

教員養成学部生の進路選択に対する自己効力

白尾秀隆〔鹿児島大学大学院教育学研究科〕・今林俊一〔鹿児島大学教育学部(教育心理学)〕
川畠秀明〔鹿児島大学教育学部(教育心理学)〕

Self-Efficacy on Career Decision of College Students Majoring in Education

SHIRAO Hidetaka · IMABAYASHI Shunichi · KAWABATA Hideaki

キーワード：進路選択に対する自己効力、教職志望度、教職適性、教員養成学部生

1. はじめに

自己効力とは、ある行動が自分にうまくできるかどうかという予期、すなわち効力予期の認知されたものであり、行動と直接的な関連を持つと仮定されている (Bandura, 1977)。自己効力は、選択、願望、野心、努力やその維持のレベル、逆境からの回復力、そしてストレスや抑うつなどへの弱さに影響を与えるとされている (Bandura, 1997)。Bandura (1997) によると、障害や失敗に直面したときに、自己効力の低い人は、努力を怠ったり、すぐにあきらめてしまうが、自己効力の高い人は、挑戦したことに失敗しそうなときは最大の努力を払うとされている。

この自己効力は、様々な領域で研究が行われているが、進路関連領域においては、Taylor & Betz (1983) によって、進路を選択・決定する過程で必要な行動に対する自己効力 (Career Decision-Making Self-Efficacy) という概念が提唱されている。進路選択に対する自己効力が高い者は、自ら進んで目標を定め、それを確実に実行することができるし、また、障害や失敗に直面したときも粘り強く努力を続けることができる。一方、進路選択に対する自己効力の低い者は、たとえそれが自分の人生の目的を達成するために必要なものと理解していても、自信のなさから選択を回避したり、困難な状況ではたやすく諦めてしまうと考えられている。

例えば、Hackett (1981) は、大学生を対象として、20種の職業の選択に対する自己効力が高いと、職業選択の幅が広がることを明らかにしている。浦上 (1996a) は、女子短大生を対象として、進路選択に対する自己効力が積極的な就職活

動を導き、さらに就職活動は自己概念の明確化を促進することを明らかにしている。富安 (1997) は、大学生を対象として、進路決定自己効力が高いほど進路選択行動、自己評価行動、情報収集行動、計画立案行動が活発に行われることを明らかにしている。安達 (2001) は、女子短大生を対象として、自己理解に対する効力と情報収集に対する効力が、就業動機を介在して職業未決定に抑制的な影響を及ぼすことを明らかにしている。

進路選択に対する自己効力を扱った研究において、教員養成学部生を対象としたものは、まだ数が少ないが、長岡ら (2001) は、教育実習前後での進路選択に対する自己効力 (Self-Efficacy on Career Decision) と進路 (キャリア) 成熟の変化、及び両者の関係を検討し、実習後に進路選択に対する自己効力は高まるが、進路 (キャリア) 成熟は高まらないこと、さらに、実習前の進路選択に対する自己効力が、実習前の進路 (キャリア) 成熟だけではなく、実習後の進路 (キャリア) 成熟にも影響を及ぼしていることを明らかにしている。このことから、教育実習は学生が選択・進路を決定していく上で啓発的経験として、有効な活動であることが示唆されたが、教育実習を啓発的経験として十分機能させるには、教育実習の事前指導などにおいて、進路選択に対する自己効力を高めるような指導や援助が必要であると考察している。

そこで本研究では、教員養成学部生の教職志望度や教職適性が、進路選択に対する自己効力にどのような影響を及ぼしているのか、そしてまた、それらの影響には違いがあるのか、ということなどについて検討を行い、教員養成学部生における

進路選択の心理的な特徴を明らかにすることを目的とする。

2. 方 法

2. 1. 調査対象者：鹿児島大学教育学部生145名（男子48名、女子97名）

2. 2. 調査内容

(1) 進路選択に対する自己効力尺度 (Self-Efficacy on Career Decision Scale : SECD) (長岡ら, 2001)：この尺度は、「目標選択」、「情報収集」、「自己評価」、「計画立案」、「問題解決」の5因子、全40項目で構成されている。回答は5件法で評定させた。

