

# 教員養成系学部に所属する大学1年次の大学での学業的遂行, 達成動機および学習行動に関する基礎調査

笠原正洋 相良康弘 島内博行  
田村孝洋 ブリテン, J. B.

## Research on the Achievement Performances, Motivation, and Learning Behaviors of the First Grade Students in the Teacher-Training Course of the University

Masahiro Kasahara Yasuhiro Sagara Hiroyuki Shimauchi  
Takahiro Tamura Jonathan B. Britten  
(2009年11月27日受理)

### I. 問題と目的

本論文は、大学生の学部教育の在り方を検討するために行われた調査研究の一部を報告するものである。大学では、現在、学生に提供する学士教育課程をいかに編成し実施していかという課題に直面している。渡辺利夫（拓殖大学学長）は、大学全入時代という社会的背景のもとで「学士教育課程の改革を大学全入時代の到来」と題する一文において、「大学改革」は大学みずからが存続するための、抗しえない市場の要請であり、この要請に対応できる大学が生き残り、対応できない大学は淘汰されると述べている（西日本新聞、2009年9月7日）。

大学に入学した学生たちは、それまでの高等学校での教育と異なり、本人の意図とは関係なく多種多様な教育を提供されている。たとえば、高等学校までに終了すべき学習を補習する補完教育、高等学校での学びから大学での学びへの移行をスムーズにする初年次教育、専門教育への移行を目的とする専門導入教育、一般教育科目や専門科目などである。この中でも、初年次教育（First-Year Experience, 導入教育や一年次教育）は、このような多様な教育をガイドし2年次以降の教育につなげていくための重要な意味をもつものである。そもそも初年次教育とは主に大学新入生に対して行われる、基礎学力、学習に対する動機づけ及び授業への取り組み方において多様な学生たちを速やかに大学生活に移行させることを目的とするものである（藤田、2006）。渡辺（2009）も、大衆化時代の大学改革のポイント、

すなわち学士力向上のための最も有効なポイントは、入学第1年次、とりわけその前期に学生の心を教員がいかにかうまくとらえられるか、つまりは初年次教育の成否にあると述べている。

では、初年次教育を含め、大学は大学1年次の学生たちに対して、どのような教育を行なっていくことが求められているのだろうか。この問題に関しては、何をどのように教育することが初年次教育なのかという具体的な目標や達成手段（方法論）について、実証的な検討はまだ少ない現状にある。つまり、多くの大学がその実践を報告している段階にあるが、実践の効果を比較することもなく、データに基づく議論もまだ少ない。大学1年次の教育の編成に関する課題に取り組むためには、実証的な手法に基づく実態把握、そしてその実態把握に基づいた上での教育実践の実施とその検証という取り組みが必要である。

本研究は、教員養成及び保育士養成を教育目標のひとつにおく大学の学部において、大学1年次の学力実態の解明に向けたプロジェクト研究の調査報告の一部である。推薦入学試験や試験入学試験などの選考方法の違い（本研究ではこれを入試形態と呼ぶ）や入学後の基礎学力成績の差の拡大など、多様な学修履歴をもつ学生たちの入学時点での特徴を把握し、学生の達成志向（動機づけ）や学習態度及び学習行動など大学教育において形成される心理的側面と学業遂行とがどのように関連しているのかを明らかにしようとする研究である。

現在、教授学習領域にかかわる教育心理学におい

て、達成目標理論（目標志向）から大学生の学習プロセスを解明しようとする研究がいくつか認められるようになった。達成目標とは、学習者が学習をどのような基準で達成させたいかという目標のことである（Dweck & Leggett, 1988）。課題の熟達を通して能力感を高める熟達目標（mastery goal）と他者との相対的な比較により能力を高める遂行目標（performance goal）が存在する。これまで、目標志向が内発的興味（大学生を対象に Elliot & Church, 1997）や適応的な学習行動の運用（中学生を対象に、野崎, 2003）および成績（中学生を対象に、佐藤, 2004；大学生を対象に、田中・山内, 2003）と関連し、主に熟達志向が適応的学習行動に、一方の遂行志向が自己評価の低下をさけるために課題回避行動や回避的な態度、非効率的学習行動（たとえばセルフ・ハンディキャッピング）と関連することが示されている。

さらに学習者の達成目標に影響する要因も解明されつつある。それは学習者の置かれた環境（教師やクラス風土）がどのような基準で学習することを要求しているかという認知、すなわち目標構造（goal structure）と称されている。この理論では理解を重視する学習環境を熟達構造、成績や他者より優れていることを重視する学習環境を遂行構造ととらえ、それら学習者の達成目標に影響し、最終的に成績や学習スキルに影響することが示されている（小学生を対象に、三木・山内, 2005；Turner, Midgley, Meyer, Gheen, Anderson, & Kang, 2002；中学生を対象に、Roeser, Midgley & Urdan, 1996；高校生を対象に、Urdan, 2004）。

しかし、これらの研究は、研究対象となった学校種も、そこで検討されたモデルも多様である。そのため、たとえば、小学校や中学校の研究によって使用された測定尺度を、大学での測定尺度として利用できるのかという妥当性や適合性に関する検討が必要となるだろう。そこで、本研究では、大学での初年次教育も含めた学士課程教育の実証的研究を視野に入れ、まず測定尺度の検討を行う。以下に研究プロジェクトの概要、検討する研究モデルを紹介し、そこで利用される測定尺度との関連性を詳述する。

## 研究プロジェクトの概要

研究プロジェクトでは、2007年度および2008年度を、今後の教育プログラムの策定にむけた基礎

的調査の段階として位置づけ調査研究を実施した。本プロジェクト研究では以下の3つの課題を検討する

### （1）実態把握

学生の多様な学修履歴について実態把握をおこなう。学生の基礎学力低下が指摘される中、具体的にはどのような学力上の問題があるのか、そしてその問題は入試形態、入学年度、専攻（所属）によってどう異なるのかなどについて、学業的達成や動機づけ、教科目への価値づけ、学習態度や学習行動から明らかにする。この点については、2007年度入学の1年生07P<sup>1</sup>の学生110名と07Eの学生83名、そして2008年度入学の08Eの学生121名と08Pの学生111名の比較を行う。

### （2）因果関係の分析

大学入学後の年度末の最終成績、教科目への価値づけ、学習への態度や学習行動などは、入学時点での基礎学力により影響を受けるのか、それとも大学での教育（教員の教授活動を反映する目標構造、学生本人の目標志向）により影響を受けるのだろうか。これについては入学年度別に検討した。

### （3）1年生から2年生への経年変化

上述の（2）は、学年経過でどのように変化するのだろうか。2007年度入学の07P学生108名と07E学生73名の2年間にわたる同一個人の比較を検討した。

## 研究モデルの設定

本プロジェクトでは「先行要因→媒介要因→目的要因」というモデルを設定し、多変量解析によりその因果関係を分析する。

### ①先行要因

- ・入学様式…推薦入試／試験入試（センター試験入試を含む）
- ・基礎学力…大学入学直後に実施される基礎学力テスト結果である国語／数学／英語
- ・学生が認知する教員の教授行動（動機づけ要因：目標構造）…遂行構造／熟達構造

