

【共同研究】

経年で比較した初年度大学生における学習スタイルの特徴と 学業への親和性の相違

— クラスタ判別分析による分類の一致率 —

鈴木 賢男* 岡田 斉**

Features of learning styles of college students throughout their freshmen year
and the effect of those styles on the affinity for academic life:
concordance of classification according to cluster discriminant analysis

Masao SUZUKI, Hitoshi OKADA

The purpose of this study was to examine whether results of cluster analysis of learning styles of freshmen (Suzuki & Okada, 2016) were only temporary. In Study I, scores on 6 scales for learning motivation according to a two-factor model (Ichikawa, 2001), scores on 4 scales for learning strategies (Ichikawa, 2001), and scores on 3 scales for the outlook on learning served as variables in cluster analysis using Ward's method. One hundred and twenty-two subjects were classified into 4 groups using categories similar to those in a previous study (Suzuki & Okada, 2016). Forty-one subjects were "emotional learners," 22 were "reasoned learners," 12 were "passiveness learners," and 37 were "purposeful learners." In study II, canonical discriminant analysis was performed with the cluster number serving as an objective variable and scores on the 13 aforementioned scales serving as explanatory variables. Results agreed with the previous results of cluster analysis with a rate of concordance of 85.7%, and 5 explanatory variables were entered in a stepwise manner: being motivated to learn for self-respect and reward and seeing learning as active, independent, and continuous behavior. In study III, discrimination by cluster analysis and discrimination by cluster discriminant analysis were performed to compare differences in the average level of affinity for academics. Both analyses yielded similar results.

Key words : 授業満足度、学習動機、学習方略、学習観

はじめに

鈴木・岡田 (2016) では、大学初年度における学習者の幾つかの典型的な学習スタイルとなるパ

ターンを、学習動機6尺度、学習方略4尺度、学習観3尺度の計13尺度を変数として投入したクラスタ分析によって見出した。一つの群は、「情緒型学習者」で、学習動機の「報酬志向」「自尊志向」が強く、学習方略では「失敗の柔軟性」「方略志向」が低くて、学習観は全体として中程度であることが特徴的であった。別の群となる「思考型学習者」は、学習動機の「充実志向」「実用志向」

* すずき まさお 文教大学人間科学部非常勤講師

** おかだ ひとし 文教大学人間科学部臨床心理学科

が強く、学習方略の「失敗の柔軟性」「方略志向」が高く、学習観は全体として同様に中程度であった。また、「受身型学習者」となる群は、学習動機が全般的に弱く、学習方略では、「失敗の柔軟性」「方略志向」が弱く、学習観も全体として低くなっていた。そして、最後の「意志型学習者」は、学習動機における6尺度が全般的に高く、「失敗の柔軟性」や「方略志向」も高く、なおかつ学習観も全体として高い傾向にあった。

これらの学習スタイルに群別された調査対象者が、半期の学習が終了する際に、どのような授業に関する意識を持つのかを、鈴木・岡田(2016)では、同時に検討されていた。それによれば、授業満足度の一つの指標である「満足授業率」は、思考型学習者と情緒型学習者が高く、学校が好きになってきたとするような「学校親和」、授業内での学習内容をしっかりとやっていきたい「学習親和」、学習すること自体が楽しくなったとする「見聞親和」は、意志型学習者と思考型学習者が同程度に高いという特性も見出すことができた。

しかしながら、これらの特性が、一時に得られるクラスターのものであるとすれば、その都度のパターンを見定めるしかなく、学習スタイルは、状況的に変わりやすいもの、変わりゆくものとなってしまう、安定した類型化を望むのは難しくなる。そこで、本研究では、実態として、鈴木・岡田(2016)で確認された学習スタイルが、比較的に恒常的なものと考えられる可能性があるのかどうかを検討することとした。

方法

1. 授業の開始時(4月)における質問紙調査

鈴木・岡田(2015, 2016)では、継続して、半期(春学期;前期)が始まる時期の最初に、授業開始時における質問紙調査を行ってきた。本年度(2016年度)においても、ほぼ同様に行った。調査内容は、次の四点となった。一つ目は、高校時代の諸活動への積極的関与を問う10項目に対して、強制選択法(はい・いいえ)で回答してもらった。二つ目は、学習動機(学習する目的)についての質問項目で、「人は一般になぜ勉強をし

ているんだと思いますか。当てはまる程度を回答してください。」との教示後に、市川(2001)の36項目に対して5件法(かなり思う—全く思わない)での回答を得た。また、三つ目の学習方略についても、市川(2001)によるものを用い、「以下にあげる学習のしかたや考え方について、自分に当てはまる程度を回答してください」と教示をした後に、25項目に対して5件法(よく当てはまる—全く当てはまらない)で回答を得た。四つ目は、鈴木・岡田(2016)で因子分析の結果から採択した学習観の17項目に、8項目を加えて、計25項目とし、学習に向けた自己の心構えについて「以下の意見に、あなたはどの程度賛成できますか」と教示した後に、5件法(賛成—反対)で回答を得た。

2. 授業の終了後(8月)における質問紙調査

半期の授業が全て終えられた後、授業終了時の質問紙調査を実施した。調査内容は、次の五点であった。これに関しても、鈴木・岡田(2015, 2016)における終了時調査と、ほぼ同様な質問構成とした。一つ目は、大学での諸活動への積極的関与について、上記と同一の10項目を用いて回答を得た。二つ目は、半期で受講した科目数と、その中で受けて良かったと思った(満足した)科目数を直接記入して回答してもらった。また、別途、「大学での全般的な授業満足度は主観的に何%程度ですか」という教示で、大学での全般的な授業満足度を主観的確率としてパーセンテージでの回答を得た。

三つ目は、授業実感(授業全体を通して得られた感じ)について、「大学での勉強に対しては、全般的にどんな気持ちを抱えていますか」との教示後に、「疲れることが多かった」「出来てうれしいことがあった」などの項目で、鈴木・岡田(2016)における因子分析で採択された24項目に、新たに6項目を加えて、計30項目に対する回答を得た。四つ目は、学習者が期待する学習支援についての質問項目で、「授業内容が理解できなかったり、作業が上手くできなくて困っている時に、どのようなサポートがほしいですか」との教示後に、「何回でも説明してほしい」「個別にアドバイ