(2) 教職志望度：将来教師になりたいかどうかについて5件法で評定させた。

(3) 教職適性：自分が教師に向いていると感じるかどうかについて5件法で評定させた。

2. 3. 調査手続き：授業終了後に、調査対象者に質問紙を配布し、一斉に実施した。

2. 4. 処理：進路選択に対する自己効力尺度は、「全く自信がない」から「非常に自信がある」までを1点から5点として得点化して用了。教職志望度は、「なりたくない」から「なりたい」までを1点から5点として得点化して用了。教職適性は、「向いていない」から「向いて

いる」までを1点から5点として得点化して用了。

3. 結 果

3. 1. 進路選択に対する自己効力について

全40項目について因子分析を行った。主因子法により因子を抽出し、固有値の減衰状況や因子解釈の可能性から3因子解釈を採用し、プロマックス回転を行った。さらに、因子負荷が0.40に満たなかった項目を削除し、最終的に18項目を選定した。回転後の因子パターンをTable 1に示した。項目内容や先行研究の結果から、第1因子は「計画立案」、第2因子は「目標選択」、第3因子は「自己評価」と命名した。さらに、各因子のクローンバックの α 係数は、第1因子は $\alpha=.89$ 、第2因子は $\alpha=.86$ 、第3因子 $\alpha=.84$ であり、各因子の内的整合性は十分に高いと言える。なお、各因子間の相関は、第1因子と第2因子で $r=.673$ 、第1因子と第3因子で $r=.526$ 、第2因子と第3因子で $r=.534$ であった。長岡ら(2001)では「目標選択」、「情報収集」、「自己評価」、「計画立案」、「問題解決」の5因子構造であったが、本研究においては、「情報収集」、「問題解決」の2つが抽出されず、3因子構造となった。

Table 1. 進路選択に対する自己効力尺度の因子分析結果（主因子法、プロマックス回転）

質問項目	第1因子	第2因子	第3因子
第1因子: 計画立案($\alpha = .89$)			
進路目標を達成するために、計画を立てること。	.861	-.007	-.060
将来のために在学中にやっておくべきことの計画を立てること。	.853	-.148	.016
進路目標を達成するために、念入りに計画を練ること。	.706	.034	.072
就職活動の計画を具体的に立てること。	.692	.075	.006
将来の進路で役に立ちそうな、専攻外の勉強の計画を立てること。	.646	-.179	.230
志望職業の実現に向けて、実行可能な計画を立てること。	.588	.182	-.036
就きたい職業に就けるのであれば、少々の苦労でも我慢すること。	.494	.296	-.227
就職する目的を明確にすること。	.426	.266	.083
自分が希望した仕事で困難な問題が生じた場合でも、それが解決するまで粘り強く続けること。	.425	.274	-.082
第2因子: 目標選択($\alpha = .86$)			
将来從事したい職業が何なのかをはっきりさせること。	.063	.895	-.045
将来、自分は何を成し遂げたいのかをはっきりさせること。	-.003	.776	.048
将来どのような生活を送りたいのかをはっきりさせること。	-.131	.607	.200
自分にとって興味のある職業分野を知ること。	-.002	.589	.056
自分の価値観にあった職業分野を明確にすること。	.210	.544	.046
第3因子: 自己評価($\alpha = .84$)			
自分の性格を理解すること。	-.144	.079	.791
自分自身についてより深く理解すること。	-.029	.115	.785
自分の能力を正確に把握すること。	.097	-.039	.718
自分の職業に対する適性を正確に把握すること。	.327	.024	.486

3. 2. 教職志望度について

Fig. 1は教職志望度の得点分布を示したものである。教職志望度の得点は、やや高得点のほうに偏って分布している。今回の結果を今林(1993), 今林・中島(1995)の結果と比較すると、平均値はほぼ同様の値を示しているが、標準偏差が大きくなっていることが明らかにされた。このことは、従来の研究結果の調査対象者が実習生のみを対象にしているのに対して、今回は全学年を対象にしていることと関連があると考えられる。

