

教員養成課程の学部生の教職志望に及ぼす 自己効力感の影響

— 就職活動に関する自己効力感と仕事内容に関する自己効力感に着目して —

児玉真樹子・平尾 朋子¹

(2014年10月2日受理)

Influences of Two Types of Self-Efficacy on the Teaching Aspirations of Teachers-in-Training
— Job-hunting self-efficacy and job self-efficacy —

Makiko Kodama and Tomoko Hirao

Abstract: The purpose of this study was to examine the influence of job-hunting self-efficacy and job self-efficacy on the teaching aspirations of students in teacher-education courses, using Social Cognitive Career Theory. A questionnaire was distributed to 129 university students (84 second-year students and 45 third-year students) enrolled in a teacher-training course. Analyses showed the following: 1) the influence of job-hunting self-efficacy on students' teaching aspirations was greater than that of job self-efficacy, and 2) the influence of job-hunting self-efficacy on teaching aspirations differed between underclassmen and upperclassmen. Specifically, third-year students' job-hunting self-efficacy affected their teaching aspirations. However, there was no such effect for the second-year students.

Key words: teaching aspiration, job-hunting self-efficacy, job self-efficacy

キーワード：教職志望、就職活動に関する自己効力感、仕事内容に関する自己効力感

問 題

近年、教員養成課程において教員志望でない学生が比較的多く存在することが指摘されている。文部科学省(2014)によると、国立の教員養成大学・学部(教員養成課程)等の平成25年3月卒業者の教員就職率は61.3%で、卒業生数から大学院等への進学者と保育士への就職者を除いた場合の教員就職率は70.1%であった。また、教員養成大学や教員養成課程の学部に入学者後に進路を変える者も多い。若松・古川(1997)は、教員養成課程の4年生の学生を対象に調査したところ、入学時に教職を目指しており4年生6月時点でも教職を目指している「一貫志望群」は51.1%にとどまり、入

学時は教職を目指していたが4年生6月時点では教職志望ではない「転向非志望群」が14.3%、入学時は教職を目指すつもりはなく、4年生6月時点では教職を志望する「転向志望群」が12.8%、入学時も4年生6月時点でも教職志望ではない「一貫非志望群」が21.8%であったと報告している。すなわち、教員養成課程に在籍する学生は入学時から進路を決定しているとは言えず、大学在学中に進路を模索している状況が読み取れる。

進路選択に関する研究の中で近年注目されている要素の一つとして、自己効力感(Bandura, 1977)が挙げられる。Lent, Brown, & Hackett (1994)は、その自己効力感を中心としたBandura (1986)の社会的認知理論の枠組みを職業選択領域に適用し、社会・認知的キャリア理論(Social Cognitive Career Theory: SCCT)を提唱している。SCCTは、自己効力感、結

¹神戸税関

果期待が興味に影響を及ぼし、目標設定に結び付くというモデルを提示している。なお、自己効力感とは、ある活動や行動をうまく遂行する能力にかかわる信念であり、結果期待とは、ある活動や行動を遂行することで生じるであろう結果に対する信念であり、目標設定とは自分の主な職業興味の中から最も関心の高い目標の選択を意味し (Lent et al., 1994)、目標設定は進路選択と言い変えることができる。

多くの研究で SCCT のモデルを用いて進路選択における自己効力感の働きについて検討しているが、これらの研究で扱われている自己効力感としては、大きく2つに分類できる。1つ目は、特定の職業の内容に着目して、その仕事ができそうだという自己効力感 (以下、仕事内容自己効力感と呼ぶ) である。例えば、特定の職業に関する自己効力感を測定している研究 (e.g. 児玉, 2012) や、Holland の6つの職業分類毎に自己効力感を測定している研究 (e.g. 安達, 2003) がこのタイプの研究に分類される。もう1つは、進路選択過程において必要となる具体的な活動 (就きたい仕事をはっきりさせる、就職活動の計画を立てるなど) にかかわる自己効力感 (以下、進路選択過程自己効力感と呼ぶ) である。例えば進路選択に対する自己効力感 (Career Decision Making Self Efficacy) を測定する尺度を用いた研究 (e.g. 安達, 2001) がこのタイプに分類される。