### ②媒介要因（動機づけ要因：目標志向）

学生自身の動機づけ「目標志向性」…遂行志向／熟達志向

### ③-1 従属変数1：達成績績

GPA

<sup>1</sup> この論文での表記について説明を加える。たとえば「07P」とある場合、07という数字は入学年度を、Pという記号は保育士や幼稚園教諭の養成を主たる目的とする専攻名（幼児発達学専攻）を、Eという記号は小学校教諭の養成を目的とする専攻名（児童発達学専攻）を示している。

- ③-2 従属変数2:授業科目に対する価値づけ  
大学での課題価値態度…特に内発的な興味(知的  
好奇心)を測定する興味価値
- ③-3 従属変数3:学習に対する態度と学習行動と  
しての質問行動
- ・無質問行動への態度…質問構成力不足, 自力解  
決, 否定的評価懸念, 課題回避を測定
  - ・援助要請(質問)行動…適応的質問行動, 依存  
的質問行動, 質問行動の回避を測定

## 本論文の目的

この論文では上述の研究モデルにあわせて設定し  
た測定尺度の検討を行う。

## II. 方法

(1) 調査対象者…本学人間発達学部学生1年生  
(2007年度, 2008年度入学生), 2年生(2007年  
度入学生)

(2) 調査で用いた心理・態度測定尺度

- 1) 目標志向性16項目(成長目標/評価接近目  
標/評価回避目標)
- 2) 目標構造13項目(熟達構造/遂行構造)
- 3) 課題価値評定尺度24項目(興味/制度的  
利用/公的獲得/実践の利用/私的獲得)
- 4) 教員への援助要請行動11項目(依存/適応  
/回避)
- 5) 無質問行動への態度39項目

(3) 調査実施手続き

調査については, 年度末に必修科目の講義時間を  
利用して実施した。具体的な手続きは以下の通りで  
ある。

- 1) まず, 調査担当者が, 調査協力の依頼を学生  
に行った。
- 2) 調査補助の学生(1~2名)に調査票を配布  
させた。
- 3) 配布を確認後, 調査票のフェイスシートの文  
章を担当者が音読した。
- 4) 学生に, 学籍番号を確実に記入するよう教示  
した。
- 5) 回答始めの指示を行った。その際, 約15分  
かかることをアナウンスした。回答は学生ペース  
である。
- 6) 回答の終わった学生の調査票を巡回しながら  
調査補助の学生とともに回収した。すべての回収  
を確認後, 退室した。

## III. 結果と考察

### 1. 学生の目標志向の分析

(1) 2007年度調査

2007年度は, 1年生07P110名, 07E83名, そ  
して予備的に06P93名にも調査を行った。この計  
286名のデータについて因子分析を実施した。因  
子抽出の方法は重み付けのない最小2乗法を用い  
た。因子数は, スクリーンプロットの変化と解釈の  
しやすさから2と決定した。回転はプロマックス  
回転を用いた。因子負荷量が0.3に満たない項目や  
2つ以上の因子に負荷の高い項目を削除しながら分  
析を行った。分析の結果を表1に示す。第1因子  
には項目, Q202, 203, 205, 206, 208, 209,  
211, 214, 216が高い負荷を示した。それらの項  
目内容は良い成績をとることや人からの評価を学習  
の動機づけの基礎におくものを示しているため, 「遂  
行志向因子」(他者からの評価を気にして学習を動  
機づける志向性)と命名した。第1因子の信頼性  
係数は,  $\alpha = .89$ であり信頼性に問題はない。第  
2因子には項目, Q201, 204, 207, 210が高い  
負荷を示した。これらは自己の熟達を志向する動機  
づけに関わっていたため「熟達志向因子」と命名し  
た。信頼性係数は,  $\alpha = .80$ であり問題はなかった。

(2) 2008年度調査

2008年度には, 08E121名, 08P111名, 07E  
91名, 07P111名, そして補足的に06P95名に  
調査を実施した。(1)と同様に因子分析を実施し  
た。因子抽出の方法や回転も同じである。分析の結  
果を表1の(因子負荷量)に示す。第1因子には,  
項目Q202, 203, 205, 206, 208, 209, 211,  
214, 216が高い負荷を示した。これは2007年度  
に実施された調査の第1因子の項目と同一である。  
昨年度と同様に「遂行試行因子」と命名した。第2  
因子も昨年度と同じ項目(201, 204, 207, 210)  
により構成されていたので「熟達試行因子」と命名  
した。それぞれの因子の信頼性係数は,  $\alpha = .89$ ,  
 $\alpha = .76$ であり, 信頼性に問題はなかった。

これまでの達成理論では, 遂行志向は, 評価接近  
目標(良い成績をとりたい)と評価回避目標(悪い  
成績をとりたくない)という2つの志向性に分類  
されている。本研究では, それら2つの志向性を  
因子として抽出することができず, ひとつの因子に  
まとまった。Pに所属する大学生107名と短期大  
学生113名の計220名を対象とした, 本プロジェ  
クト研究に先立つ予備調査においても, やはり遂行  
志向において2つの志向性を抽出できなかった(笠  
原・加藤, 2005)。本来, 評価回避目標とは, 主に

表 1. 2007年および2008年度の学生を対象とした目標志向の探索的因子分析結果

尺度項目		F 1	F 2
I 遂行志向			
9	わたしは、ほかの人より悪い成績をとらないようにしたいと思う。	.837 (.840)	
16	家族や友達やほかの人たちによくできると思われるように、よい成績をとりたいと思う。	.788 (.760)	
5	大学では、ほかの人よりよい成績をとることを目標にしている。	.783 (.816)	
2	ほかの人より、よい成績をとることは、わたしにとって大切なことだ。	.769 (.711)	
6	わたしは、テストでほかの人より悪い点数をとってしまうことが心配だ。	.758 (.733)	
11	まわりのみんなよりもよい成績をとろうと思うと、わたしはやる気が出る。	.603 (.544)	
8	大学では、がんばってほかの人にわたしがよくできることをみせたいと思う。	.600 (.635)	
14	みんなより勉強がよくできるとよいと思う。	.543 (.597)	
3	“悪い成績をとってしまったらどうしよう”と考えることがよくある。	.525 (.463)	
II 熟達志向			
1	授業中は、できるだけたくさんのことを学習したいと思う。		.820 (.690)
4	授業の内容をできるだけしっかりとわかるようにすることは、わたしにとって大切なことだ。		.794 (.848)
10	わたしは、授業の中で教員がいうことはできるだけきちんと聞こうと思う。		.677 (.604)
7	わたしは、授業の内容について、もっと詳しく知りたいとか、もっとほかのことも知りたいと思うことがある。		.578 (.526)
因子間相関		F 1	F 2
F 2		.302 (.439)	

1) 削除された項目は以下の通りである。

12. 先生に変な質問をして、わたしの頭が悪いと先生に思われるのがいやだ。13. 授業では、簡単な内容より、少し難しくて面白い内容をするほうが好きだ。15. わたしは、少し難しくても新しいことを学習するほうが好きだ。

2) 2008年度学生の因子負荷量は( )に示した。



小学校や中学校での教育場で検討されており、そのような場面で児童・生徒が教科目や成績に対して抱く意味が今回調査対象とした大学生のそれと異なっていた。つまり今回の調査対象者は、進路意識がかなり高いと思われる教員養成や保育士養成の課程に在籍していたため、大学での学修内容とを自分の目標を達成するために必要なものとしてとらえ、そこでの評価「成績」によって自らの学習を方向づけるというような意味づけを行っていなかったとも解釈される。そのため、特に遂行志向性において評価接近目標と評価回避目標とを明確に分離できなかったのかもしれない。