3. 3. 教職適性について

Fig. 2は教職適性の得点分布を示したものである。教職適性の得点は、ほぼ正規分布を示した。

教職志望度の得点分布との違いから、自らの教職志望度と教職適性とにギャップを感じている教員養成学部生の存在が示唆されよう。

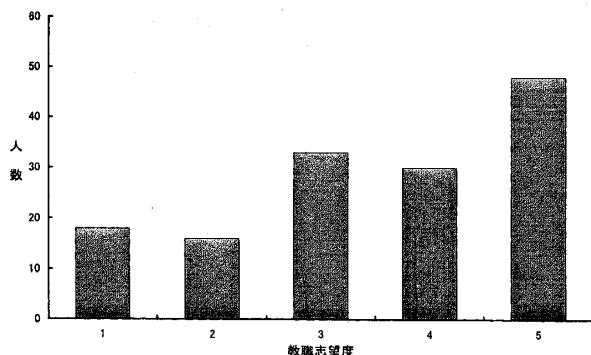


Fig. 1. 教職志望度の度数分布

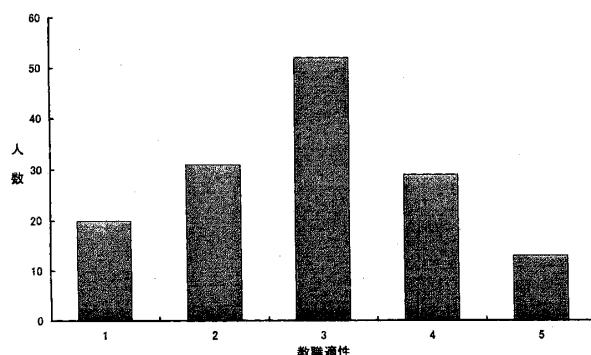


Fig. 2. 教職適性の度数分布

3. 4. 学年による1要因分散分析について

Table 2は、進路選択に対する自己効力得点を、学年(H群: 55名, M群: 44名, L群: 46名)別に示したものである(H群~3年生: 28.97%, 4年生: 8.97%; M群~2年生: 30.34%; L群~1年生: 31.72%)。各因子につ

いて1要因分散分析を行った結果、全ての因子において、有意な差は見られなかった(「計画立案」: $F(2, 142)=0.94, p>.10$; 「目標選択」: $F(2, 142)=1.68, p>.10$; 「自己評価」: $F(2, 142)=1.49, p>.10$)。

これらの結果から、教育実習を経験し、就職が迫ってきている3, 4年生も、1, 2年生と同程度の信念や自信しかもっていないことが明らかになった。すなわち、進路選択の時期が来ているのにも関わらず、教員養成学部生の信念や自信は十分に高まっていないことを示唆していると言えよう。

Table 2. 学年別の進路選択に対する自己効力得点

学年 N	H群	M群	L群
	M (SD)	M (SD)	M (SD)
計画立案	3.53 (0.74)	3.39 (0.89)	3.32 (0.64)
目標選択	3.81 (0.81)	3.50 (0.87)	3.63 (0.76)
自己評価	3.67 (0.82)	3.37 (0.97)	3.52 (0.69)

3. 5. 教職志望度によるt検定について

Table 3は、進路選択に対する自己効力得点を、教職志望度群(H群: 78名, L群: 67名)別に示したものである(H群~5点: 33.10%, 4点: 20.69%; L群~3点: 22.76%, 2点: 11.03%, 1点: 12.41%)。各因子についてt検定を行った結果、「計画立案」と「目標選択」において、志望度H群のほうが志望度L群よりも有意に得点が高かった(「計画立案」: $t(143)=2.89, p<.01$; 「目標選択」: $t(143)=3.83, p<.001$)。

これらの結果から、教職志望度の高い者は、教職志望度の低い者に比べて、自分なりの目標を設定し、それを達成するための計画を立て、さらに実行することができると感じていることが明らかになった。