教員養成課程の学生の進路選択 (主に教職志望変化) に影響を及ぼす要因を検討する研究も行われている。特に多いのは教職志望に及ぼす教育実習の影響をみたものであり (e.g. 今栄・清水, 1994)、児玉 (2012) はこれらを概観し、実習を通しての教職に関わる能力に関する自信の変化、教職に対する興味の変化、教職のやりがいの認知の変化、教職適合性の認知の変化、指導教員からの支援 (手本となることを含む)、実習の充実度が、教職志望の変化をもたらす主要因になると述べている。また、大学4年間の過程で影響を及ぼす要因について検討した研究もみられる (若松, 1997; 若松・古川, 1997)。若松・古川 (1997) は、教育実習での経験や、教職に対する気がかりの認知が、教職志望変化に影響を及ぼすことを示している。また、若松 (1997) は、教職にやりがいや自分らしさの発揮といった魅力を感じている者が教職を志望していることを示している。

SCCT を基に、教員養成課程の学生の教職志望に及ぼす進路選択に関わる自己効力感の影響をみた研究は、少ないながらもみられる。仕事内容自己効力感を扱ったものとしては児玉 (2012) が挙げられる。この研究は、SCCT をベースにし、教育実習を通しての教職に

関する自己効力感の変化と教職に関する結果期待の変化が教職への興味の変化を媒介して教職志望の変化に影響することを明らかにした。

一方、進路選択過程自己効力感と教職志望との関係をみた研究としては白尾・今林・川畑 (2005) がある。白尾他 (2005) では、計画立案、目標選択、自己評価の3因子からなる進路選択に対する自己効力尺度を用いており、教職志望が高いほど、計画立案因子と目標選択因子の得点が高いことが示された。しかし、この研究は SCCT を基にしたものではない。また、白尾他 (2005) で扱われているような、一般的な進路選択過程自己効力感とは、自分なりの進路に関わる目標を定め、その目標を達成するために計画を立て実行するといった進路選択活動に関わる自己効力感であり、その進路の目標が教職とは限らない。そのため、一般的な進路選択過程自己効力感とは、SCCT を基に教職志望への影響を検討するには不適切であろう。

児玉 (2013) は SCCT をベースに、教職に就く過程に関わる自己効力感と教職の仕事内容自己効力感とが教職興味に及ぼす影響について、教育実習前後で比較検討した。その結果、教育実習前は両方の自己効力感が教職興味に影響を示したが、実習後は仕事内容自己効力感のみが教職興味に影響を示していた。しかしこの研究では、教職に就く過程に関わる自己効力感を、教職に就くための諸々の活動に関する自己効力感ではなく、教員採用試験に合格することに関する自信 (1項目) で測定しており、測定項目の内容に疑問が残る。

既存の一般的な進路選択自己効力感の尺度 (富安, 1997; 浦上, 1995) を概観すると、これらの尺度で扱っている進路選択活動は、自分の興味を把握する等といった進路目標を定めるまでの活動と、特定の職業に就くための情報収集活動や計画立案等といった、進路目標を定めた後の活動とに分けることができる。教職といった特定の職業の志望に影響を及ぼす進路選択過程自己効力感とは、これらの進路選択活動のうち、進路の目標を定めた後の特定の職業に就くための活動に関する自己効力感であろうと考え、一般的な進路選択過程自己効力感と区別するために、これを就職活動自己効力感と呼ぶこととする。

また教員養成課程は、教職という特定の職業に必要な力量の形成等を目指しているという特殊な環境であり、教職以外の職業を選択するというのが難しい環境とも言える。実際、若松・古川 (1997) で、教員養成課程の学生の約半分が「教育学部に入った人が教職以外の職業を目指すのは難しいと思う」と回答していた。入学後に進路を変更しなかった者も変更した者も、この割合はほぼ変わらず、「一貫志望群」で42%、「転向

非志望群」で52%、「転向志望群」で58%、「一貫非志望群」で49%であったと若松・古川（1997）は報告している。このような状況から、教職以外の仕事を目指す就職活動に関する自己効力感が低いため、仕方なく教職を選ぶという可能性も考えられる。よって、就職活動自己効力感に関しては、目標とする特定の職業として、教職とそれ以外（本研究では、公務員と民間企業とに分類）を扱うこととする。

