夫・井上 厚・廣瀬 等 (1996). 沖縄県の児童・生徒の学習統制感と原因帰属に関する発達の研究 (1) — CAMIの構造とその発達 — 琉球大学教育学部紀要, 48, 387-404.
- 島袋恒夫・伊良波 剛 (2003). 中学生の学習統制感と原因帰属に関する研究—CAMIによる琉球大学教育学部附属中学校の特徴— 琉球大学教育学部紀要, 62, 285-296.
- Skinner, E. A., Chapman, M., & Baltes, P. (1988a). Control, means-ends, and agency beliefs: A new conceptualization and its measurement during childhood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 117-133.
- Skinner, E. A., Chapman, M., & Baltes, P. (1988b). Children's beliefs about control, means-ends, and agency: Developmental differences during middle childhood. *International Journal of Behavioral Development*, 11, 369-388.
- Skinner, E. A., Zimmer-Gembeck, M. J., & Connell, J. P. (1998). Individual differences and the development of perceived control. *Monographs of the Society for Research in Child Development*, 63 (2-3, Whole No. 204)
- 鈴木 誠 (1997). 理科教育における学習意欲の構造に関する研究 (4) — 児童や生徒の自己効力感, 認知的方略のメタ認知, 及び社会的関係性の発達の变化について — 日本理科教育学会研究紀要, 38, 11-21.
- 鈴木 誠 (1999). 理科の学習場面における自己効力感, 学習方略, 学業成績に関する基礎的研究 理科教育学研究, 40, 11-23.
- 梅本貴豊・中西良文 (印刷中). CAMI (Control, Agency, and Means-Ends Interview) による期待信念と学習行動の関連—努力と方略の信念の弁別— 教育心理学研究
- Weiner, B. (1972). *Theories of motivation*. Chicago, IL: Rand McNally.
- Weiner, B. (1979). A theory of motivation for some classroom experiences. *Journal of Educational Psychology*, 71, 3-25.
- White, R.W. (1959). Motivation reconsidered: The concept of competence. *Psychological Review*, 66, 297-333.
- Wigfield, A. & Eccles, J. S. (2000). Expectancy-value

theory of achievement motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 68-81.

山田文康・西里静彦 (1993). 双対尺度法に関するいくつかの特性 —2値形式のアイテム・カテゴリー型データに対する適応— 行動計量学, 20, 56-63.

## 謝辞

本論文は三重大学大学院教育学研究科に提出した修士論文 (平成21年度) の一部を再分析し, 加筆・修正を行ったものです。本論文の作成にあたり, ご指導くださいました三重大学教育学部の中西良文先生に深く感謝申し上げます。また, 調査にご協力頂きました学生の皆様に心よりお礼申し上げます。

(2010年11月15日受稿)

ABSTRACT

Relations between Beliefs Measured  
by the Control, Agency, and Means-Ends Interview (CAMI),  
Course Selection, and Learning Behavior of University Students

Takatoyo UMEMOTO

This study examined relations between beliefs measured by the Control, Agency, and Means-Ends Interview (CAMI), course selection, and learning behavior of university students. A self-report questionnaire survey was conducted on 173 undergraduates. The results of SEM indicated that Agency beliefs for effort influenced choice of course content based on potential future benefits, Agency beliefs for attributes influenced choice of course difficulty, and Means-Ends beliefs for attributes and luck influenced choice of course appeal to interest. The results of regression analysis indicated that Means-Ends beliefs for strategy and Control beliefs influenced a lot of learning behaviors of university students. However, standardized partial regression coefficients were not largely so and all coefficients of determination were not significant. This result suggested that learning behaviors of university students were influenced not by beliefs, but mainly values perceived in course. The implications of beliefs on course selection and learning behavior were discussed.

Key words: Control, Agency, and Means-Ends Interview (CAMI); course selection, learning behavior, value