Table 3. 教職志望度別の進路選択に対する自己効力得点

教職志望度 N	H群	L群
計画立案 M (SD)	3.57 (0.69)	3.21 (0.78)
目標選択 M (SD)	3.88 (0.75)	3.38 (0.82)
自己評価 M (SD)	3.56 (0.84)	3.48 (0.82)

3. 6. 教職適性による1要因分散分析について

Table 4は、進路選択に対する自己効力得点を、教職適性群（H群：42名、M群：52名、L群：51名）別に示したものである（H群～5点：8.97%，4点：20.00%；M群～3点：35.86%；L群～2点：21.38%，1点：13.79%）。各因子について1要因分散分析を行った結果、全ての因子において主効果がみられ（「計画立案」：F(2, 142)=10.70, p<.001；「目標選択」：F(2, 142)=8.50, p<.001；「自己評価」：F(2, 142)=8.57, p<.001），多重比較の結果、適性H群のほうが適性L群よりも有意に得点が高かった（「計画立案」、「自己評価」：p<.001；「目標選択」：p<.01）。さらに、「計画立案」と「目標選択」では、適性M群が適性L群よりも有意に得点が高く(p<.01)、「自己評価」では、適性H群が適性M群よりも有意に得点が高かった(p<.05)。

Table 4. 教職適性群別の進路選択に対する自己効力得点

教職適性	H群 N	M群 N	L群 N
計画立案	M 3.73 (SD) (0.71)	M 3.49 (SD) (0.64)	M 3.06 (SD) (0.77)
目標選択	M 3.92 (SD) (0.77)	M 3.77 (SD) (0.63)	M 3.29 (SD) (0.91)
自己評価	M 3.92 (SD) (0.75)	M 3.48 (SD) (0.66)	M 3.25 (SD) (0.91)

3. 7. 学年と教職志望度による2要因分散分析

について

Table 5は、学年と教職志望度による進路選択に対する自己効力得点の平均を因子ごとに示したものである。各因子ごとに2要因分散分析を行った結果、「計画立案」では、交互作用が認められた(F(2, 139)=3.56, p<.05)。そこで、「計画立案」の各水準ごとに単純主効果を分析した結果、志望度H群では、学年の単純主効果があり(F(2, 139)=3.76, p<.05)，学年L群では、志望度の単純主効果の傾向があり(F(1, 139)=3.23, p<.10)，学年M群では、志望度の単純主効果があった(F(1, 139)=12.71, p<.01)。多重比較の結果、志望度H群では、学年M群が学年H群よりも有意に自己効力得点が高く(p<.05)，学年L群では、志望度H群が志望度L群よりも有意に自己効力得点が高い傾向にあり(p<.10)，学年H群では、志望度H群が志望度L群よりも有意に自己効力得点が高かった(p<.01)。「目標選択」では、教職志望度の主効果があった(F(1, 139)=14.40, p<.001)。「自己評価」では、群間に有意な差は見られなかった。

Table 5. 学年と教職志望度群別の進路選択に対する自己効力得点

学年	H群(N=55)		M群(N=44)		L群(N=46)		全体 (N=145)
	教職志望度	H群 (N=33)	L群 (N=22)	H群 (N=18)	L群 (N=26)	H群 (N=27)	L群 (N=19)
計画立案	M 3.32 (SD) (0.64)	M 3.32 (SD) (0.65)	M 3.86 (SD) (0.68)	M 3.07 (SD) (0.89)	M 3.69 (SD) (0.68)	M 3.30 (SD) (0.77)	M 3.41 (SD) (0.75)
目標選択	M 3.73 (SD) (0.74)	M 3.48 (SD) (0.79)	M 4.01 (SD) (0.76)	M 3.14 (SD) (0.77)	M 3.96 (SD) (0.75)	M 3.59 (SD) (0.87)	M 3.65 (SD) (0.82)
自己評価	M 3.46 (SD) (0.68)	M 3.61 (SD) (0.71)	M 3.57 (SD) (1.03)	M 3.23 (SD) (0.92)	M 3.68 (SD) (0.88)	M 3.66 (SD) (0.73)	M 3.52 (SD) (0.83)