以上より、本研究では、進路に関わる自己効力感として仕事内容自己効力感と就職活動自己効力感に着目し、これらの自己効力感が教員養成課程の学生の教職志望に及ぼす影響について、SCCTをベースに検討する。なお、仕事内容自己効力感は教職に関する自己効力感を、就職活動自己効力感は教職、公務員、民間企業の3種類それぞれに関するものを扱うこととする。SCCTをベースに、これらの自己効力感が教職への結果期待および教職への興味を媒介して間接的に、もしくは直接的に教職志望に影響を及ぼすというモデル（Figure 1）を想定する。兄玉（2013）の結果を踏まえ、特に①仕事内容自己効力感と就職活動自己効力感のいずれの影響力が大きいのか、また②実習経験有群と無群とで各自自己効力感の働きはどのように異なるかの2点に着目して、2種類の自己効力感の教職志望に及ぼす影響について検討することを本研究の目的とする。

方 法

対象と調査時期

広島大学教育学部初等教育教員養成コースの2、3年生に対し、2013年10月下旬に、授業時間を使用した集合調査と個別配布によって無記名方式の質問紙調査を実施した。そのうち2年生84名、3年生45名、計129名（男55名、女74名）の有効回答を得た。なお、当コースでは3年生の9月から5週間の教育実習を経験するため、3年生を実習経験有群、2年生を無群と捉えることとし

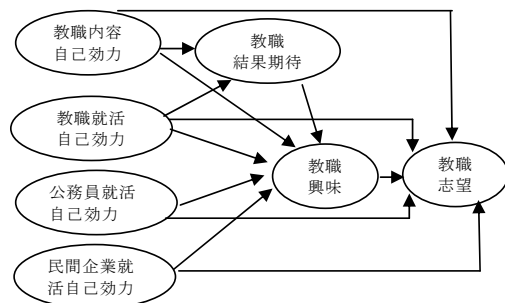


Figure 1 SCCTをベースにした本研究の検証モデル

た。希望進路は、教員志望89名、公務員志望9名、民間企業志望5名、未定26名であった。

調査内容

教職興味・関心 兄玉（2012）にならない、「あなたは『教師』という職業に、興味がある」「あなたは『教師』という職業に、関心がある」の2項目で尋ね、「大変よくあてはまる」（4点）から「全く当てはまらない」（1点）の4段階評定で回答を求めた。

教職志望 兄玉（2012）にならない、「あなたは将来、教師になりたいと思う」「あなたは、教師になりたくない（逆転項目）」の2項目で教職志望度を尋ね、教職興味・関心と同様の4段階評定で回答を求めた。逆転項目は得点化の基準を逆にした。

就職活動自己効力感 浦上（1995）の進路選択に対する自己効力尺度の項目のうち、特定の職業に就くための情報収集活動や計画立案等に関わる項目を9項目選び出し、特定の職業を想定できるように表現を変えて使用した（Table 1）。「あなたは、以下の項目について、どれくらいできる自信がありますか？」と教示し、各項目について、教師、公務員、民間企業の社員のそれぞれの場合を想定するよう求め、「非常に自信がある」（4点）から「全く自信がない」（1点）の4段階評定で回答を求めた。

教職に関する仕事内容自己効力感 春原（2007）の教育学部生用の教師効力感尺度をもとに兄玉（2012）が修正して用いたものを使用した。この尺度は、学級管理（4項目）、教授・指導（4項目）、子ども理解・関係形成（本研究では3項目使用）の3因子から成っていた。「あなたは、以下の項目について、どれくらいできる自信がありますか？」と教示し、就職活動自己効力感と同様に4段階評定で回答を求めた。

教職に関する結果期待 兄玉（2012）にならない、教職についた時の結果期待について、物理的（「あなたは、教師になったら、高い給与が得られると思う」）、個人的（「あなたは、教師になったら、やりがいを感じると思う」）、社会的（「あなたは、教師になったら、高い社会的評価が得られると思う」）側面から各1項目で尋ね、教職興味・関心と同様の4段階評定で回答を求めた。兄玉（2012）では、各側面で逆転項目も尋ねていたが、いずれも α 値が低かったため、本研究ではあらかじめ除外することとした。

フェイス項目 性別、年齢、学年、希望進路を調査した。希望進路については、「教師が第一志望」「公務員が第一志望」「民間企業が第一志望」「まだわからない」の中から一つだけ選択するように回答を求めた。

