

平成 29 年度  
修士論文

# 教師効力感に関する研究

三重大学 大学院  
教育学研究科 修士課程  
教育科学専攻 学校教育領域  
215M004 渡邊駿太

平成 30 年 2 月 13 日提出

## 【目次】

要旨	5
----	---

### 第1章：研究1 日本における教師効力感研究の動向と展望

はじめに	7
教師効力感概念の整理	
1.自己効力感概念の整理	9
2.教師効力感概念の整理	9
3.類似の概念について	10
日本における教師効力感研究の動向	
1.翻訳元となる尺度の整理	11
2.日本に教師効力感尺度に関する研究	13
3.教師効力感研究の整理①対象別の検討	17
4.教師効力感研究の整理②変数別の検討	20
おわりに	21
引用文献	23

### 第2章：研究2 教育実習生の教師効力感の変化に実習環境、観察学習の程度、実習中の余裕度を与える影響

問題と目的	29
方法	
1.調査対象者	31
2.調査時期	31
3.調査手続き	31
4.質問紙の構成	32
5.分析方法	33
結果	
1.尺度構成	
1-1.実習の余裕度尺度の因子分析の探索的因子分析と信頼性	33
1-2.教師効力感尺度の信頼性	34

1-3.実習校種と実習先のクロス集計	34
1-4.各尺度間の相関係数と記述統計量	35
1-5.観察学習の程度尺度による観察学習のタイプの分類	35
2.平均値の差の検定	
2-1.教師効力感と余裕度の大学間比較	36
2-2 実習中の余裕度の実習先比較, 実習生の有無の違いによる比較, 観察学習の程度のタイプの違いによる比較	36
2-3.観察学習の程度の実習先比較	38
2-4.効力感得点における, 実習中のゆとりの高低・実習先・時期の違いの比較	39
2-5.効力感得点における, 実習の前後・ゆとりの高低・実習生の有無の違いの比較	41
2-6.効力感得点における, 実習の前後・ゆとりの高低・観察学習のタイプの違いによる比較	43
3.重回帰分析	
3-1.効力感事後得点を目的変数とした重回帰分析	46
3-2.実習中の余裕度を目的変数とした重回帰分析	46
考察	
1.実習中の余裕度について	47
2.観察学習の程度について	50
3.教師効力感の変化について	51
4.まとめと今後の課題	56
引用文献	57

### 第3章：研究3 教育実習生の教師効力感の変化に実習環境，観察学習の程度，実習中の余裕度を与える影響

問題と目的	62
方法	
1.調査対象者	70
2.調査時期	70
3.調査手続き	70

4.質問紙の構成	70
5.分析方法	71
結果	
1.尺度構成	
1-1.批判受容効力感尺度の探索的因子分析と信頼性	72
1-2.実習中の余裕度尺度の確認的因子分析と信頼性	73
1-3.各尺度の信頼性係数と相関係数，記述統計量	76
2.平均値の差の検定	
2-1.教師効力感・教職志望度における，実習の前後・実習先の違いによる比較	76
2-2.各変数の実習先の違いによる比較	77
2-3.FBのタイプごとの比較	77
3.構造方程式モデリング	78
考察	
1.批判受容効力感について	80
2.因果モデルの検証	82
3.まとめと今後の課題	87
引用文献	89
<b>第4章：総合考察</b>	<b>94</b>
引用文献	97
謝辞	100
資料	101

## 要旨

本研究は「教育場面において、子どもの学習や発達に望ましい変化をもたらす教育的行為をとることができる、という教師の信念(Ashton, 1985)」である「教師効力感」について多角的に検討を行った。

まず、研究1では、日本における教師効力感研究を概観し、その成果と課題について検討した。まず、教師効力感概念の整理を行った。その上で、海外で行われた教師効力感研究で開発された尺度を翻訳した研究、日本の教師を対象に教師効力感尺度を検討した研究について検討した。その後、研究の対象別の整理と、教師効力感と合わせて扱われた変数別の整理を行い、研究の到達点と今後の研究における論点を述べた。