スがほしい」などの28項目（鈴木・岡田：2016）を、そのまま採用した。五つ目の学業に関する親和性については、鈴木・岡田（2016）で作成した項目に、2項目について変更を加えた15項目を用い、「半期の学校生活を通して、今現在感じていること」との教示後に、「もっとたくさん勉強をしたい」「この学校のことが好きになった」などの項目に対して、回答を得た。以上に関しては、すべて7件法（全くそう思う—全くそうは思わない）で回答を求めた。

3. 対象者

対象者は、2016年度入学の人文社会・教育系大学の二学部122名の初年度大学生（大学1年生）であり、男性39名、女性83名であった。そのうち、人文社会系学部の学生は61名（男性20名、女性41名）で、教育系学部の学生は61名（男性19名、女性42名）であった。授業開始時における平均年齢は、男性が18.2才（SD=0.40）、女性が18.2才（SD=0.44）で、全体では18.2才（SD=0.55）であり、授業終了時における平均年齢は、男性が18.4才（SD=0.53）、女性が18.4才（SD=0.58）、全体で18.4才（SD=0.57）となっていた。

4. 手続き

授業開始時の質問紙は、著者の担当する科目を履修した学習者で、2016年4月18日～27日の期間で、初回の授業を終えた後に一斉に配布し、自宅で回答をしてもらった後に、翌週以降で回収をした。授業終了後の質問紙は、2016年8月1日～3日で、定期試験期間中に行われた当該科目の試験終了後に、一斉に配布し、その場で回答・回収を行った。

研究 I 同一基準によるクラスターの経年比較

1. 目的

鈴木・岡田（2016）と同一尺度、同一項目での回答を得た調査対象者の授業開始時の学習動機や学習方略、学習観のそれぞれの下位尺度を変数として、初年度学生の学習スタイルについてクラス

タ分析を行い、鈴木・岡田（2016）と同様なクラス属性になるのかを調べた。

2. 分析

(1) 学習動機に関する36項目は、鈴木・岡田（2015, 2016）と同様に、探索的因子分析を実施して、主因子解による2因子抽出の後、それぞれの因子を構成する項目を再度、最尤法によって、回転解をもとめたところ、それぞれの因子を構成する項目には、ほとんど異動が認められなかった。従って、本研究においても、市川（2001）に基づき、以下のように、6つの学習動機に関する尺度得点を算出した。学習内容と学習目的が密接に関連している動機（内容関与動機）としては、学習自体が楽しいからとする「充実志向」（ $\alpha=.81$ ）、知的な力を鍛えるためとする「訓練志向」（ $\alpha=.69$ ）、将来の仕事や生活に生かすためとする「実用志向」（ $\alpha=.72$ ）、また、学習内容とは関連をもっていない動機（内容分離動機）として、他者への関心によってつられている「関係志向」（ $\alpha=.75$ ）、プライドや優越感によって支えられている「自尊志向」（ $\alpha=.81$ ）、報酬を得る手段としての「報酬志向」（ $\alpha=.78$ ）の計6つとなる尺度を構成し、各尺度を構成する6項目の評定点を合成して、項目数で除算したものを尺度得点とした。

(2) 学習方略に関する24項目についても、鈴木・岡田（2015, 2016）と同様に、市川（2001）に基づき、失敗は悪いことではなく、学習のための有効な情報として臨めることのできる「失敗に対する柔軟性」（ $\alpha=.43$ ）と、答えに至るまでのプロセスを重視する「思考過程の重視」（ $\alpha=.62$ ）、学習の方法をいろいろ工夫していける「方略志向」（ $\alpha=.35$ ）、丸暗記ではなくて理解することを大切にする「意味理解志向」（ $\alpha=.42$ ）の程度を、逆転項目の処理をした後、各尺度を構成する6項目の評定点を合成して、項目数で除算することで尺度得点とした。

(3) 学習観17項目に対しては、最尤法による因子分析を実施した結果、3因子を抽出し、回転バリマックス解を得た（累積寄与率52.8%）。旧因子（鈴木・岡田, 2016）で「主体性」の因子を構成した項目は概ねF1の因子を構成するものと

なったが、「17. 同じことを学んでもあきるとい
ことはない」は、総じて、因子負荷量が低く
(F1:.13, F2:.13, F3:.29)、比較的、負荷量の高いF3
因子（継続性）を構成する項目となっていた。旧
因子における「自律性」では、「3. 自分の学びに
は自分で責任を持つ。」は、F1因子（主体性）の
因子負荷量が最も高くなっていた（.67, .27, .12）。
また、「6. 自らの考えやアイデアを大事にしてい
きたい。」（.52, .52, .00）、「8. 上手くいかなくても、
何度でも、学びなおせばよい。」（.48, .46, .24）は、
F1因子（主体性）の因子負荷量がF2と同程度で
はあるが、比較的高くなっていた。最後に、「継
続性」では、「13. 学ぶことは、人としての義務で
ある。」（.09, .43, .38）、「14. 学ぶことは、一生涯
続けなければならない。」（.25, .37, .36）が、F2因
子（自律性）の因子負荷量がF3と同程度ではあ
るが、比較的高くなっていた。以上、6項目（17
項目中35%）の異同が見られたが、このうち、旧
因子に該当する負荷量と2倍程度以上の差が生じ
たのは、「17.」「3.」の2項目（17項目中12%）で
あった（Table 1）。従って、旧因子の構成と
88%の一致率であるとの判断をしたうえで、全
ての項目を、旧因子のままを構成するものとし
て扱った。信頼性係数は、「主体性」（ $\alpha=.84$ ）、「自
律性」（ $\alpha=.88$ ）、「継続性」（ $\alpha=.71$ ）であった。