結 果

因子構造

就職活動自己効力感の因子分析 教師、公務員、民間企業の会社員それぞれのデータについて、主因子法、プロマックス回転による因子分析を行った。因子数をカイザー基準で決定した場合、3つの職種の場合において解釈困難な結果となったため、スクリー基準によりいずれも因子数を1に決定した。なお、初期解における固有値の減衰状況は、教職に関する就職活動自己効力感（以下、教職就活自己効力感）の場合、3.30, 1.25, …、公務員に関する就職活動自己効力感（以下、公務員就活自己効力感）の場合、2.97, 1.18, …、「民間企業に関する就職活動自己効力感（以下、民間企業就活自己効力感）の場合、3.83, 1.00, …であった。因子負荷量の絶対値が.40未満の項目を除外

したところ、各職種における因子負荷量は Table 1 のとおりとなった。この結果を踏まえ、就活過程自己効力感については、3つの職種に共通に含まれていた5項目（Q2,Q3,Q5,Q6,Q8）を就職活動自己効力感の質問項目として利用して、以下の分析を行うこととした。

仕事内容自己効力感の因子分析 教職に関する仕事内容自己効力感（以下、教職内容自己効力感）について主因子法、プロマックス回転による因子分析を行った。なお、因子数はカイザー基準で決定し、さらに、因子負荷量の絶対値が.40未満の項目、因子間において因子負荷量の絶対値の差が.10以下の項目を除外した。最終的に3因子が抽出された。これは児玉（2012）と同じ因子構造であったので、第Ⅰ因子を「学級管理因子」、第Ⅱ因子を「子ども理解・関係形成因子（以下、子ども関係）」、第Ⅲ因子を「指導・教授因子」と命名した（Table 2）。

Table 1 就職活動自己効力感の質問項目と各職種の因子負荷量

質問項目	教師	公務員	企業
Q1 ○○として働いている人と話す機会を持つこと	.45	—	.41
Q2 ○○の仕事において役に立つと思われる免許・資格取得の勉強に取り組むこと	.62	.55	.55
Q3 ○○になるために必要な情報を得るために、新聞・テレビ・雑誌・インターネットなどを利用すること	.63	.53	.61
Q4 ○○になるための採用試験時の面接でうまく対応すること	.54	—	.62
Q5 ○○になるために、在学中にやっておくべき勉強に取り組むこと	.61	.64	.71
Q6 ○○の仕事内容を知ること	.63	.58	.72
Q7 ○○として働いている人々の年間所得について知ること	—	.58	.58
Q8 学校のキャリアセンターや就職情報支援室を利用し、○○についての採用情報を得ること	.52	.59	.64
Q9 ○○として働くことと、アルバイトやボランティアなどでの経験を関連させて考えること	.49	—	.49

注1. 表中の○○のところに「教師」「公務員」「民間企業の会社員」をそれぞれ当てはめて回答するように求めた
注2. ーは因子分析の過程で項目が削除されたことを示す

Table 2 教職内容自己効力感の因子分析の結果

質問項目	I	II	III	共通性
Q6 問題のある子どもに、クラス全体をめちゃめちゃにさせないように指導すること	.84	-.02	-.08	.65
Q12 クラスの子どもが暴れたり、騒ぎだしたら、すばやくその子を落ち着かせる手立てを思いつくこと	.65	-.05	.12	.48
Q3 騒いだり、うるさくする児童を落ち着かせること	.56	.11	-.05	.36
Q8 子どもとの親密な人間関係を作ること	.03	.81	-.10	.61
Q9 子ども目の高さでものを見ること	-.05	.57	.08	.34
Q2 子どもの気持ちや考えを理解すること	.08	.51	.13	.39
Q10 授業で子どもがつまづいた時に、別の説明や例を提示すること	-.14	.05	.71	.46
Q7 わかりやすい教え方をすること	.02	.00	.66	.45
Q5 子どもたちの活動を能率よく進めること	.22	-.03	.51	.39

因子相関行列

	I	II	III
I			
II	.48		
III	.45	.44	

教員養成課程の学部生の教職志望に及ぼす自己効力感の影響
 — 就職活動に関する自己効力感と仕事内容に関する自己効力感に着目して —

記述統計および分散分析, *t* 検定の結果

3つの就職活動自己効力感, 教職内容自己効力感の各因子の α 係数, 平均, 標準偏差を算出した (Table 3).