3. 8. 学年と教職適性による2要因分散分析について

Table 6は、学年と教職適性による進路選択に対する自己効力得点の平均を因子ごとに示したものである。各因子ごとに2要因分散分析を行った結果、全ての因子において、教職適性の主効果があった（計画立案： $F(2, 136)=10.72, p<.001$ ；目標選択： $F(2, 136)=7.95, p<.01$ ；自己評価： $F(2, 136)=9.05, p<.001$ ）。多重比較の結果、「計画立案」及び「目標選択」では、適性H群が適性L群よりも有意に自己効力得点が高く（「計画立案」： $p<.001$ ；「目標選択」： $p<.01$ ），適性M群が適性L群よりも有意に自己効力得点が高かった（ $p<.01$ ）。「自己評価」では、適性H群が適性L群よりも有意に自己効力得点が高く（ $p<.001$ ），適性H群が適性M群よりも有意に自己効力得点が高かった（ $p<.05$ ）。

3. 9. 教職志望度と教職適性による2要因分散分析について

Table 7は、教職志望度と教職適性による進路選択に対する自己効力得点の平均を因子ごとに示したものである。各因子ごとに2要因分散分析を行った結果、「計画立案」では、教職適性の主効

果があった（ $F(2, 139)=6.59, p<.01$ ）。多重比較の結果、適性H群が適性L群よりも有意に自己効力得点が高く（ $p<.001$ ），適性M群が適性L群よりも有意に自己効力得点が高かった（ $p<.01$ ）。「目標選択」では、教職志望度の主効果があり（ $F(1, 139)=4.20, p<.05$ ），教職適性の主効果に傾向があった（ $F(2, 139)=2.40, p<.10$ ）。多重比較の結果、適性H群が適性L群よりも有意に自己効力得点が高く（ $p<.001$ ），適性M群が適性L群よりも有意に自己効力得点が高かった（ $p<.01$ ）。また、志望度H群が志望度L群よりも有意に自己効力得点が高かった（ $p<.05$ ）。「自己評価」では、交互作用の傾向が認められた（ $F(2, 139)=2.78, p<.10$ ）。そこで、「自己評価」の各水準ごとに単純主効果を分析した結果、適性L群では、教職志望度の単純主効果があり（ $F(1, 139)=7.39, p<.01$ ），志望度H群では、教職適性の単純主効果があった（ $F(2, 139)=9.43, p<.001$ ）。多重比較の結果、適性L群では、志望度L群が志望度H群よりも有意に自己効力得点が高く（ $p<.01$ ），志望度H群では、3つの群のそれぞれの得点間において、適性H群、M群、L群の順で有意に自己効力得点が高かった（H-L： $p<.001$ ；H-M, M-L： $p<.05$ ）。

Table 6. 学年と教職適性群別の進路選択に対する自己効力得点

学年	H群(N=55)			M群(N=44)			L群(N=46)			全体 (N=145)	
	H群 (N=15)	M群 (N=21)	L群 (N=19)	H群 (N=15)	M群 (N=12)	L群 (N=17)	H群 (N=12)	M群 (N=19)	L群 (N=15)		
計画立案	M (SD)	3.47 (0.74)	3.48 (0.52)	3.04 (0.61)	3.83 (0.68)	3.25 (0.91)	3.10 (0.94)	3.94 (0.67)	3.64 (0.52)	3.05 (0.81)	3.41 (0.75)
	M (SD)	3.88 (0.78)	3.80 (0.52)	3.25 (0.86)	3.84 (0.77)	3.40 (0.76)	3.26 (0.98)	4.07 (0.79)	3.98 (0.56)	3.39 (0.97)	3.65 (0.82)
目標選択	M (SD)	3.85 (0.66)	3.54 (0.62)	3.25 (0.70)	3.90 (0.73)	2.98 (0.83)	3.18 (1.08)	4.02 (0.93)	3.72 (0.41)	3.32 (1.00)	3.52 (0.83)
	M (SD)	3.74 (0.68)	3.57 (0.65)	3.03 (0.68)	3.71 (0.88)	3.33 (0.60)	3.07 (0.80)	3.41 (0.75)			