また、これらの因子を構成する項目の評定点を合
成し、項目数で割ることによって、尺度得点とし
た。

これにより、鈴木・岡田（2016）と同一項目同
一尺度として扱うことになり、経年におけるクラ
スタリングの比較が可能になるものとした。

（4）以上の分析で得られた尺度得点を変数とし
て投入し、距離をユークリッド平方距離とする
Ward法による階層的クラスタ分析を行った。
デンドログラムの示す枝の長さが比較的短くな
る手前が4つに分岐していたことと、鈴木・岡田
（2016）によるクラスタ数が4と判断されていた
ことから、クラスタ数を4とすることが適当である
と判断し、調査対象者122名をクラスタリングし
た。クラスタの構成人数は、欠損値によりクラ
スタ化が不可能な10名を除いて、クラスタ1（以降、
Clu1）に所属する者は41名（36.6%）、クラスタ2
（Clu2）は37名（33.0%）、クラスタ3（Clu3）は
12名（10.7%）、クラスタ4（Clu4）は22名（19.6%）
となった。

3. 結果

（1）学習動機に関して、クラスタによる群別の
平均値の差を検定するために、1要因4水準の分散
分析を行った。多重比較はTukeyのHSD法を用

Table 1. 学習観に関する因子分析のバリマックス回転解の因子負荷量

旧因子	項目	F1	F2	F3	h^2
主体性 1	自分から積極的に学ぶつもりである。	.85	.16	.26	.54
主体性 2	粘り強く学び続けていくつもりである。	.76	.27	.21	.69
自律性 3	自分の学びには、自分で責任を持つ。	.67	.27	.12	.72
主体性 4	何かを真剣に学んでみたいと、常に、感じている。	.56	.19	.33	.50
主体性 5	新しいことは、できるだけ学んで吸収したい。	.54	.30	.29	.72
自律性 6	自らの考えやアイデアを大事にしていきたい。	.52	.52	.00	.53
主体性 7	少々のことでは、学ぶことをあきらめたりしない。	.49	.31	.27	.85
自律性 8	上手くいかなくても、何度でも、学びなおせばよい。	.48	.46	.24	.50
主体性 9	知らないことやわからないことを放っておけない。	.46	.23	.21	.34
自律性 10	学ぶことによって、人はより良く成長できる。	.34	.72	.24	.33
自律性 11	自ら学んでいく力をつけたいと思う。	.41	.70	.27	.81
自律性 12	学んで自分を高めることは、人生において重要だと思う。	.36	.60	.48	.70
継続性 13	学ぶことは、人としての義務である。	.09	.43	.38	.46
継続性 14	学ぶことは、一生涯続けなければならない。	.25	.37	.36	.47
継続性 15	しっかりと学ばなければ、社会に貢献できない。	.20	.11	.89	.40
継続性 16	学ぶことを通して、人として完成される。	.32	.35	.53	.31
主体性 17	同じことを学んでいても、あきるといことはない。	.13	.13	.29	.12
寄与率		23.2	16.2	13.4	

いた。その結果、内容分離動機である「関係動機」($F(3,108)=12.77, p<.01$) は、Clu1 ($\bar{x}=3.07$) とClu2 (2.92)、Clu3 (2.68) が5%水準で有意に高く、Clu4 (2.07) が有意に低くなっており、「自尊動機」($F(3,108)=42.95, p<.01$)では、Clu2 (3.73) が5%水準で有意に高く、Clu1 (3.46) とClu3 (2.94) と続き、Clu4 (2.19) が有意に最も低く、「報酬動機」($F(3,108)=26.84, p<.01$)では、Clu1 (3.31) と、Clu2 (3.33)、Clu3 (3.08) が5%水準で有意に高く、Clu4 (2.18) が有意に低くなっていた。内容関連動機である「充実動機」($F(3,108)=23.07, p<.01$)では、Clu2 (4.04) が5%水準で最も有意に高く、次いでClu1 (3.36) となり、Clu3 (2.86) とClu4 (3.11) が有意に低くなっており、「訓練動機」($F(3,108)=10.88, p<.01$)では、Clu1 (3.63) とClu2 (3.90) が5%水準で有意に高くなっており、Clu3 (2.97) とClu4 (3.39) が比較して有意に低くなっており、「実用動機」($F(3,108)=21.34, p<.01$)は、Clu2 (4.21) が5%水準で最も有意に高く、次いでClu1 (3.86)、Clu4 (3.52)、Clu3 (3.03) と順番に、有意に低くなっていた。(Figure 1)

(2) 次は、学習方略に関して、群別の平均値の差を検定するために、1要因4水準の分散分析を行った。多重比較はTukeyのHSD法を用いた。その結果、「意味理解志向」($F(3,108)=4.5, n.s.$)は、Clu1 (3.09) とClu2 (3.11)、Clu3 (2.94)、Clu4 (3.00) で、ほぼ同様な結果となった。「思考過程

の重視」($F(3,108)=4.18, p<.01$)では、Clu2 (3.20) とClu4 (3.30) が5%水準で有意に高く、次いで、Clu1 (2.98) で、Clu3 (2.64) が有意に低くなっていた。「失敗に対する柔軟性」($F(3,108)=8.02, p<.01$)に関しては、Clu2 (3.51) が5%水準で有意に高く、次いでClu4 (3.23)、Clu1 (3.01) とClu3 (3.01) が、有意に低くなっていた。最後に、「方略志向」($F(3,108)=2.28, p<.10$)では、Clu2 (3.27) が5%水準で有意に高く、次いでClu1 (3.17) とClu4 (3.05) が続き、Clu3 (2.89) と有意に低くなっていた。(Figure 2)

(3) 最後に、学習観についても、群別の平均値の差を検定するために、1要因4水準の分散分析を行った。多重比較はTukeyのHSD法を用いた。その結果、「主体性」($F(3,108)=49.32, p<.001$)に関しては、Clu2 (5.80) が、5%水準で最も有意に高く、次いでClu1 (4.78) とClu4 (4.89) が同程度で続き、Clu3 (3.73) で有意に低かった。「自律性」($F(3,108)=65.08, p<.001$)では、Clu2 (6.33) が、5%水準で有意に高く、次いでClu1 (5.26) とClu4 (5.54) が同程度で続き、Clu3 (4.06) と、有意に低くなっていた。最後に、「継続性」($F(3,108)=42.84, p<.001$)においては、Clu2 (6.09) が、5%水準で最も有意に高く、Clu1 (5.12)、Clu4 (4.68)、Clu3 (3.81) と順番に、有意に低くなっていた。(Figure 3)