全員のデータを用い, 職種による就職活動自己効力感の違いを検討するために, 職種を独立変数, 就活自己効力感を従属変数とした1要因3水準の分散分析を行った。その結果, 職種の主効果が有意となり ($F(2,127)=70.42, p<.001$), 多重比較 (Tukey 法) の結

果, 就職活動自己効力感は, 教職が公務員よりも有意に高く, 公務員が民間企業よりも有意に高かった。

また, 学年によって差異があるかについて, *t* 検定を行い検討したところ, 就職活動自己効力感の公務員と民間企業, 教職結果期待の物理的側面でも有意もしくは有意傾向の差がみられた。就職活動自己効力感は2種類とも2年生の方が高かったが, 結果期待は3年生の方が高かった。

Table 3 各変数の α 係数, 平均, 標準偏差と *t* 検定の結果

	α	全員 (N=129)		2年生 (n=84)		3年生 (n=45)		<i>t</i> 値 (df=127)
		M	SD	M	SD	M	SD	
教職就活自己効力感	.74	3.01	0.48	3.00	0.49	3.02	0.45	0.20
公務員就活自己効力感	.72	2.53	0.49	2.59	0.47	2.41	0.50	-1.94 †
民間企業就活自己効力感	.79	2.35	0.56	2.45	0.54	2.16	0.55	-2.91 *
教職内容								
学級管理	.72	2.24	0.52	2.21	0.53	2.29	0.51	0.86
子ども関係	.68	2.80	0.52	2.79	0.55	2.83	0.46	0.46
自己効力感								
教授・指導	.67	2.44	0.54	2.50	0.56	2.34	0.49	-1.56
教職結果期待								
物理的	-	2.07	0.68	1.99	0.69	2.22	0.64	1.90 †
個人的	-	3.38	0.64	3.42	0.62	3.31	0.67	-0.89
社会的	-	2.53	0.72	2.49	0.70	2.60	0.75	0.84
教職興味・関心	.89	3.41	0.64	3.46	0.62	3.31	0.66	-1.31
教職志望	.85	3.19	0.76	3.24	0.68	3.10	0.88	-0.99

注. * $p<.05$, † $p<.10$

Table 4 各変数間の相関係数 (全員)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1 教職内容 学級管理										
2 自己効力 子ども関係	.38 ***									
3 感 教授・指導	.39 ***	.32 ***								
4 教職興味・関心	.07	.16 †	.16 †							
5 教職志望	.17 †	.15 †	.15 †	.72 ***						
6 教職就活自己効力感	.24 **	.31 ***	.37 ***	.44 ***	.42 ***					
7 公務員就活自己効力感	.24 **	.02	.13	-.03	-.13	.26 **				
8 企業就活自己効力感	.08	.04	.13	-.11	-.13	.24 **	.54 ***			
9 教職 物理的	.11	.05	-.10	.07	.05	-.08	-.06	-.11		
10 結果期待 個人的	.07	.28 **	.11	.62 ***	.58 ***	.35 ***	.02	-.12	.12	
11 社会的	.13	.24 **	-.01	.22 *	.09	.08	.01	-.10	.33 ***	.29 **

注 *** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$, † $p<.10$

Table 5 各変数間の相関係数 (学年ごと)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1 教職内容 学級管理											
2 自己効力 子ども関係	.26 †										
3 感 教授・指導	.51 ***	.38 *									
4 教職興味・関心	.18	.23	.25	.10	.09	.44 ***	.05	.09	-.05	.09	-.04
5 教職志望	.17	.26 †	.22	.83 ***	.36 *	.29 *	-.08	-.10	.01	.51 ***	.03
6 教職就活自己効力感	.09	.40 *	.22	.63 ***	.66 ***	.37 *	.33 *	-.19 †	.27 *	-.01	
7 公務員就活自己効力感	.36 *	.14	.24	-.03	-.24	.07	.44 *	.00	.16	.05	
8 企業就活自己効力感	-.06	.05	.11	-.12	-.23	.10	.66 ***	-.14	-.09	-.18 †	
9 教職 物理的	.03	-.02	-.15	.29 †	.16	.16	-.08	.05	.10	.31 *	
10 結果期待 個人的	-.03	.32 *	.11	.63 ***	.68 ***	.50 ***	-.26 †	-.24	.21	.22 *	
11 社会的	.07	.26 †	.07	.23	.20	.26 †	-.02	.08	.33 *	.44 *	