Table 7. 教職志望度と教職適性群別の進路選択に対する自己効力得点

教職志望度	H群(N=78)			L群(N=67)			全体 (N=145)	
	H群 (N=34)	M群 (N=34)	L群 (N=10)	H群 (N=8)	M群 (N=18)	L群 (N=41)		
計画立案	M (SD)	3.74 (0.68)	3.57 (0.65)	3.03 (0.68)	3.71 (0.88)	3.33 (0.60)	3.07 (0.80)	3.41 (0.75)
	M (SD)	3.98 (0.76)	3.85 (0.62)	3.60 (1.07)	3.63 (0.77)	3.63 (0.64)	3.22 (0.87)	3.65 (0.82)
目標選択	M (SD)	3.95 (0.77)	3.44 (0.65)	2.65 (0.84)	3.78 (0.74)	3.54 (0.69)	3.39 (0.88)	3.52 (0.83)
	M (SD)	3.74 (0.68)	3.57 (0.65)	3.03 (0.68)	3.71 (0.88)	3.33 (0.60)	3.07 (0.80)	3.41 (0.75)

4. 考 察

4. 1. 進路選択に対する自己効力について

Table 1に示したように、本研究で用いた進路選択に対する自己効力尺度は、これまでの先行研究では、5因子構造とされていたが、本研究では、「情報収集」と「問題解決」が抽出されず、3因子構造となっている。因子の項目内容を見てみると、長岡ら(2001)では「問題解決」に含まれていた項目のうちの2つが、本研究においては「計画立案」に含まれる形で抽出されている。また、長岡ら(2001)では「目標選択」に含まれていた項目のうち、本研究においては「計画立案」に含まれている項目が1項目あり、同様に、長岡ら(2001)では「自己評価」に含まれていた項目のうち、本研究においては「目標選択」に含まれている項目が2項目あった。

これらの結果から、「計画立案」の内容として、長岡ら(2001)では計画を立案することのみに重点が置かれていたのに対し、本研究の項目内容からは、就職の目的を明確にした上で計画を立案し、さらにその計画を実行することについても、その内容に含まれていると言える。「目標選択」の内容として、長岡ら(2001)では自分の将来像を明確にすることのみに重点が置かれていたのに対し、本研究では、職業分野に関して深く理解することについてまでも、その内容に含まれていると言える。すなわち、本研究における「計画立案」とは、就職の目的を明確にした上で計画を立案し、さらにその計画をうまく実行することができる、という信念であり、「目標選択」とは、職業分野に関して深く理解した上で、自分の将来像を明確にすることができます、という信念であると言えよう。「自己評価」については、長岡ら(2001)と同じく、自分自身について、深く理解し、正確に評価することができる、という信念であると言える。

また、本研究においては、長岡ら(2001)で「情報収集」に含まれていた項目は1つも抽出されていない。この結果から、教員養成学部生の全学年を対象にした場合には、進路選択に必要な情報を集めることができる、という信念が、十分に形成されていない可能性を示唆している。さら

に、実際に進路を選択・決定する際に、多くの情報を集めずに、単に社会的な期待に沿う方向で進路を決定てしまっている教員養成学部生や、特に時間的に余裕のある学年の場合は、進路について迷い悩んでいながらも、情報収集の大切さを実感できずにいる教員養成学部生の存在を示唆しているとも言えよう。

4. 2. 教職適性による1要因分散分析について

分析結果から、自分の教職適性が高いと感じている者は、自分の教職適性が低いと感じている者に比べ、進路選択の効力感の全ての側面において高い信念や自信をもっていることが明らかになった。特に「自己評価」においては、自分の教職適性が高いと感じている者は、高いとも低いともどちらとも言えないと感じている者と比べても、高い信念や自信をもっているようである。また、自分の教職適性が低いと感じている者は、特に「計画立案」と「目標選択」において、高いと感じている者だけでなく、高いとも低いともどちらとも言えないと感じている者と比べても、信念や自信を喪失していることが明らかになった。