続いて研究2では、教育実習前後の教師効力感の変化を規定する要因として、実習中の観察学習と実習先や他の実習生の有無などの実習環境に着目して、教師効力感の変化を検討することを目的とした。その際に、実習中の余裕度に着目し、観察学習の回数・参考度と実習環境が教師効力感の変化に与える影響が、実習中の余裕度の違い、特に下位尺度の一つである実習中のゆとりの違いによってどのように異なるのかを検討した。2つの大学の教育実習生171名を対象として、時期×実習中のゆとりの高低×実習先、時期×実習中のゆとりの高低×他の実習生の有無、時期×実習中のゆとりの高低×観察学習のタイプの3種類の混合計画3要因分散分析を行った結果、①協力校・地元校では実習の前後で教授・指導効力感の有意な上昇が見られるが、附属学校では見られないこと、②他に実習生がいない時はゆとりがない方が教授・指導効力感が増し、他に実習生がいる時はゆとりがある方が教授・指導効力感が増すこと、③実習生中心・教員中心の観察学習の場合はゆとりがある方が実習前後で学級経営・管理効力感の有意な上昇が見られるが、他の実習生・教員など様々な対象に対して観察学習ができた場合はゆとりがない方が学級経営・管理効力感が増すこと、④一方で、教授・指導効力感の場合は様々な対象での観察学習ができた場合でもゆとりがある方が実習前後での増すこと、などが明らかとなった。ここから、観察学習や実習環境は教師効力感の変化に影響するが、実習中に精神的なゆとりがある場合とない場合でその効果に違いがあること示唆され、実習をデザインする側は実習生が精神的なゆとりを持っているかを確認し、それに合わせて実習の内容を調整する必要があると考えられる。

そして、研究3では、教育実習前後の教師効力感の変化を規定する要因として、実習中のフィードバック(以下、FB)に着目した。その上で、教師効力感と実習中のFBに関連があると考えられる、自尊感情、批判受容効力感、実習中の余裕度、実習への準備状況、実習の満

足度，教職志望度を合わせて調査し，これらの変数による教師効力感変化の因果モデルを検討することを目的とした。教育実習生 80 名を対象に共分散構造分析を行った結果，①FB の効果は教師効力感の因子によって異なること，②FB のうち，プロセスレベルの FB は学級経営・管理効力感に正の影響を与えること，③FB のうち，課題レベルの FB は教職志望度と一部の教師効力感に負の影響を与えるが，批判受容効力感の下位尺度の一つである批判への対応を媒介して教師効力感に正の影響を与えること，などが明らかとなった。ここから，FB の効果は多様であり，実習生のレベルやニーズを把握し，それにあった FB を行う必要があると考えられる。

最後に総合考察を行い，本研究の結果を改めて概観した上で，本研究の結果から提案できる教育実習の改善案と，今後の課題を述べた。

## 研究 1

### 日本における教師効力感研究の動向と展望

#### はじめに

近年、教員の多忙化が問題となっている。2013年に経済協力開発機構(OECD)が行なった国際調査「国際教員指導環境調査」(TALIS)の結果では、調査の対象となった加盟34の国と地域の中学校(前期中等教育段階)の教員の、週当たりの勤務時間について、参加国平均38.3時間であるのに対し、日本の教員は53.9時間であり、平均を大幅に上回って世界最長であった(国立教育政策研究所, 2013)。一方で指導に使った時間については、参加国平均19.3時間であるのに対し、日本は17.7時間と平均を下回っており、授業・教科指導以外の場面での業務の超過が予想される。近年増加傾向にある不登校・いじめ等の生徒指導上の問題は特に時間のかかる業務であると考えられ、こうした教育問題の深刻化は学級崩壊や非行など学校現場の荒廃につながり、業務自体の多忙も相まって教師の精神的健康に著しく悪影響を与えると考えられる。また、北海道教育大、愛知教育大、東京学芸大、大阪教育大による「HATOプロジェクト」での「教員の仕事と意識に関する調査(2016)」によると、教員の平日の仕事時間は学校と自宅を合わせると平均11時間半ほどであり、また、それに伴って平均睡眠時間も5時間程度であることが明らかになった。一方で、総務省統計局による平成23年度社会生活基本調査によれば、日本人の平均睡眠時間は7時間半程度であり、ここから教員の生活にいかにかゆとりがないかが推察される。また、「教員の仕事と意識に関する調査(2016)」では、全校種で7割以上が、特に小学校教員の約9割が「授業の準備をする時間が足りない」ことが悩みであると回答しており、授業準備以外の仕事に時間を割くことを求められていると予想される。授業準備以外の仕事としては、特に書類の作成などの事務的な仕事が教員の大きな負担になっていることがメディアなどで良く取り上げられており、神林(2015)はTALIS2013年調査で得られたデータに統計的分析を施し、事務処理や書類作成などに代表される周辺の職務が教員の多忙を左右する要因であることを明らかにした。こうした現状を踏まえ、中央教育審議会は2015年に「チームとしての学校の在り方と今後の改善方策について(答申)」をまとめ、専門スタッフの配置や教職員の質向上など、改善に向けて動き出したが、現時点ではそれらが十分に解決されたとは言えないだろう。