クラス (人)	内容分離動機			内容関与動機			
	関係	自尊	報酬	充実	訓練	実用	
Clu1	41	3.07	3.46	3.31	3.36	3.63	3.86
Clu2	37	2.92	3.73	3.33	4.04	3.90	4.21
Clu3	12	2.68	2.94	3.08	2.86	2.97	3.03
Clu4	22	2.07	2.19	2.18	3.11	3.39	3.52
全体	112	2.78	3.24	3.07	3.48	3.60	3.82

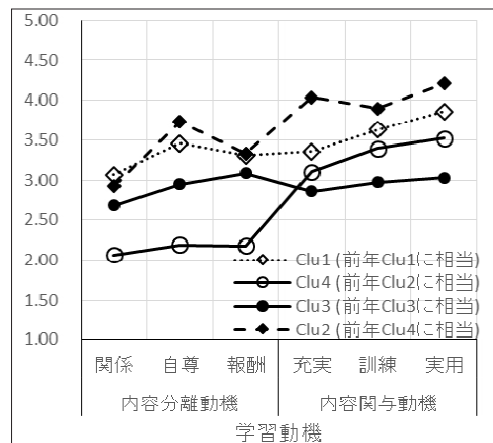


Figure 1. クラスター別の学習動機の平均値

クラス	人数	意味理解	思考過程	失敗柔軟	方略志向
Clu1	41	3.09	2.98	3.01	3.17
Clu2	37	3.11	3.20	3.51	3.27
Clu3	12	2.94	2.64	3.01	2.89
Clu4	22	3.00	3.30	3.23	3.05
全体	112	3.06	3.08	3.22	3.15

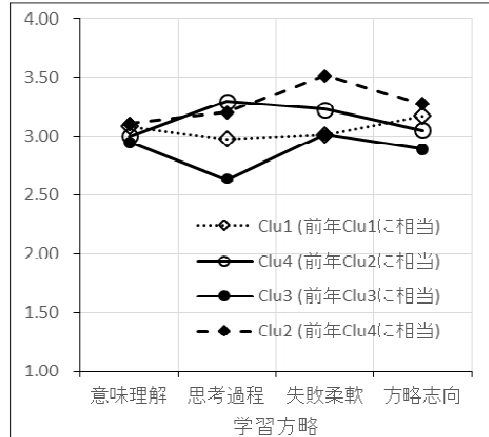


Figure 2. クラスタ別の学習方略の平均値

クラス	人数	主体性	自律性	継続性
Clu1	41	4.78	5.26	5.12
Clu4	22	4.88	5.54	4.68
Clu3	12	3.73	4.06	3.81
Clu2	37	5.80	6.33	6.09
合計	112	5.02	5.54	5.21

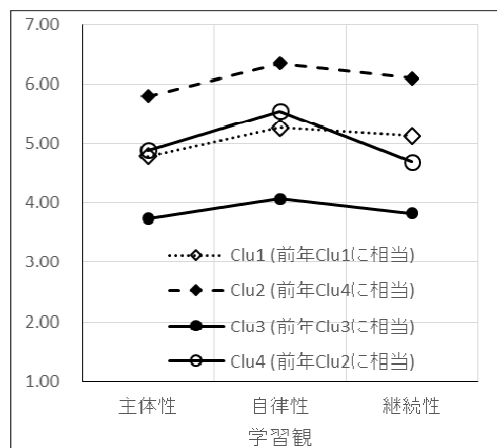


Figure 3. クラスタ別の学習観の平均値

4. 考察

学習動機および学習方略、学習観の三側面の尺度で、相対的に他の群よりも低位の値を示しているClu3を本研究における基準集団と考えることとした。

Clu3は、学習動機の面では、「内容分離動機」と「内容関与動機」の高さが、それほど変わらず、学習目的については、総じて、いずれもあまり高くない値を示していることがわかった。また、学習方略の面においても、「意味理解志向」「思考過程の重視」「失敗に対する柔軟性」「方略志向」のいずれの志向性も低く、学習の仕方を考えることに意識が向けられていない様子が窺えた。特に、「思考過程の重視」が低くなっているのが特徴で

あった。最後に、学習観においても、いずれの低位尺度でも相対的に低位を示しており、学習に関する自己の心構えに対しては、消極的であることが窺われた。これらの特徴を、鈴木・岡田 (2016) のClu3と照合すると、一部、学習動機で「内容関与動機」が低くなっているなどの違いはあったが、ほぼ同様な傾向が認められたので、名称を変えることなく、学習そのものに対して意欲性の低い「受身(うけみ)型学習者」とすることができた。「内容関与動機」の低下は、むしろ今回の実態の方が受身型には適合しやすいと思われた。

これに比べ、Clu4は、学習動機の面で比較的同様で、総じて低い傾向を示してはいたが、「内容分離動機」はClu3(受身型学習者)に比べ低く、

「内容関与動機」では比較的高い傾向にあることがわかった。また、学習方略の面では、どの学習方略も高い値で均一化しており、他の群よりも、学習の仕方に偏りがなく、バランスよく効果的に学習をすることができる可能性の高いことが示された。学習観では、「主体性」や「自律性」は比較的高いものの、「継続性」の値が低く、Clu3よりは強いが、忍耐的・義務的な面での意欲は比較的弱いことが考えられた。これらの特徴を、鈴木・岡田（2016）のClu2と照合すると、一部、「内容分離動機」の著しい低さなどの相違はあるものの、ほぼ同様な傾向が認められたので、名称はもとのままで、学習においては思考を優位とさせる「思考型学習者」とした。また、「内容分離動機」の低さは、思考型としては、むしろ今回の方が理解しやすかった。

次に、Clu1は、学習動機の面で、「内容関与動機」ではClu4（思考型学習者）に近い値を示すが、「内容分離動機」も「内容関与動機」と同程度に高い値を示していることがわかった。また、学習方略の面では、どの学習方略も相対的に低い値を示しており、Clu3（受身型）に近似していることがわかった。受身型同様、自分で意図的に学習を進めて工夫していく可能性が比較的低いことが考えられたが、受身型では最も低かった「思考過程の重視」に値の落ち込みが、それほどなく、面倒のかかる学び方でも努力を惜しまない可能性が受身型よりは高いことが窺われた。学習観では、「継続性」には比較的高い認識を示すものの、「主体性」が低くなっていることがわかった。これらの特徴を、鈴木・岡田（2016）のClu1と照合すると、ほぼ同様な傾向を認めることができたので、名称をそのまま、特に対人的な感情を優位とさせる「情緒型学習者」とした。