注1. *** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$, † $p<.10$

注2. 右上が2年生, 左下が3年生の結果

相関分析の結果

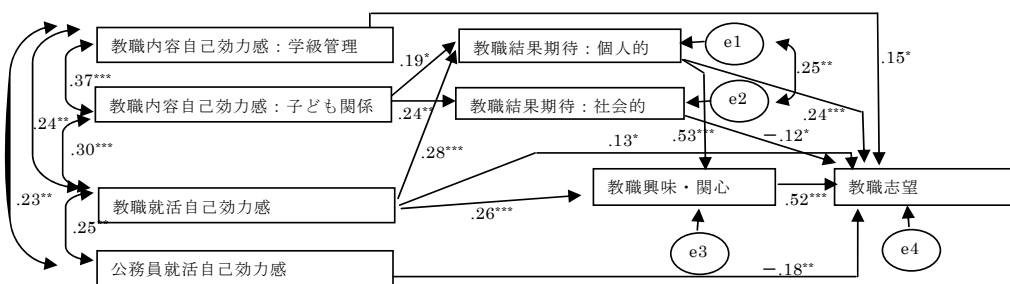
全員のデータを用い、各変数間の相関係数を算出したところ、Table 4のとおりとなった。教職内容自己効力感の3因子も、教職就活自己効力感も、いずれも教職志望との間に有意もしくは有意傾向の正の相関を示した。教職志望と教職就活自己効力感との相関係数と、教職志望と教職内容自己効力感との相関係数の差を検定した結果、教職就活自己効力感との相関係数の方が、教職内容自己効力感の3因子いずれとの相関係数より有意に大きかった(学級管理, 子ども関係, 教授・指導の順に $t(126)=2.52, p<.05$; $t(126)=2.84, p<.01$; $t(126)=2.98, p<.01$)。一方、公務員および民間企業の就活自己効力感と教職志望との間には有意な相関はみられなかった。

学年ごとに相関係数を算出したところ、Table 5のとおりとなった。教職就活自己効力感と教職志望の相関係数と、教職内容自己効力感の3因子と教職志望の相関係数の差を検定した結果、2年生では教職就活自己効力感との相関係数の方が、教職内容自己効力

感の子ども関係と教授・指導因子における教職志望との相関係数より有意に大きく(順に $t(81)=2.68, p<.01$; $t(81)=3.09, p<.01$)、3年生では、教職就活自己効力感との相関係数の方が、教職内容自己効力感の3因子いずれとの相関係数より有意に大きかった(学級管理, 子ども関係, 教授・指導の順に $t(42)=3.11, p<.01$; $t(42)=3.14, p<.01$; $t(42)=2.98, p<.01$)。

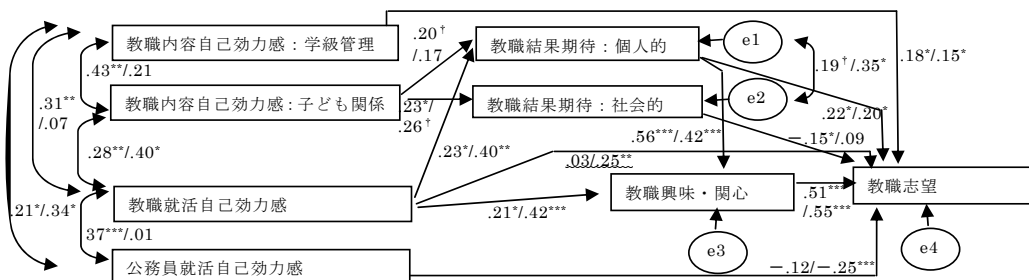
パス解析の結果

全学年のデータ ($N=129$) を用い、Figure 1に示したモデルに基づきパスを設定し、パス解析を行った。Wald 検定で有意(有意水準5%)もしくは有意傾向(10%)のパスのみを残し、いずれの変数に対しても有意もしくは有意傾向のパスがみられなかった変数は削除した結果、Figure 2のとおりとなり、適合度指標の結果は $GFI=.98, AGFI=.94, RMSEA=.00$ となった。教職就活自己効力感は直接的にもしくは間接的に教職志望に正の影響を及ぼしていた。一方、教職内容自己効力感のうち学級管理因子は教職志望に直接的に正の影響を及ぼしていたが、子ども関係因子は間接的に正