実際、これまでの研究においても（三木・山内，2005；田中・藤田，2003），目標志向性の尺度については、評価回避目標と評価接近目標が学業的遂行に関して異なった影響を与えている可能性を検討するために、最初から3因子を想定した確認的因子分析が実施されていた。そこで今回得られたデータの一部に対して確認的因子分析を実施した。

#### 目標志向尺度の確認的因子分析

欠損値のない2008年度入学生212名を対象に、研究開始当初に想定していた3因子、すなわち「熟達志向」、「遂行接近志向」、「遂行回避志向」からなる確認的因子分析を実施した（モデル1）。その結果、GFI = .836, AGFI = .779, RMSEA = .101 という適合度指標が得られ、データの当てはまりに問題があることがわかった。そのため因子負荷量の低い項目（12, 13, 15）を削除して再度分析を実施した（モデル2）。適合度指標は、GFI = .899, AGFI = .852,

RMSEA = .084 となり、若干の改善が認められた。しかし、遂行接近因子と遂行回避因子の相関が非常に高く（.82）、同じ因子を構成している可能性があった。そこで、次は遂行接近因子と遂行回避因子をひとつの因子にまとめ（表1と同一）、分析を実施した（モデル3）。その結果、適合度指標は、GFI = .873, AGFI = .820, RMSEA = .100 となった。適合度指標と達成理論からはモデル2が支持されるが、因子間相関が高いという問題が残されている。大学での教育環境を考慮するならば、ここでは探索的因子分析の結果（モデル3）をもって分析を行うことも問題はないと思われる。この点については今後の検討課題とする。

## 2. 学生が認知する教員の目標構造

### (1) 2007年度調査

探索的因子分析を実施した結果、第1因子には、項目Q304, 306, 308, 310, 312, 313が高い負荷を示した。これらは、教員の成績を重視する教授志向を反映しているため「遂行構造因子」と命名した。また第2因子には、項目Q301, 303, 305, 307, 311が高い負荷を示した。これらは学生の理解を高める教授志向を反映しているため「熟達構造因子」と命名した。第1因子の信頼性係数は、 $\alpha = .85$ 、第2因子では、 $\alpha = .74$ であり、信頼性が確認された。

### (2) 2008年度調査

分析の結果を表2に示す。第1因子には、項目Q304, 306, 308, 310, 312, 313が高い負荷を示した。これは2007年度と同じの項目であり、「遂行構造因子」と命名した。信頼性係数は、 $\alpha = .83$

表2. 2008年度学生を対象とした目標構造の因子分析結果

尺度項目		F 1	F 2
I 遂行構造			
12	教員は、学生たちに他の学生よりもよい成績をとるようにという。	.816	
13	教員は、他の人からよくできる人だと思われるように、学習することが大切だという。	.698	
8	教員は、いい成績を取るよう学生にプレッシャーを与えている。	.684	
10	教員は、悪い成績をとった場合のデメリットを強調する。	.671	
6	教員は、学生に良い成績を取ることが重要であると強調する。	.628	
4	教員は、私たちが授業の内容を理解できない場合は、覚えてしまうようにという。	.552	
II 熟達構造			
11	教員は、学習内容を多様な視点からとらえることの大切さ、おもしろさを伝えてくれる。		.718
5	教員は、授業でてくることを、楽しみながら学んでほしいと願っている。		.697
7	教員は、学習に一生懸命取り組むことの大切さを気づかせてくれる。		.672
9	教員は、授業で学習する内容をしっかりと理解し考える時間をとってくれる。		.557
3	教員は、私たちが授業で学習する内容を記憶するのではなく理解することを望んでいる。		.482
因子間相関		F 1	F 2
		F 2	-.161

削除された項目は以下の通りである。1. 教員は、学んでいる最中にまちがうことも大切な経験だと考えている。2. 教員は、私たちが授業の内容を深く（広く）考えることなく知識を身につけることを望んでいる。

であり高い信頼性が確認された。第2因子には、項目 Q303, 305, 307, 309, 311 が高い負荷を示した。2007 年度調査ではこの第2因子に含まれていた Q301 が今回の調査では除外され、2008 年度では新たに Q309 が加わった。しかし、両者共に学生の理解を高める目標構造を反映しているため、「熟達構造因子」と命名した。この第2因子の信頼性係数は、 $\alpha = .76$  だった。昨年度の信頼性係数よりも高く、調査対象者においては2008年度のほうが多いことから、2008年度の項目をもって熟達構造スコアを算出することにした。ちなみに、第2因子に関して、2007年度の項目で信頼性係数を算出したところ、 $\alpha = .74$  となった。また Q301, 309 の項目を加えて同係数を算出したところ、 $\alpha = .76$  となった。そのため2008年度調査での第2因子を構成する項目を基準とすることに問題はないと思われる。なお、今後、熟達構造尺度を構成するときには、Q301, 303, 305, 307, 309, 311 の項目により構成する必要があるだろう。

### 3. 学生の抱く課題価値に関する分析

伊田 (2003) は、教員養成系の学生が講義科目に対して抱く価値を、5つの因子から説明できる尺度を開発した。このプロジェクト調査において、伊田 (2003) が開発した心理尺度 20 項目 (5 因子  $\times$  4 項目) を利用した。

#### (1) 2007 年度調査

20 項目に対して探索的因子分析を実施した。分析の結果、4 因子が得られた。伊田の結果と一致したのは、「興味価値因子」( $\alpha = .91$ )、「公的獲得因子」( $\alpha = .83$ )、「私的獲得因子」( $\alpha = .85$ ) だった。伊田 (2003) の研究では、「制度利用因子」と「実践的利用価値因子」とが別の因子となっていたが、今回の分析では、これら2つの因子がひとつの因子にまとまる結果となった ( $\alpha = .90$ )。

次に、5 因子を指定して因子分析を実施したところ、第2因子から第4因子までは伊田 (2003) と同一の項目が因子としてまとまった。第2因子は「興味価値因子」、第3因子は「私的獲得価値因子」、第4因子は「公的獲得価値因子」である。しかし、

第1因子には、「制度利用因子」を構成する4項目 Q402, 408, 414, 420 と項目 Q422 (実践的利用価値を構成する項目) が高い負荷を示し ( $\alpha = .86$ )、第5因子には、「実践的利用価値因子」の3項目 Q404, 410, 416 が高い負荷を示した ( $\alpha = .83$ )。

#### (2) 2008 年度調査

因子分析を実施したところ、4 因子が抽出された。2007 年度調査と一致したのは第3因子「私的獲得価値因子」( $\alpha = .86$ ) と第4因子「公的獲得価値因子」( $\alpha = .80$ ) だった。第1因子は実践的利用価値を反映する4項目 Q404, 410, 416, 422 と制度利用価値を反映する3項目 Q402, 414, 420 から構成された ( $\alpha = .91$ )。また第2因子は興味価値を反映する4項目 Q401, 407, 413, 419 と制度利用価値を反映する1項目 Q408 から構成されていた ( $\alpha = .88$ )。