最後に、Clu2は、学習動機の面では、「内容分離動機」と「内容関与動機」のいずれも比較的高い値を示し、より「内容関与動機」が高くなっているが、「自尊志向」の高さが特徴的であった。また、学習方略の面では、「意味理解志向」や「思考過程の重視」よりも、「失敗の柔軟性」や「方略志向」の特性を高く示していることから、学習内容の理解に向ける方略そのものよりも、学

習を続けていくことに、より焦点づけられていることが窺われるところとなった。学習観では、「主体性」「自律性」「継続性」とも、他の群と比べて高く、学習に対する認識が強いことが示唆された。これらの特徴を、鈴木・岡田（2016）のClu4と照合すると、学習方略の志向性の高さが、全体的に、思考型学習者を上回るところに相違が現れたが、「失敗柔軟」が他の方略志向よりも高い値を示すという特徴あるパターンを示していることや、他の特徴も、ほぼ同様な傾向を認めることができたので、これについても、名称を変えることなく、学習そのものに意欲性が高い「意欲型学習者」とした。

研究Ⅱ 学習スタイルによるクラスタの判別分析

1. 目的

研究Ⅰで得られた前年と同じ特徴をもつ学習スタイルのクラスタに対して、線形的な関数による分類が可能かどうか、また、それをを用いた場合、元のクラスタとの一致率が、どの程度になるかについて、調べることを目的とした。

2. 分析

研究Ⅰでクラスタ分析に投入した変数と同じ変数を説明変数とし、クラスタのカテゴリを目的変数として、正準判別分析を行った。説明変数は、学習動機の下位尺度である「充実志向」「訓練志向」「実用志向」「関係志向」「自尊志向」「報酬志向」の6尺度と学習方略の「意味理解志向」「思考過程の重視」「失敗に対する柔軟性」「方略志向」の4尺度、学習観の「主体性」「自律性」「継続性」の3尺度であった。目的変数は、クラスタのカテゴリを示す名義尺度として、1から4の数字をわりあてた。説明変数は、ステップワイズ法により選択され、選択はF値をもとにして、SPSSver23におけるデフォルト値である投入F=3.84、除去F=2.71で選別されて、説明変数として投入された。

3. 結果

(1) ステップワイズ法により最終的に投入され

た変数は、学習動機である「自尊志向」「報酬志向」の2つと、学習観である「自主性」「自律性」「継続性」の3つ、計5つであった。判別関数は3つ生成され、一つ目のモデル式の固有値は4.064（寄与率81.0%）で正準相関係数は $r=.90$ 、二つ目は固有値0.952（寄与率19.0）で $r=.70$ 、三つ目は固有値0.004（寄与率0.1%）で $r=.06$ であった。これらのモデル式による判別で、説明変数の平均値に差があるのかどうかを調べるために、Wilksのラムダ検定を行ったところ、 $\Lambda=1.101$ ($x^2=244.379$, $df=15$, $p<.001$) で、平均値の差は有意であると認められた。従って、三つの判別式は0.1%水準で、有意な判別関数式であることが認められた。また、BOXのM検定により、 $M=62.13$ ($F(45, 6927.7)=1.223$, $p\geq.05$) で母分散共分散行列が等しいことを仮定することができたので、線形関数による判別を仮定することが、妥当であることを認めることができた。

(2) 標準化された正準判別関数係数は、一つ目のモデル式では、5つの尺度とも正の係数で、「報酬志向」.25を除き、総じて中程度の値を示していた。二つ目のモデル式では、「自尊志向」.49と「報酬志向」.42が正の係数で、「自律性」-.42が負の係数となっており、比較的大きな値となっていることが確認できた。最後に、三つ目のモデル式では、「主体性」.85が正の係数で、「継続性」-.65が負の係数となっており、比較的大きな値であることが見てとれた (Table 2)。また、グループ重心の関数では、一つ目のモデル式によって、意志型が2.43で正の方向を、受身型が-3.49で負の方向を、大きく示していることがわかった。二つ目のモデルでは、受身型が1.21で正の方向を、思考型が-1.71で負の方向を、比較的大きく示していることが見てとれた。また、情緒型も0.70で正の方向に一定の大きさを示していた。最後に、三つ目のモデルでは、受身型が0.12で比較的大きな正の方向を示し、情緒型が-0.07で比較的大きな負の方向を示していることがわかった (Table 3)。

(3) 以上のモデル式に、5つの説明変数の値を代入し、調査対象者の判別を行ったところ、交差確認済みのクラスタにおける元のカテゴリ (Clu1

Table 2. 正準判別関数係数

説明変数	標準化係数			非標準化係数		
	1	2	3	1	2	3
自尊志向	.48	.49	.22	0.91	0.92	0.42
報酬志向	.25	.42	-.08	0.48	0.80	-0.14
主体性	.39	-.22	.85	0.71	-0.40	1.53
自律性	.50	-.42	-.31	0.95	-0.81	-0.59
継続性	.43	.11	-.65	0.63	0.17	-0.97
(定数)	—	—	—	-16.59	0.14	-0.32

Table 3. グループ重心の関数

クラスタ名	1	2	3
情緒型	-0.19	0.70	-0.07
意志型	2.43	-0.14	0.04
受身型	-3.49	1.21	0.12
思考型	-1.83	-1.71	-0.01