注. 有意もしくは有意傾向のパスのみ表示
*** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$

Figure 2 パス解析の結果 (全学年 $N=129$)



注 いずれかのモデルで有意もしくは有意傾向のパスのみ表示
各パスの数値は、/より前が2年生、後が3年生の値
_____は2年生と3年生とでパス係数に有意差(5%水準)があった箇所
*** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$, † $p<.10$

Figure 3 パス解析(多母集団同時分析)の結果(2年生 $n=84$, 3年生 $n=45$)

の影響と負の影響を示した。公務員就活自己効力感は教職志望に直接的に負の影響を示した。民間企業就活自己効力感は、他の変数に有意なパスを示さなかった。

全員を込みにしたデータを用いた分析結果で有意もしくは有意傾向のパスから成るモデルを基に、2年生 ($n=84$) と3年生 ($n=45$) のデータを用い多母集団同時分析を行った。配置不変性が確認されたので、モデル内の各推定値に関する集団間での差異を検討したところ、教職就活自己効力感から教職志望へのパスにおいて5%水準で有意差がみられた。そのため、このパスにおいて等値制約を置いたモデルと等値制約を置かないモデルを想定し、分析を行ったところ、制約ありモデル (GFI=.94, AGFI=.81, RMSEA=.07, AIC=134.39) より制約なしモデル (GFI=.95, AGFI=.83, RMSEA=.06, AIC=132.59) の方がモデルの適合度が高かった。この結果より2年生と3年生では教職就活自己効力感の働きに差異があることが確認された (Figure 3)。

考 察

仕事内容自己効力感と就職活動自己効力感の働きの違い

まず、SCCT をベースに教職志望に及ぼす仕事内容自己効力感と就職活動自己効力感の影響力の違いについて考察する。相関係数の差を検定した結果より、学年に関係なく、教職就活自己効力感の方が教職内容自己効力感より教職志望への影響力が大きいことが判明した。児玉 (2013) では、教育実習前で2つの自己効力感の影響力に違いがなく、実習後では教職内容自己効力感の影響のみがみられており、本研究の結果と異なる。結果が異なる原因としては、児玉 (2013) と本研究では、進路選択に関わる活動の自己効力感の捉え方が異なることが考えられる。

SCCT のモデルにおける各自己効力感の働きをみると、教職就活自己効力感は教職志望に直接的な正の影響を示すと同時に、教職結果期待の個人的側面と教職興味・関心を介して間接的に正の影響を示していた。一方、教職内容自己効力感の学級管理因子は教職志望に直接的な正の影響を示し、子ども関係因子は教職結果期待の個人的側面および教職興味・関心を介して間接的に教職志望に正の影響を示していた。以上より2つの自己効力感にはほぼ同様の働きが見られたと言えよう。しかし、その影響力はわずかではあるが、教職内容自己効力感の子ども関係因子は、教職結果期待の社会的側面を介して間接的に、教職志望に対して負の影響を示した。このような働きは教職就活自己効力感に

はみられず、2つの自己効力感の働きには異なる部分があることが判明した。

教育実習経験有群 (3年生) と無群 (2年生) での違い

多母集団同時分析の結果より、3年生では教職就活自己効力感が教職志望に直接的に正の影響を示したものの、2年生ではそのような影響は示さず、教職就活自己効力感の働きに大きな違いが見られた。また、多母集団同時分析でパス係数に有意な差はみられなかったものの、公務員就活自己効力感から教職志望のパスをみてみると、2年生では有意なパスはみられず、3年生では有意な負のパスがみられた。このような就職活動自己効力感の働きの違いの背景には、実習経験の有無の違いよりむしろ、学年の違いが大きいものかもしれない。3年生はそろそろ進路を決め、そのための準備を始めねばならない時期である。そのため、特定の職業に就くための就職活動ができそうか否かの認知は、職業選択に大きく影響をするのであろう。一方、2年生はまだ就職活動を始めねばならないといった切羽詰った時期ではないので、そのような影響力があまりみられなかったのであろう。