次に因子数を5と指定して分析を実施したところ、第3因子と第4因子はそれぞれ「私的獲得価値因子」と「公的獲得価値因子」を反映する項目から構成されており、伊田の尺度構成と一致した。しかし、第1因子は実践的利用価値を反映する3項目と制度的利用価値を反映する3項目 Q402, 420 から構成され、第2因子は興味価値を反映する4項目 Q401, 407, 413, 419 と制度利用価値を反映する1項目 Q408 から構成され、そして第5因子は、実践的利用価値を反映する1項目 Q404 だけが低い負荷を示していた。そのため、因子数を5とする因子分析結果を、プロジェクト調査の分析に実施することは尺度の妥当性上の問題があり望ましくないと判断された。

そこで、伊田による尺度の因子的妥当性については問題が残されているが、新たに因子を構成する項目を組み替えると尺度の測定内容が異なってくる可能性があるため、このプロジェクト研究では、最終的には伊田 (2003) の元尺度の構成に従って得点化することにした。その尺度構成にした場合の信頼性係数を表3に示した。

表3. 伊田 (2003) が開発した科目価値尺度の内容と項目、信頼性係数

科目価値 (伊田, 2003)	内 容	項 目	信頼性係数 (2007)	信頼性係数 (2008)
興味価値	学習内容のおもしろさ	401, 407, 413, 419	.911	.893
制度的利用価値	就職試験にとっての有用性	402, 408, 414, 420	.850	.841
公的獲得価値	他者からの肯定的評価を獲得できる価値	403, 409, 415, 421	.826	.799
実践的利用価値	授業内容の職業実践にとっての有用性	404, 410, 416, 422	.848	.853
私的獲得価値	授業を通しての自己成長	405, 411, 417, 423	.850	.864

#### 4. 学生の教員に対する援助要請行動

学習行動としての質問行動（援助要請、HS; help-seeking）を測定した。学習上の困難に遭遇したとき、その解決の手段として他者を利用することを援助要請という。従来、援助要請は他者に依存する非適応的行動とみなされてきた。しかし、自己の学習や理解状況をモニターし解決手段として他者を利用する適応的な行動とも考えられている。そこで、本研究では、野崎（2003）に準拠して、依存的HSと適応的HSを測定する項目、さらにはHSそのものを回避するHS回避行動も測定する項目を計11項目作成した。教員に対してこれらのHS行動をとるかどうか回答を求めた。

##### (1) 2007年度調査

因子分析を実施したところ、3因子が抽出された（表4）。第1因子は項目Q506、508、509からなり、すべてHS回避行動を示す項目である。そのためこの因子を「HS回避因子」と命名した。信頼性係数は、 $\alpha = .82$ だった。第2因子は項目Q502、505、507からなり、すべて直接の解を求めるようなHS行動を反映している。そのためこの因子を「依存的HS因子」と命名した。信頼性係数は、 $\alpha = .71$

だった。第3因子は、項目Q503、504、511からなり、教員にヒントや考え方を要求するHSであるため、「適応的HS因子」と命名した。信頼性係数は、 $\alpha = .61$ であり、やや信頼性が低いことが示された。（2）2008年度調査

因子分析を実施したところ3因子が抽出された。第1因子は項目Q506、508、509からなり2007年度調査を同じ項目から構成されている。そのため「HS回避因子」と命名した。信頼性係数は、 $\alpha = .81$ であり問題は無い。第2因子は、項目Q501、505、507から構成され、すぐに解を求めるようなHS行動を反映していた。そのため「依存的HS因子」と命名した。しかし、この中で、Q501は因子負荷量が0.382と低く、信頼性係数も $\alpha = .60$ であり、信頼性にやや問題があることがわかった。そこで、2008年度のデータにおいて2007年度調査から確認された3項目（Q502、505、507）で信頼性係数を求めたところ、 $\alpha = .63$ と数値が向上した。そのため、本研究では因子的妥当性の問題は残されているが、Q502、505、507の3項目を依存的HS行動項目と考えることにした。第3因子は項目Q503、504、511からなり、2007年度調査と

表4. 2007年度学生を対象とした学生の援助要請行動の因子分析結果

尺度項目		F 1	F 2	F 3
I 援助要請の回避				
8	自分の力で解決するのが難しい問題にであったとき、教員に質問しないであきらめる。	.845		
6	問題を考えたり理解するのに助けを必要とする場合でも、教員に質問しないで、その問題をそのままにしておく。	.798		
9	講義の内容がわからないときでも、教員に質問しない。	.709		
II 依存的援助要請				
7	わからない問題や内容にであったら、自分でいろいろ調べる前に、教員に質問する。		.889	
5	自分でもう少し考えたらわかる内容でも、教員に質問する。		.620	
2	教員に質問するとき、その問題についての考え方や見方、ヒントよりも、ダイレクトな答えを聞く。		.568	
III 適応的援助要請				
4	教員に質問するのは、テキストや他の資料などを使い自分でいろいろ調べたあとである。			.765
3	自分で考えて、どうしてもわからなかったときだけ、教員に質問する。			.531
11	教員に質問するとき、その問題の答えではなく、考えるためのヒントを教えてもらう。			.520
因子間相関		F 1	F 2	F 3
F 2		-.039		
F 3		-.521	-.111	

削除された項目は以下の通りである。

1. わからない問題や内容にであったときはすぐに教員に質問する。10. よくわからない講義の内容について詳しく説明してくれるよう教員に求める。

同様、「適応的HS因子」と命名した。信頼性係数は、 $\alpha = .61$ であり、やや低いものであるが、これらの項目を基準とすることにした。今後の調査において、依存的HS行動を測定するには、Q501、502、505、507の4項目を用いる必要があるだろう。

## 5. 学生の無質問行動に対する態度尺度

### (1) 2007年度調査

因子分析を実施したところ4つの因子が抽出された。第1因子には、項目Q603、608、613、618、620、623、627、631、635、638の10項目の負荷が高かった。主に、何がわからないかわからないため質問を構成することができないという項目が主であるが、遠慮(Q620)、自信がない(Q635)の項目が混在していた。この因子を「質問構成困難因子」と命名した。第2因子には、Q602、605、607、610、612、615、630、637など8項目の負荷が高かった。項目内容をみると、すべて質問することにより他者からの評価が下がることの懸念を反映した項目だった。そのため、この因子を「否定的評価懸念因子」と命名した。第3因子は、Q601、606、611、616、625、629、633、636の8項目の負荷が高かった。これは自力で解決したいために他者の援助を求めないという態度を反映する項目だった。そのため「自力解決的態度因子」と命名した。第4因子は、項目Q604、609、614、619、624、628の6項目の負荷が高かった。学習課題への興味や理解することの大切さを放棄している態度を反映していると思われるので、「課題回避的態度因子」と命名した。

### (2) 2008年度調査

因子分析を実施したところ、4つの因子が抽出された。第1因子は、項目Q602、605、607、610、612、615、617、620、622、626、630、635、637の13項目の負荷が高かった。これらの項目は、2007年度調査の第2因子「否定的評価懸念因子」を構成する項目と重複しているものが8項目(Q602、605、607、610、612、615、630、637)あり、残りのQ617、620、622、626、635の5項目は、2007年度調査では第1因子に含まれた遠慮(Q620)や自信のなさ(Q635)を示す項目と、2007年度調査では因子負荷が低い2因子に負荷が高いため削除されていた項目や否定的評価懸念を反映する項目だった(Q617、622、626)。第2因子は、Q603、608、613、618、623、627、631、632、638が高い負荷を示していた。これらの項目は2007年度調査の第1因子「質問構成困難因子」を構成する項目が多く含まれている。し