～Clu4) との一致率が、85.7%となっていた。

4. 考察

ステップワイズ法による変数選択によって、学習動機6変数、学習方略4変数、学習観3変数の合計13変数から、学習動機の「自尊志向」「報酬志向」の2変数と、学習観の「主体性」「自主性」「継続性」の3変数が正準判別分析に投入された。このことは、調査対象者が、クラスタ分析によって見出された4つの学習スタイルである「受動型」「意志型」「思考型」「情緒型」のいずれに該当するかを判断する際に、学習スタイルに関連するとした諸変数の概ね4割程度 (38.5%) が有効であることを示しており、分類における省力化を図ることに関して、望ましい結果と言えるだろう。また、有効な5変数のうち、過半数が学習観に関するものとなり、調査対象者に、学習スタイルの違いをもたらす大きな要因になりうることが示唆された。また、学習動機の「自尊志向」「報酬志向」は、内容分離動機に含まれており、主として、実用性や充実性などと比較すると、学習における直接的に確認できる効果、そこから得られる短期的な感情的満足を得ようとする志向性と見ることが可能であると考えられ、これに関する態度の有り方が影響することを、示唆するものであった。更に、その意味では、学習観の「主体性」「自主性」「継続性」は、学習に対する長期的な感情的満足を得ようとする志向性とも考えられ、学習スタイ

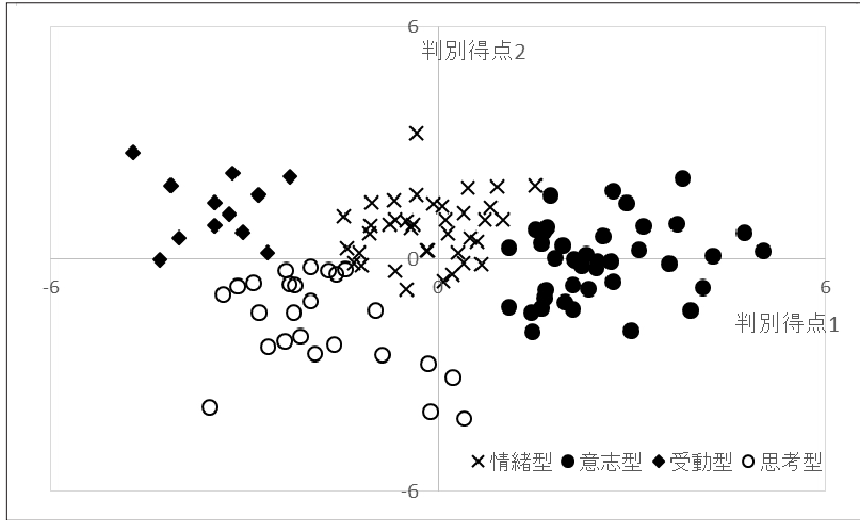


Figure 4. 判別分析におけるモデル式1とモデル式2における判別得点のプロット

ルを全体として捉える場合、学習方略や内容関与動機などの理知的で認知的な側面よりも、調査対象者の学習に対する感情的側面の評価の方が、学習スタイルに差違をもたらす要因になることが窺われた。

標準化された正準判別関数とグループ重心の関数との関連性から、モデル式1では、6変数全ての評価が高くなれば「意志型」に、逆に、低くなれば「受身型」になることが示されており、「思考型」と「情緒型」はその中間に位置することがわかった。このことは、学習スタイルを見分けるのに、一次的には、学習に対する感情的側面の評価が全体として高いかどうか、重要になることを示唆するものであった。また、モデル式2では、学習動機の「自尊志向」と「報酬志向」が高く、学習観の「自律性」が低ければ「受身型」に、逆になれば、「思考型」、また、逆の程度は小さければ「情緒型」になることが示された。これは、二次的には、自律した学習ではなく、短期的な感情的満足を得ようとする志向性が比較的高いかどうか、重要になることを示唆するものであった。最後に、三次的には、学習観の「主体性」や「継続性」が高ければ「受身型」、逆に、低くなれば「情緒型」になることが示唆された。しかし、最後のモデル式は、正準相関係数が.06となっており、有効とはいいがたかった。

従って、説明力のある分類は、モデル式1とモデル式2によってなされ、一次的には、全体の評価が高い、学習に対する感情的側面の評価が一樣に高い“熱い”スタイル（意志型）かそれとも、一樣に低い“冷めた”スタイル（受身型）か、そして、二次的には、直接的に確認ができて、短期的な感情的側面（自尊志向、報酬志向）の評価が低く、特に長期的な感情的側面（継続性）の評価が比較的高い“理性的な”スタイル（思考型）か、それとも、その程度がややマイルドな“感情的な”スタイル（情緒型）という二次元の次元分解が可能であるとの示唆を得ることができた。この二次元による判別得点のプロットをFigure 4に示した。

研究Ⅲ 判別分析に基づいた事後意識の差違

1. 目的

研究Ⅱにおける判別分析で得られたモデル式による分類と、元のクラスタ分析による分類とで、半期の授業が完了した後の事後意識について、学習スタイル4群の差違に、違いが現れるのかを調べることを目的とした。

Table 4. 学業親和に関する因子分析のバリマックス回転解

項目	F1	F2	F3	h ²
1 知識や技能をもっと伸ばしたい	.82	.24	.08	.73
2 社会に通用するように学習しておきたい	.81	.12	.11	.69
3 幅広い知識や技能を吸収したい	.78	.22	.17	.69
4 授業には一生懸命取り組みたい	.75	.25	.28	.70
5 不十分な学力を改善していきたい	.64	.33	.07	.52
6 もっといろいろなことを勉強したい	.63	.41	.15	.59
7 自分で考えて自分で答えを出していきたい	.48	.35	.16	.38
8 もっと詳しい内容の本を読んでみたい	.18	.78	.19	.69
9 学習内容について友だちと議論を深めたい	.24	.70	.04	.54
10 専門の科目で、直接、教員と話してみたい	.20	.65	.12	.48
11 授業を超えて最新の情報を知りたくなった	.32	.61	-.04	.47
12 学習すること自体が楽しくなった	.22	.55	.34	.46
13 この学校を人に勧めたくなった	.12	.09	.93	.88
14 この学校のことが好きになった	.12	.09	.86	.77
15 学校に来ることは楽しいと思えた	.23	.19	.75	.65
寄与率	26.0	18.8	16.7	

2. 分析

(1) 鈴木・岡田 (2015, 2016) と同様に、授業満足度には2つの異なった指標を用いた。一つは「授業満足率」であり、受講した全ての授業に対する満足度を表す値として、質問紙で直接記入し回答してもらったパーセンテージ表示による主観的確率を用いた。もう一つは、「満足授業率」と命名したもので、半期で受講した授業数を、その中で受けて良かったと思う(満足した)授業の数で除算した場合の割合(%値)を用いた。