すなわち、自分の教職適性が高いと感じている者の特徴は、自分自身について、より正確に理解し評価できている、と感じていることであると言えよう。一方、自分の教職適性が低いと感じている者の特徴は、明確な将来の目標を設定し、計画を立て、実行していくことが非常に難しいと感じていると言えよう。

4. 3. 学年と教職志望度による2要因分散分析について

Fig. 3は、学年と教職志望度による「計画立案」の自己効力得点の平均を示したものである。分析結果から、教職志望度の高い者にとっては、教育実習の経験が、教職に就くための計画を立て、それを実行うまくできるという信念や自信を低下させてしまうことが示唆される。これは長岡ら(2001)の結果とは異なっているが、長岡ら(2001)では、進路選択に対する自己効力が、実習終了後に一時的に上昇していた可能性もあり、本研究の結果の妥当性を否定するものではないと考えられる。また、この結果を違う観点から捉えてみると、教職を志望しているがゆえに強くなり

すぎていた信念や自信が、現実に即したものになつたとも考えられるだろう。

4. 4. 教職志望度と教職適性による2要因分散分析について

Fig. 4は、教職志望度と教職適性による「自己評価」の自己効力得点の平均を示したものである。分析結果から、教職適性は、教職志望度の高い者にとって、進路を選択・決定する際の自己理解・自己評価の指標として大きな意味をもっているが、教職志望度の低い者にとって、ほとんど意味をもっていないことが明らかになった。また、教職志望度は低いが教職適性は高いと感じている者は、ある程度良好な自己理解・自己評価の信念や自信をもっているのに対して、教職志望度は高いが教職適性が低いと感じている者は、自己理解・自己評価の信念や自信を喪失しており、このことにより、進路選択に対して困難を感じていると考えられる。