3種類の職種の就職活動自己効力感の働き

教職、公務員、民間企業の3種類の職種の就職活動自己効力感を測定した結果、教職、公務員、民間企業の順でその得点が高く、また公務員と民間企業の就職活動自己効力感に関しては、2年生のほうが3年生より得点が高かった。この結果は、教員養成課程に所属する学生の就職活動自己効力感の特徴を示しており、約半分の学生が「教育学部に入った人が教職以外の職業を目指すのは難しいと思う」と回答したと報告している若松・古川 (1997) とも矛盾しない。

教職、公務員、民間企業の3種類の職種の就職活動自己効力感の教職志望への影響を検討したところ、教職就活自己効力感は教職志望に対して正の影響を示した一方、公務員就活自己効力感は負の影響を示し、民間企業就活自己効力感は有意な影響を示さなかった。特に公務員になるための勉強や情報収集等の就職活動に関する自己効力感が低いと、教職を選択しようという意思が強くなる可能性が示された。

本研究の限界と今後の課題

本研究では、実習経験の有無について学年という変数を用いて検討したが、その結果をみると、実習経験の有無よりもむしろ、進路決定を迫られている時期か否かという要因の影響が出たと解釈できる。よって、実習の経験による影響を検証できなかったことが課題として挙げられる。実習前後で比較することが必要であらう。

また本研究では、就職活動自己効力感を3種類で捉えて行ったパス解析の結果より、教職以外の職業（特に公務員）にかかわる就職活動自己効力感が低いことが教職の選択を促すと考察した。しかし、今回の調査は一時点での就職活動自己効力感と教職志望との関係のみをみている。以前から教職志望が低く、すでに公務員になると決めてその準備をしているため、公務員就活自己効力感が高い学生も、数は少ないながら含まれていると考えられる。各職種にかかわる就職活動を実際にどの程度始めているかといった、就職活動準備状況を考慮した分析が望まれる。

【引用文献】

- 安達智子 (2001). 大学生の進路発達過程—社会・認知的進路理論からの検討— 教育心理学研究 49, 326-336.
- 安達智子 (2003). 大学生の職業興味形成プロセス—手段性・表出性, 自己効力感, 結果期待の役割について— 教育心理学研究, 51, 308-318.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84, 191-215.
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- 春原淑雄 (2007). 教育学部生の教師効力感に関する研究—尺度の作成と教育実習にともなう変化— 日本教師教育学会年報, 16, 98-108.
- 今栄国晴・清水秀美 (1994). 教育実習が教員志望動機に及ぼす影響 事前・事後測定法による分析 日本教育工学雑誌, 17, 185-195.
- 児玉真樹子 (2012). 教職志望変化に及ぼす教育実習の影響過程における「職業的（進路）発達にかかわる諸能力」の働き—社会・認知的キャリア理論の視点から— 教育心理学研究, 60, 261-271.
- 児玉真樹子 (2013). 職業への興味に影響を及ぼす自己効力感とは?—その職業の内容に関する自己効力感と, その職業に就く過程に関する自己効力感との比較検討— 日本心理学会第77回大会発表論文集, 1073.
- Lent, R. W., Brown, S. D., & Hackett, G. (1994). Toward a unifying social cognitive theory of career and academic interest, choice, and performance. *Journal of Vocational Behavior*, 45, 79-122.
- 文部科学省 (2014). 国立の教員養成大学・学部（教員養成課程）等の平成25年3月卒業者の就職状況について 文部科学省 2014年1月22日 <http://www.mext.go.jp/b_menu/houdou/26/01/1343382.htm> (2014年9月1日)
- 白尾秀隆・今林俊一・川畑秀明 (2005). 教員養成学部生の進路選択に対する自己効力 鹿児島大学教育学部教育実践研究紀要, 15, 157-164.
- 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 (1995). 学生の進路選択に対する自己効力に関する研究 名古屋大学教育学部紀要（教育心理学科）, 42, 115-126.
- 若松養亮 (1997). 教員養成学部学生における教職志望意識の変化に及ぼす要因の検討 (2)—教職に対する「気がかり」と「魅力」の認知を中心として— 進路指導研究, 18 (1), 1-8.
- 若松養亮・古川津世志 (1997). 教員養成学部学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 (2), 19-29.