かし、2007年度調査のQ635、620が含まれていなかった。第3因子は、Q601、606、611、616、621、625、629、633、636の9項目の負荷が高かった。これらの項目は2007年度調査のQ621が含まれていなかった。第4因子は、Q604、609、614、619、624、628の6項目の負荷が高く、これは2007年度調査の第4因子「課題回避的態度因子」と同一であった。

以上をまとめると、2度の調査で尺度項目に残らなかった項目は、Q634、639の2項目だった。2007年度と2008年度の調査において、負荷する因子に不一致があったのがQ620、635の2項目、そして各年度一方にしか負荷しなかった項目が、Q617、621、622、626、632の5項目だった。特にQ620、635は、質問項目の内容が多義的であったため、回答者にとってそれが否定的評価懸念を意味するのか質問構成困難を意味するのかあいまいになっていたのかもしれない。そこで、2007年度調査と2008年度調査の測定尺度を一致させるために、これらの計9項目を削除して、再度、年度ごとに因子分析を実施した。

### (3) 再分析

因子分析の結果、両年度とも4因子で同じ項目から因子が構成されることが確認された(表5)。第1因子には、項目Q603、608、613、618、623、627、631、638の8項目が高い負荷を示した。これらはすべて疑問やわからない所を抽出できないという認知的モニタリングでのエラー検出や質問を構成することの困難さを反映しているため「質問構成力不足因子」と命名した。信頼性係数は、 $\alpha = .94$ (2007年度: $\alpha = .95$ )だった。第2因子は、Q602、605、607、610、612、615、630、637の8項目から構成されていた。これらはすべて質問することによる否定的評価を恐れる項目内容になっているため「否定的評価懸念因子」と命名した。信頼性係数は、 $\alpha = .88$ (.90)だった。第3因子は、項目Q601、606、611、616、625、629、633、636が高い負荷を示していた。これらの項目は自力で解決したいという態度を示すものであるため「自力解決的態度因子」と命名した。信頼性係数は、 $\alpha = .87$ (.87)だった。第4因子は、項目Q604、609、614、619、624、628の6項目から構成されていた。これらの項目は課題そのものに興味を持ってないなどの態度を反映しているため「課題回避態度因子」と命名した。信頼性係数は、 $\alpha = .84$ (.85)であった。



表5. 学生の無質問行動に対する態度の因子分析

尺度項目		F 1	F 2	F 3	F 4
I 質問構成本不足 ( $\alpha = .936$ )					
31	うまく質問できない。	.900			
23	教員にどう聞いていいかわからない。	.844			
13	どのような質問をすればいいかわからない。	.810			
18	何を質問するのがわからない。	.802			
27	わからないところを自分で説明できない。	.780			
38	自分はどこがわからないかわからない。	.760			
8	質問が思いつかない。	.752			
3	どのように教員に質問するのがわからない。	.585			
II 否定的評価懸念 ( $\alpha = .877$ )					
12	教員に質問して、他の学生にからかわれたくない。		.927		
7	教員に質問して、他の学生からひやかされたくない。		.837		
30	教員に質問して、教員に「できない」と思われたくない。		.690		
37	こんな問題や内容を理解できない自分が恥ずかしい。		.638		
2	教員に質問して、他の学生に「できない」と思われたくない。		.591		
15	質問すると、迷惑がかかると思う。		.587		
10	質問すると邪魔をすることになる。		.529		
5	質問しようと考えたら、申し訳ないといった気持ちになる。		.519		
III 自力解決的態度 ( $\alpha = .869$ )					
11	時間がかかっても一人でやってみたい。			.854	
16	自分ひとりでがんばりたい。			.850	
6	最後まで自分で考えたい。			.809	
25	どうしても自分でやりたい。			.645	
1	自分ひとりの力で問題を理解したい。			.621	
36	自分一人で問題や内容を理解できたり解決できた方が気持ちいい。			.563	
29	わからなくても最後まであきらめたくない。			.557	
33	もう少しで理解できると思う。			.460	
IV 課題回避的態度 ( $\alpha = .838$ )					
24	講義科目に興味がない。				.759
9	質問するのがめんどくさい。				.711
19	講義科目がおもしろくない。				.702
28	理解できなくてもどうでもいいと思っている。				.632
14	問題を解くのがめんどくさい。				.585
4	わざわざ質問したくない。				.523
因子間相関		F 1	F 2	F 3	F 4
F 2		.543			
F 3		.042	.225		
F 4		.554	.483	.002	

削除された項目は以下の通りである。

17. 教員に質問するのが恥ずかしい。20. 質問しようと考えたら、つい遠慮してしまう。21. わからないからといって、すぐにあきらめるのはいやだ。22. みんなの前で質問するのが恥ずかしい。26. 教員に質問して、他の学生に注目されたくない。32. 教員に説明してもらっても、わからないと思う。34. 他の学生誰もが教員に質問していない。35. 教員に質問する自信がない。39. 他人の力を借りたくない。

## 6. 入学年度、入試様式、所属別にみた心理測定尺度の結果

入学年度、入試様式、所属別の目標志向および目標構造に関する結果を整理した(表6)。以下に分析結果を述べる。分析は2(年度)×2(入試形態)×2(所属)の3要因分散分析である。

### (1) 学生の目標志向

#### ① 遂行志向

これは学習場面での目標志向理論から簡潔に説明すると、人からの評価を気にして学習を動機づける志向性である。この遂行志向が高いと学習面でのつまずきは「失敗」を意味することになり、人からの評価を気にするために失敗を恐れ、無質問行動やセルフハンディキャッピング行動という非効率的な学習スキルをとりやすいことがいくつかの研究で報告されている。分析の結果、有意な主効果及び交互作用は認められなかった。

#### ② 熟達志向

この志向性は目標志向理論からすれば、本人の「理解したい」、「わかりたい」、「自分を成長させたい」という自己の成長に動機づけられたものを反映している。評価基準が自己にあるため、理解のつまずきは自己を成長させるきっかけや糸口として認識される。そのため効率的な学習数スキルや内発的な意欲とも関連があることが報告されている。

分析の結果、年度の主効果( $F = 4.50$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .05$ ), 入試の主効果( $F = 6.27$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .05$ ), 所属の主効果( $F = 17.16$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .0001$ )の3つの要因の主効果すべて有意だった。交互作用は有意ではなかった。熟達志向は、2007年度学生、試験入試学生、幼児発達学専攻の学生のほうが高いことが示された。

### (2) 学生の認知する教員の目標構造

#### ① 遂行構造

これは、学生が教員の教授行動にどのような目標志向性を見出すかを示す構成概念である。遂行構造

とは、教員の教授行動が学生による学習を「成績」や「評価」の観点から動機づける志向性を指す。そのためこの遂行構造が高く認知されると、学生の遂行志向を強め非効率的な学習スキルを活性化させやすい。

分析の結果、入試形態の主効果( $F = 11.95$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .01$ ), 所属の主効果( $F = 17.56$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .0001$ )が有意だった。有意な交互作用は認められなかった。推薦入試学生、児童発達学専攻学生のほうが高い数値を示した。