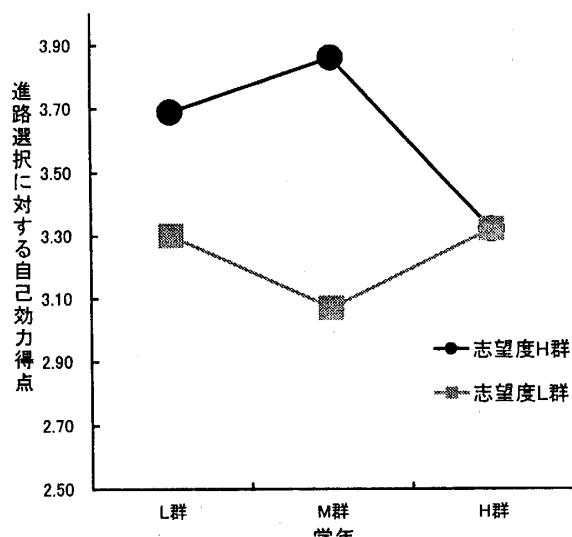


Fig. 3. 学年と教職適性群別の進路選択に対する自己効力得点の平均値

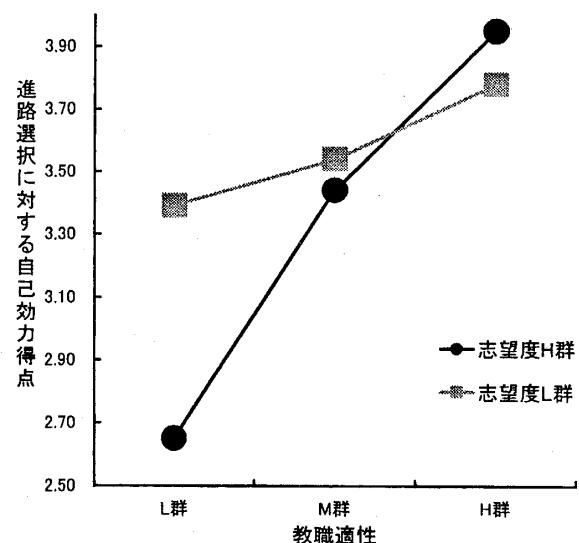


Fig. 4. 教職志望度群と教職適性群別の進路選択に対する自己効力得点の平均値

5. 要 約

本研究では、教員養成学部生の全学年を対象とし、進路選択に対する自己効力の学年による差異や教職志望度、教職適性との関連について検討を行った。その結果、教員養成学部生の進路選択に対する自己効力の特徴として、次のようなことが明らかになった。①情報収集の自己効力が未発達の状態である。②進路選択行動が必要な局面になつても、進路選択に対する自己効力が十分に高まらない。③進路選択に対する自己効力は、教職志望度よりも教職適性に強い影響を受けている。④教職志望度は高いが、教職適性が低い学生は自己理解・自己評価の信念や自信を喪失しており、このような苦しい心理的状況に陥っている学生が少数ではあるが存在している。

現在の教員養成学部生は、若松（1997）も指摘しているように、もはや一枚岩では捉えられなくなつてきている。職業決定・未決定は、決まつた一決まらない、積極的一消極的など単一次元の軸に乗せて説明できる現象ではなく、多次元的な側面をもつ問題として捉えていかねばならない（安達、2003）のだろう。本研究の結果からも、教職を志望しているが、実は、自分の適性のなさに悩み、苦しんでいる学生の存在が浮き彫りとなつた。

教員養成学部生を対象とした研究では、教育実

習の効果がこれまでよく取り上げられている。例えば、今林ら (2004)、白尾 (2004) などによって、教育実習を通して教師効力が高まることが明らかにされており、教育実習においては、進路選択に対する自己効力と教師効力との関連も検討していく必要があろう。また、長岡ら (2001) は、教育実習を啓発的経験として機能させるために、教育実習の事前指導などにおける、進路選択に対する自己効力を高めるような指導・援助の必要性を指摘しているが、今後は、教育実習も含め、より広い視野に立った、より個別的な指導・支援の方法を模索していく必要があろう。

参考文献

- 安達智子 2001 進路選択に対する効力感と就業動機、職業未決定の関連について—女子短大生を対象とした検討— 心理学研究, 72, 10-18.
- 東 清和・安達智子 2003 大学生の職業意識の発達—最近の調査データの分析から— 学文社
- 今林俊一 1993 教育実地研究に関する教育心理学的研究(2) 鹿児島大学教育学部教育実践研究紀要, 第3巻, 67-79.
- 今林俊一・川畑秀明・白尾秀隆 2004 教育実地研究に関する教育心理学的研究(6) 鹿児島大学教育学部教育実践研究紀要, 第14巻, 85-99.
- 今林俊一・中島恵美子 1995 教育実地研究に関する教育心理学的研究(3) 鹿児島大学教育学部教育実践研究紀要, 第5巻, 33-44.
- 長岡 大・松井賢二・山田 亮 2001 大学生の進路選択に対する自己効力と進路（キャリア）成熟—教育実習前後の比較を通して— 進路指導研究, 20, 11-20.
- 坂野雄二・前田基成(編) 2002 セルフ・エフィカシーの臨床心理学 北大路書房
- 白尾秀隆 2004 教師効力感の変容に関する研究 平成15年度鹿児島大学教育学部心理学科卒業論文.
- 竹綱誠一郎・鎌原雅彦・沢崎俊之 1988 自己効力に関する研究の動向と問題 教育心理学研究, 36, 172-184.
- 富安浩樹 1997 大学生における進路決定自己効力と進路決定行動との関連 発達心理学研究, 8, 15-25.
- 浦上昌則 1996a 女子短大生の職業選択過程についての研究—進路選択に対する自己効力、就職活動、自己概念の関連から— 教育心理学研究44, 195-203.
- 浦上昌則 1996b 就職活動を通しての自己成長—女子短大生の場合— 教育心理学研究44, 400-409.
- 若松養亮 1997 教員養成学部生における教職志望意識の変化に及ぼす要因の検討, 進路指導研究, 18, 1-8.
- 若松養亮・古川津世志 1997 教員養成学部生における教職志望意識の変化に及ぼす要因の検討, 進路指導研究, 17, 19-29.