(2) 学業生活の親和性に関する15項目に対して、最尤法による因子分析を実施し、固有値1.0以上を基準として、3因子を抽出した後、回転バリマックス解を得た(累積寄与率61.6%)。単純解における因子負荷量の一番高い因子を、その項目が構成する因子として判断した。一つの因子は、学校が好きで楽しくなってきたことを表していると解釈され、名称は、前回同様「学校親和」($\alpha=.90$)とした。二つ目の因子は、既定の学力を伸ばしたいことを表していると考えられ、これも前回同様「学習親和」($\alpha=.91$)とした。最後に、三つ目の因子には、修正追加した「9. 学習内容について友だちと議論を深めたい」「10. 専門の科目で、直接、教員と話してみたい」「11. 授業を超えて最新の情報を知りたくなった」の項目が含まれており、前回の、新しい物事を知る楽しさそのものを意味することを超えて、探求的学習の

側面が表されていると考え、「学問親和(見聞親和から変更)」($\alpha=.83$)と命名した。他、鈴木・岡田(2016)では、「4. 授業には一生懸命取り組みたい」が「学校親和」、「7. 自分で考えて自分で答えを出していきたい」が「見聞親和」を構成するものとなっていたが、今回は、修正追加項目の影響によるものと考えられるが、両者とも「学習親和」へと移動していることを確認できた。これらの因子を構成する項目の評定点を合成し、項目数で割ることによって、尺度得点とした(Table 4)。

3. 結果

(1) 授業満足度に関して、クラスタによる群別の平均値の差と判別分析による群別の平均値の差を比較するために、各々1要因4水準の分散分析を行った。授業全体の満足度を主観的な確率で回答させた「授業満足率」には、双方とも有意差は生じていなかったが、受けてよかった(満足した)授業数の履修授業数における割合を示した「満足授業率」では、クラスタによる群別の場合に、有意な差が認められた($F(3,101)=2.79, p<.05$)。多重比較はDunnnettのT3法を用いた。その結果、「意志型」($\bar{x}=55.25, SD=29.97$)が5%水準で有意に高く、「情緒型」(44.16, 26.10)、と「受身型」(41.94, 15.64)がそれに続き、「思考型」(36.05, 17.16)が、有意に低くなっていることがわかった。

(2) 学業親和に関して、クラスタによる群別の

平均値の差と判別分析による群別の平均値の差を比較するために、各々1要因4水準の分散分析を行った。「学校親和」においては、クラスタによる群別に有意な差が認められた ($F(3,108)=4.05, p<.01$)。多重比較はDunnnettのT3法を用いた。その結果、「受身型」($\bar{x}=4.39, SD=1.49$)が5%水準で有意に低く、続いて「情緒型」(5.29, 1.07)、「意志型」(5.73, 1.16)と「思考型」(5.56, 1.30)が、同程度で、有意に高くなっていることがわかった。また、判別分析による群別でも同様に有意な差が認められた ($F(3,111)=4.11, p<.05$)。多重比較はDunnnettのT3法を用いた。その結果、「受身型」($\bar{x}=4.36, SD=1.49$)が5%水準で有意に低く、続いて「情緒型」(5.32, 1.13)、「意志型」(5.68, 1.12)と「思考型」(5.60, 1.23)が、同様に、同程度、有意に高くなっていることがわかった。

また、「学習親和」においても、クラスタによる群別に有意な差が認められた ($F(3,108)=10.04, p<.001$)。多重比較はDunnnettのT3法を用いた。その結果、「意志型」($\bar{x}=6.51, SD=0.54$)が5%水準で有意に高く、続いて「思考型」(6.02, 0.77)、「情緒型」(5.82, 0.60)と「受身型」(5.53, 0.98)が、同程度で、有意に低くなっていることがわかった。また、判別分析による群別でも、同様に有意な差が認められた ($F(3,110)=8.04, p<.001$)。多重比較はTukeyのHSD法を用いた。その結果、「意志型」($\bar{x}=6.41, SD=0.63$)が5%水準で有意に高く、「思考型」(6.05, 0.75)が次に続き、「情緒型」(5.85, 0.59)と「受身型」(5.44, 0.92)が、同様に、同程度、有意に低くなっていることがわかった。

最後に、「学問親和」においても同様、クラスタによる群別に有意な差が認められた ($F(3,107)=8.11, p<.001$)。多重比較はDunnnettのT3法を用いた。その結果、「意志型」($\bar{x}=5.57, SD=1.10$)が5%水準で有意に高く、「思考型」(4.79, 0.60)と「情緒型」(4.80, 0.96)、「受身型」(4.30, 1.12)が、同程度で、有意に低くなっていることがわかった。また、判別分析による群別でも、同様に有意な差が認められた ($F(3,110)=7.10, p<.001$)。多重比較はTukeyのHSD法を用いた。その結果、「意志型」($\bar{x}=5.50, SD=1.09$)が5%水準で有意に

高く、「思考型」(4.80, 0.91)と「情緒型」(4.81, 0.64)、「受身型」(4.30, 1.12)が、同様に、同程度、有意に低くなっていることがわかった。

4. 考察

授業満足度の一つの指標である「満足授業率」には、クラスタ分析と判別分析による群別の平均値の差の検定に相違が出てしまい、クラスタ分析では有意差が認められ、判別分析では有意差が認められなかった。これに関しては、クラスタ分析における群別においても、充分といえる差があったわけではないということ、特に、標準偏差の値が大きく、明確な差を結論するには問題があるとも考えられた。従って、ことさら、大きな食い違いを起こしているわけではないと判断できた。「学業親和」に関しては、「学校親和」「学習親和」「学問親和」とも、両者の分析で、同等の平均値、同等の検定結果を確認することができた。従って、線形的な判別モデル式の当てはめによる分類は、もともとのクラスタ分析による分類と同程度に、事後の意識を予測可能にすることを示唆させるところとなった。