#### ② 熟達構造

この熟達構造とは、教員の教授行動が、学生の学習を熟達志向でいう「理解すること」、「自己を成長させること」という観点から動機づける志向性を指す。分析の結果、所属の主効果のみが有意だった( $F = 18.92$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .0001$ )。幼児発達学専攻の学生のほうが教員の教授行動にこの志向性を高く見出していた。

### (3) 学生による大学での課題価値認知

教員の学生認知された目標構造が学生個人の目標志向性に影響し、その結果、学生が教授された授業科目に対して、ある価値付けを行うことが予想される。結果を表7に示す。

#### ① 興味価値

所属の主効果が認められた( $F = 65.07$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .0001$ )。幼児発達学専攻学生の方が大学での科目に興味を抱かせるという認知をしていることが示された。また入試形態×所属の交互作用に傾向が認められた( $F = 3.67$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .10$ )。単純主効果の検定を行ったところ、推薦入試における所属間、試験入試における所属間、そして児童発達学専攻における入試形態の単純主効果が有意だった。つまり、幼児発達学専攻は児童発達学専攻よりも科目に内発的価値を抱いており、試験入試か推薦入試かに関係なく内発的価値には違いはない。しかし、児童発達学専攻では推薦入試学生が

表6. 07PE(現2年次)の1年次と08PE 1年次の比較: 平均値(SD)

年度	入試	所属	遂行志向		熟達志向		遂行構造		熟達構造	
2007年度	推薦	P	4.21	(1.12)	5.80	(0.64)	2.97	(0.83)	4.75	(0.63)
		E	4.67	(1.03)	5.26	(0.88)	3.09	(1.02)	4.51	(0.81)
	一般	P	4.40	(0.95)	5.86	(0.60)	2.52	(0.91)	4.75	(0.47)
		E	4.48	(1.13)	5.56	(1.09)	3.13	(1.11)	4.53	(1.05)
2008年度	推薦	P	4.36	(1.07)	5.52	(0.72)	3.07	(1.06)	4.73	(0.80)
		E	4.20	(1.21)	5.15	(1.01)	3.51	(0.96)	4.16	(0.99)
	一般	P	4.32	(0.96)	5.64	(0.69)	2.64	(0.80)	4.79	(0.69)
		E	4.63	(1.10)	5.48	(0.83)	3.05	(0.80)	4.39	(0.90)

表7. 07PE（現2年次）の1年次と08PE 1年次の比較：平均値（SD）

年度	入試	所属	興味価値		制度利用価値		公的獲得		実践利用		私的獲得	
2007年度	推薦	P	5.50	(0.80)	5.75	(0.89)	4.25	(0.98)	5.98	(0.82)	4.65	(0.88)
		E	4.54	(1.01)	5.73	(0.89)	4.48	(0.99)	5.71	(0.95)	4.74	(1.00)
	一般	P	5.36	(0.73)	6.04	(0.63)	4.37	(1.01)	6.27	(0.55)	4.54	(0.86)
		E	4.90	(1.24)	5.65	(1.02)	4.46	(1.12)	5.80	(0.94)	4.66	(1.23)
2008年度	推薦	P	5.42	(0.90)	5.77	(0.88)	4.30	(1.20)	5.97	(0.83)	4.78	(1.09)
		E	4.44	(1.01)	5.36	(0.95)	4.14	(1.04)	5.42	(0.96)	4.31	(1.28)
	一般	P	5.35	(1.01)	5.77	(1.02)	3.97	(1.10)	5.97	(1.07)	4.72	(0.98)
		E	4.62	(1.00)	5.62	(0.91)	3.91	(1.05)	5.45	(0.97)	4.21	(1.07)

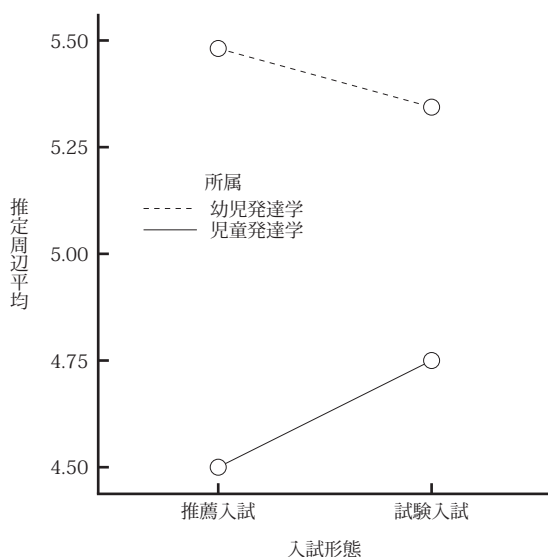


図1. 入試形態 × 所属の交互作用（興味価値）

試験入試学生よりも科目に対して内発的価値を抱いていない傾向が示された（図1）。

#### ②制度利用価値

年度の主効果に傾向が認められた（ $F = 3.31$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .10$ ）。また所属に有意な主効果が認められた（ $F = 7.13$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .01$ ）。就職試験に役立つそうだという科目認知は、2008年度よりも2007年度のほうが高い傾向にあることが示された。また幼児発達学専攻の学生のほうが有意に高い数値を示していた。

#### ③公的獲得価値

他者からの肯定的評価を得られるという認知には、年度に有意な主効果が認められた（ $F = 8.22$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .01$ ）。2007年度のほうがより高い数値を示していた。

#### ④実践利用価値

将来の仕事の実践に役立つと判断した認知には、年度の有意な主効果（ $F = 7.12$ ,  $df = 1/416$ ,  $p$

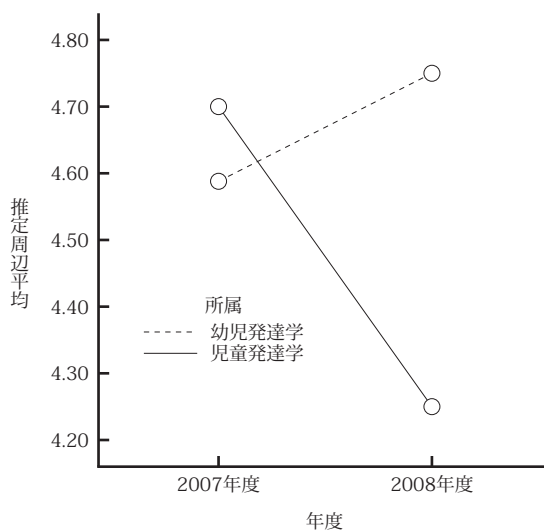


図2. 年度 × 所属の交互作用（私的獲得価値）

$<.01$ ）と所属に有意な主効果（ $F = 25.27$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .0001$ ）が認められた。2007年度のほうが高く、幼児発達学専攻のほうが高いことが示された。

#### ⑤私的獲得

所属の主効果に傾向（ $F = 3.27$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .10$ ）、年度 × 所属に有意な交互作用が認められた。授業科目を通して自己成長を図ることができるとの認知は、2007年度学生のほうが高い傾向があった。

交互作用の下位検定の結果、2008年度における所属と、児童発達学専攻における年度の単純主効果が有意だった。幼児発達学専攻は年度間に差異はないが、児童発達学専攻は2008年度学生の方が有意に低い数値を示していた。また2008年度において児童発達学専攻学生は幼児発達学専攻学生よりも有意に低く評価していた（図2）。