授業満足度に関しては、前年でも「満足授業率」に10%水準での有意傾向を導き出したのみで、十分な差を言いうるものではなかった。但し、最も満足授業率が高かったのは、前年では「思考型」「情緒型」が高かったのに対し、本研究では「意志型」となっていた。このことは、満足授業率が、履修した科目一つ一つに対して、「受けてよかった(満足した)か」をカウントしてもらうので、教授する教員が変更になったり、カリキュラムが変更になったりした場合に、いずれかの群にとって、適応不応の度合いが変動することは充分考えられ、経年で、結果が同様であることを期待するものではないとも、思われた。

それに対して、「学業親和」の方は、前年でも同様な結果を示しており、「意志型」、それに続いて「思考型」が、「学校親和」「学習親和」「学問親和」の全てに対して、高い親和性を示していたことがわかった。但し、「学問親和」は、前年の「見聞親和」が意味する学ぶことの楽しみから、より探索的な学びへの望みというように、意味が

拡大されていたので、「思考型」の評定があまり高くなり、「意志型」のみが高くなったのかも知れない。

結び

研究Ⅰでは、鈴木・岡田(2016)と同様に、授業開始前における学習動機に関する6つの尺度得点、学習方略に関する4つの尺度得点、学習観に関する3つの尺度得点を用いたクラスタ分析の結果、ほぼ同様な特徴をもつクラスタが得られ、鈴木・岡田(2016)で命名した「意志型学習者」「受身型学習者」「思考型学習者」「情緒型学習者」の4つのカテゴリに分類できた。調査対象者が一大学で実施されたこと、初年度大学生に実施されたことなど、考察の適用範囲には十分な考慮が必要だが、経年で、同一のカテゴリ名が可能となるクラスタを得られたことは、大学生の学習スタイルを多様な変数を用いた分析的な視点から、それらを集約した統合的な視点へと移行させることへの可能性を広げたのではないかと考えられる。

更に、このクラスタによる群を判別分析で予測させた場合、ステップワイズ法によって、有効な説明変数を、学習動機の「自尊志向」「報酬志向」、学習観の「主体性」「自律性」「継続性」の5尺度に減らすことができたことは、群分けに必要なデータの省力化が可能であることを示すものと考えられ、調査における時間やコスト、調査対象者の心的負担に対しても、現実的な対応を図ることにつながるだろう。また、これらの変数が他の変数と異なる点は、学習に対する理知的、認知的な考えというよりは、「自尊」や「報酬」に該当するような比較的、直接的で短期的な感情的期待や、「主体性」「自律性」「継続性」に該当するような比較的、信念に近いような長期的な感情的期待であることから、学習スタイルを構成する尺度の成分のうち、感情的成分が中核を担うのではないかと考えられた。更に、これらの変数の影響が判別にどのように作用するかを、標準化関数係数とグループ重心の関数との関連から確認したとこ

ろ、一次的には、5尺度全体の得点が高いかどうかで判別され、二次的には、「自尊」や「報酬」のような短期的な感情的期待と「自律性」を主とした長期的な感情的期待のどちらが、より優位となるかで判別されることから、感情的成分の要素的な作用も、多少ながら窺えるところとなった。

今後の目標としては、調査対象者が異なる大学、異なる年齢(例えば、小学生、中学生、高校生)、異なる学年を含めた場合、諸変数から、どのようなクラスタが生じるのか、また、それは、比較的恒常的なかを調べるのが、必要であろう。また、諸変数のうち、学習観とした「主体性」「自律性」「継続性」の因子構成が、必ずしも安定しているとは言えないので、項目の精査等を施して、測定内容の妥当性や信頼性を、別途、研究することが必要だと思われた。

参考文献

- 浅野志津子 学習動機が生涯学習参加に及ぼす影響とその過程—放送大学学生と一般大学学生を対象とした調査から— 教育心理学研究 **50** 141-151 2002
- 市川伸一 「学ぶ意欲の心理学」 PHP新書 2001
- 市川伸一 「学力と学習支援の心理学 放送大学教材」 2014
- 平山祐一郎・平山祥子 大学生における学習動機の2要因モデルの検討 東京家政大学研究紀要 **41** 101-105 2000
- 鈴木賢男・岡田斉 大学における半期授業全般の満足度に関連する学習者の授業への意識—授業開始前の学習態勢と授業終了後の学習展望との因果性の検討— 文教大学人間科学部紀要「人間科学研究」 **36** 145-157 2015
- 鈴木賢男・岡田斉 初年度大学生の授業全般に関する意識の相違—学習動機・学習方略・学習観による調査対象者のクラスタリング— 文教大学人間科学部紀要「人間科学研究」 **37** 129-141 2016

[抄録]

本研究は、鈴木・岡田（2016）のクラスタ分析による初年度大学生の4群について確認された学習スタイルの特徴が、その時のみに特有なものか、それとも初年度大学生としてのものかどうかを調べ、学習スタイルの特徴が、主として何に基づくのか、何に影響を与えることになるのかを検討することとした。研究Ⅰでは、鈴木・岡田（2016）と同様に、二要因モデルによる学習動機（市川 2001）の6尺度と、学習方略（市川 2001）の4尺度、および学習観の3尺度の得点を、WARD法によるクラスタ分析の変数として投入した結果、122名の対象者を4分類にすることができた。これらが示す学習動機や学習方略、学習観の特徴は鈴木・岡田（2016）で見出された特徴とほぼ同様であり、調査対象者は、「情緒型学習者」41名、「思考型学習者」22名、「受身型学習者」12名、「意志型学習者」37名に分類された。研究Ⅱでは、クラスタ分析で得られたクラスタ番号を目的変数として、上記の学習動機、学習方略、学習観を説明変数としたステップワイズ法による正準判別分析を行った。線形関数によるクラスタ判別の一致率は、85.7%であった。また、ステップワイズにより投入された変数は、学習動機の「自尊志向」「報酬志向」と学習観の「主体性」「自律性」「継続性」の5尺度であった。研究Ⅲでは、クラスタ分析による群別とクラスタ判別分析による群別で、学業生活への親和性の平均値の差を比較した。その結果、「学校親和」については「受身型」が有意に低く、「学習親和」と「学問親和」については「意志型」が有意に高いことが、双方の群別に認められた。