## (4) 学生の質問行動

学生の教員に対する援助要請（質問）行動の平均値を表8に示す。この数値に対して3要因分散分析を実施した。

## ①適応的援助要請行動

年度×所属の交互作用が有意だった ( $F = 6.03$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .05$ )。下位検定の結果、幼児発達学専攻学生における年度の単純主効果が有意であり、2008年度学生の方が高い数値を示していた（児童発達学専攻学生では年度による差異はなかった）。また各年度における所属の単純主効果はともに有意傾向が認められ、2007年度の学生では幼児発達学専攻の学生の方が低く、2008年度の学生では幼児発達学専攻学生の方が高い傾向にあった（図3）。

## ②依存的援助要請

入試形態に有意な主効果が認められた ( $F = 23.51$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .01$ )。また、入試形態 × 所属の交互作用には有意傾向が認められた ( $F = 3.30$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .10$ )。推薦入試による学生のほうが依存的援助要請を行うことが示された。また交互作用の下位検定からは、各所属における入試形態の単純主効果はともに有意だった。また試験入試における所属の単純主効果に有意傾向が認められた。試験入試による学生は依存的援助要請を行わず、特に試験入試による学生においては児童発達学専攻学生にその傾向が強いことが示された。

## ③援助要請の回避

有意な主効果や交互作用は認められなかった。

## (5) 無質問行動に対する態度

理解の失敗に気づいたときにそれを修復する行動

表8. 07PE（現2年次）の1年次と08PE1年次の比較：平均値（SD）

年度	入試	所属	適応THS		依存THS		回避THS	
2007年度	推薦	P	4.13	(0.91)	3.38	(0.87)	3.42	(1.11)
		E	4.27	(0.84)	3.48	(0.90)	3.83	(1.39)
	一般	P	4.17	(0.98)	2.94	(0.99)	3.79	(1.20)
		E	4.56	(1.07)	2.96	(1.12)	3.29	(1.32)
2008年度	推薦	P	4.36	(0.96)	3.37	(0.97)	3.76	(1.24)
		E	4.10	(1.18)	3.51	(1.04)	3.91	(1.27)
	一般	P	4.52	(0.89)	3.19	(0.90)	3.42	(1.08)
		E	4.29	(1.25)	2.69	(1.09)	3.74	(1.28)

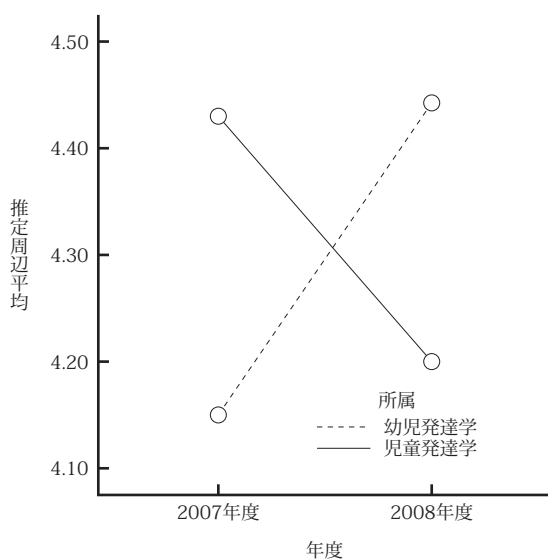


図3. 年度 × 所属の交互作用（教員への適応的援助要請）

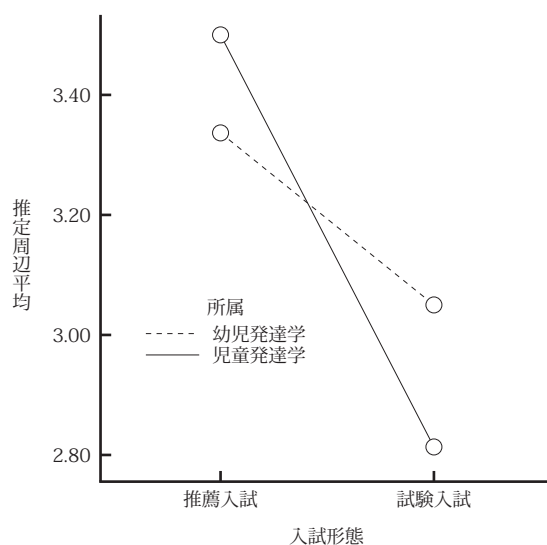


図4. 入試形態 × 所属の交互作用（教員への依存的援助要請）



のひとつに他者を利用するという質問行動がある。このような学習行動の利用を回避する態度を表9に示した。これに対して3要因分散分析を実施した。

#### ①質問構成力不足

年度 ( $F = 5.68$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .05$ ) と所属 ( $F = 4.36$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .05$ ) のそれぞれに有意な主効果が認められた。2008年度の学生の方が高い数値を示しており(2008年度3.86, 2007年度3.55), 幼児発達学専攻の学生が高い数値を示していた(幼児発達学専攻3.84, 児童発達学専攻3.57)。また入試形態×所属の交互作用が有意だった ( $F = 10.42$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .01$ )。2008年度学生と幼児発達学専攻の学生が高い数値を示していた。下位検定を行ったところ, 幼児発達学専攻においては入試形態による差異は有意ではないが, 児童発達学専攻では推薦入試による学生の方が試験入試による

学生よりも有意に高かった。また推薦入試においては専攻の間に有意差はないが試験入試による学生においては幼児発達学専攻の学生の方が有意に高い数値を示していた(図5)。

#### ②否定的評価懸念

入試形態の主効果が有意であり ( $F = 4.03$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .05$ ), 推薦入試による学生の方が高い数値を示していた(推薦入試学生3.17, 試験入試学生2.94)。入試形態×所属の交互作用が有意だった ( $F = 5.01$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .05$ )。幼児発達学専攻学生においては入試形態の間に有意差はないが, 児童発達学専攻においては試験入試による学生の方が推薦入試による学生より有意に低いことが示された。また試験入試による学生では入試形態の間に差異はないが, 推薦入試の学生においては児童発達学専攻の学生の方が有意に高いことが示された

表9. 07PE(現2年次)の1年次と08PE 1年次の比較: 平均値 (SD)

年度	入試	所属	質問構成力不足	否定評価懸念	自力解決	課題回避
2007年度	推薦	P	3.51 (1.21)	2.83 (0.98)	4.17 (0.80)	3.10 (0.99)
		E	3.87 (1.23)	3.67 (1.19)	4.33 (1.07)	3.74 (1.17)
	一般	P	3.90 (1.20)	3.06 (1.15)	4.10 (1.02)	3.36 (0.88)
		E	2.91 (1.68)	2.80 (1.33)	4.20 (0.97)	3.26 (1.42)
2008年度	推薦	P	3.94 (1.17)	3.13 (1.17)	4.05 (0.98)	3.32 (0.92)
		E	3.89 (1.25)	3.04 (1.10)	3.94 (0.92)	3.67 (1.00)
	一般	P	4.02 (1.35)	2.94 (1.03)	4.30 (0.83)	3.30 (1.01)
		E	3.60 (1.37)	2.94 (1.15)	4.49 (1.09)	3.68 (1.06)

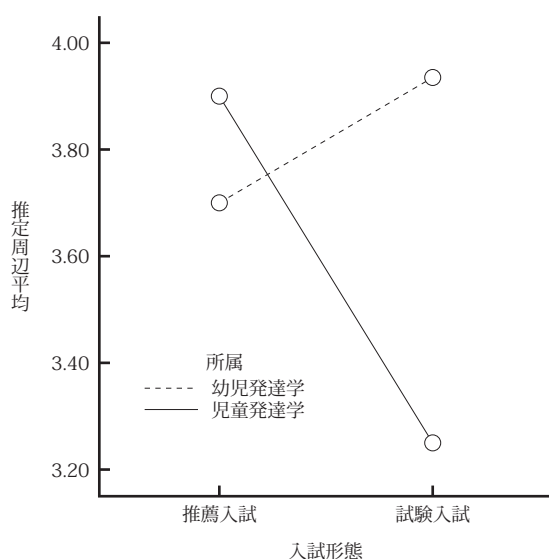


図5. 入試形態 × 所属の交互作用 (質問構成力不足)

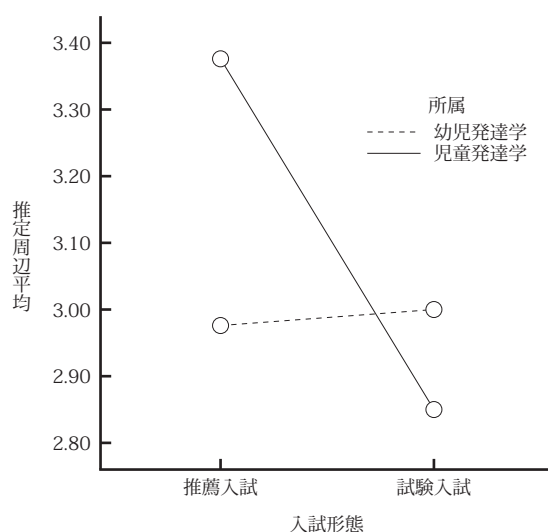


図6. 入試形態 × 所属の交互作用 (否定的評価懸念)

(図 6)。

#### ③自力解決

年度×入試形態の交互作用のみが有意だった ( $F = 6.78$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .05$ )。下位検定の結果、各年度における入試形態の間の差異は有意ではなかった。しかし、各入試形態における年度の単純主効果には有意傾向が認められた。すなわち推薦入試による学生は 2008 年度の学生の方が低く、試験入試による学生では 2008 年度の学生の方が高かった (図 7)。

#### ④課題回避

所属の主効果が有意だった ( $F = 8.69$ ,  $df = 1/416$ ,  $p < .01$ )。児童発達学専攻の学生のほうが高い数値を示した (幼児発達学専攻 3.27, 児童発達学専攻 3.59)。

以上をまとめると、大学初年次に関して、入学年度の違い、入試様式の違い、また専攻による違いごとに学生の特色があるように思われる。しかし、これらの特色はあくまでも多くの要因、たとえば学生本人の基礎学力や大学での教育によってもたらされた産物であるため、学生の固定的な特徴を示すものではなく、時系列の中で変化していく可能性を持ったものととらえていかなければならない。そして、何がその変化に寄与したのかの実証的な検証を行わなければならない。

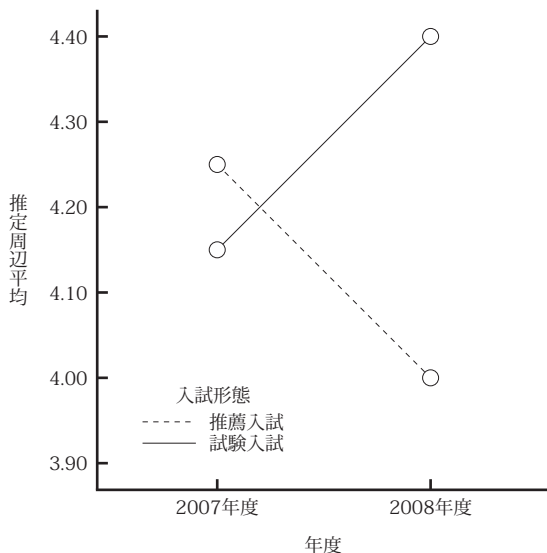


図 7. 年度 × 入試形態の交互作用 (自力解決的態度)

## 本論文のまとめと今後の課題

本論文では、プロジェクト研究に利用した尺度項目の検討を行った。目標志向性尺度については、探索的因子分析によっては、達成理論から導かれる 3 つの因子を抽出することができなかった。そのため確認的因子分析も実施したが、適合度指標や因子関相関の結果ら、3 因子を想定することに問題が残された。大学教育での大学生の目標志向をどのような尺度で測定するかはさらに検討を要する課題である。

また、伊田 (2003) が作成した教科目に対する価値づけの尺度も因子分析によってその妥当性に問題があることが推定された。伊田の作成した尺度から項目をすべて利用せず、各因子から同じ数の項目を抽出して利用したため、尺度が測定する内容が異なった可能性がある。この点の分析や考察については注意が必要であろう。

今後の課題の課題として、本論文で検討された尺度 (項目) を利用して、学生の学業的達成、基礎学力テストや年度末の大学教育全体の GPA スコアや目標志向や目標構造などの動機づけ要因、さらには学習行動としての援助要請行動や学習態度の実態とその因果関係を分析していかなければならない。

## 引用文献

- Dweck, C. S., & Leggett, E. L. (1988). A social-cognitive approach to motivational and personality. *Psychological Review*, 95, 256-273.
- Elliot, A. J., & Church, M. A. (1997). A hierarchical model of approach and avoidance achievement motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72, 218-232.
- 藤田哲也. (2006). 初年次教育の目的と実際. リメディアル教育研究, 1, 1-9.
- 笠原正洋・加藤和生. (2005). 大学生の知覚する目標構造, 目標志向と学業的援助要請行動との関連. 日本教育心理学会第 47 回総会論文集, 366.
- 三木かおり・山内弘継. (2005). 教室の目標構造の知覚, 個人の達成目標志向, 学習方略の関連性. 心理学研究, 76 (1), 260-268.
- 野崎秀正. (2003). 生徒の達成目標志向性とコンピテンスの認知が学業的援助要請に及ぼす影響—抑制態度を媒介としたプロセスの検証—. 教育心理研究, 51, 141-153.
- Roeser, R. W., Midgley, C. M., & Urdan, T. C. (1996). Perception of the school psychological

- environment and early adolescents' psychological and behavioral functioning in school: The mediating role of goals and belonging. *Journal of Educational Psychology*, **88**, 408-422.
- 佐藤 純 . (2004) . 学習方略に関する因果モデルの検討 . 日本教育工学雑誌, **28**, 29-32.
- 田中あゆみ・山内弘継 . (2003) . 大学生の達成目標と授業評価，学業遂行の関連 . 日本教育工学雑誌, **27** (4), 397-403.
- Turner, J. C., Midgley, C., Meyer, D. K., Gheen, M., Anderson, E. M., & Kang, Y. (2002) . The classroom environment and students' reports of avoidance strategies in mathematics: A multimethod study. *Journal of Educational Psychology*, **94** (1), 88-106.
- Urdan, T. (2004) . Predictors of academic self-handicapping and achievement: Examining achievement goals, classroom goal structures, and culture. *Journal of Educational Psychology*, **96** (2), 251-264.