このように、多忙かつ精神的にも負担が大きい教員という職においては、この職務内容に立

ち向かうにあたり、「与えられた課題を自分自身がうまくできる」という自身の行動への信念が極めて重要であると考えられる。Ashton(1985)はこのような「教育場面において、子どもの学習や発達に望ましい変化をもたらす教育的行為をとることができる、という教師の信念」を「教師効力感(Teacher Efficacy)」と定義しており、実際の教育場面での行動に大きく影響を与えていることが明らかになっている。高い教師効力感を持つ教師は、①子どもの失敗に対しての強い叱責が減ること(Ashton & Webb, 1986)、②高い水準の準備や計画を行う傾向があること(Allinder, 1994)、③子どものニーズにより合致するものであれば、新しい手法による試みであっても受け入れること(Berman, McLaughlin, Bass, Pauly, & Zellman, 1997)、などが明らかになっている。また、平岡乾原(2001)は教師のバーンアウトと教師効力感の関係を検討し、教師効力感が高い教師はバーンアウト得点が低い傾向があることを示唆し、教師効力感の向上が教員の精神的健康につながると指摘した。

このように、教師効力感についての研究はさまざまなものがある。前述したように、国際的な比較において日本の教員が多忙であることが示されており、その教員や教員養成段階の学生を対象として教師効力感についての研究が展開されてきた。多様な研究がある一方、これまでの日本の教師効力感研究の動向について整理・検討している先行研究は大野木(1995)のみであり、この研究は発表からすでに20年が経ち、教員を取り巻く情勢は変化し、それに伴う新たな視点からの研究知見が生み出されてきた。これを踏まえ、本研究では、改めてこうした教師効力感についての研究を概観し整理することで、日本における教師効力感研究の動向と課題を明らかにし、今後の教師効力感研究を展望することとする。このことは、教員のメンタルヘルスや資質能力の向上の観点からも意義深いものであると考えられる。

なお本研究の構成は以下のとおりである。まず、教師効力感についての概念を整理する。その後、これまで日本の教師を対象として研究されてきた教師効力感研究について概観し、その動向を述べる。最後に日本における教師効力感研究における課題と展望を述べる。

## 教師効力感概念の整理

### 自己効力感概念の整理

教師効力感概念のベースにあるのは、自己効力感(Self-Efficacy)概念である。

Bandura(1977)によって提唱されたこの概念は、「ある結果を生み出すために必要な行動を自



分がどの程度うまく行うことができるか」という確信の程度のことを指し、「その行動がどう  
いう結果をもたらすのか」という結果期待と区別して効力期待と呼ばれる。自己効力感の主  
たる情報源は、「制御体験(個人的達成, 遂行体験とも言われる)」「代理経験」「言語的説得」  
「生理的情動的状態」の4つであり、坂野・前田(1987)によれば、個人的達成は自己効力感  
の変動に大きな影響を与えるとされている。

成田・下仲・中里・河合・佐藤・長田(1995)によれば、自己効力感には2つの水準があると  
考えられ、その一つは特定の課題に固有な自己効力感である。そしてもう一つは、具体的な  
場面や状況に左右されず、より一般化した日常場面における行動に影響する自己効力感であ  
る。成田ら(1995)では、後者の自己効力感をある種の個人の人格特性的な認知傾向であると  
し、特性的自己効力感(**Generalized Self-Efficacy**)と呼んでいる。場面によらず安定的であ  
り、個人差があることが想定されるため、特性的自己効力感の高低が、個人の行動全般に渡  
って影響する可能性があることを成田ら(1995)は指摘している。

### 教師効力感概念の整理

教師効力感が自己効力感概念をベースにした概念であるのは前述したとおりであるが、自  
己効力感の2つの水準で考えるのであれば、場面的な自己効力感であると考えられる。その  
定義として前述した Ashton(1985)の「教育場面において、子どもの学習や発達に望ましい変  
化をもたらす教育的行為をとることができる、という教師の信念」が多く用いられるもので  
ある。桜井(1992)によれば、欧米では、1970年代に教師効力感についての研究が始まり、  
Gibson & Dembo(1984)により教師効力感尺度が発表された以降にさらに盛んとなった。「GD  
scale」と通称されるこの尺度では、教師や教育の影響力についての効力感である「一般的教  
育効力感(Teaching Efficacy)」と、個人的な教授能力についての効力感である「個人的教授  
効力感(Personal Teaching Efficacy)」の2因子で構成されている。当初は、一般的教育効  
力感の結果期待に類するものであるとされ、2つの因子の間には正の相関があるものとされ  
ていたが、Woolfolk & Hoy(1990)では、Banduraとの意見交換から、どちらの因子も効力期  
待であることが確認された。個人的教授効力感とは教師個人の教授能力についての効力期待で  
あるが、一般的教育効力感とは教育一般についての効力感であり、この場合、理論上は独立し  
た因子として考えられ、正の相関がなくても構わない。実際にこれまでの研究では2つの因  
子がほぼ独立であることが示されている。

一方で、Bandura(1997)は教師効力感概念について、教師が実際に行う職務内容から鑑み、

そのタスクの形態は一様でないとして、現状の教師効力感尺度では教師の職能領域を十分に測りきれないこと指摘し、「意思決定への影響力についての効力感」「学校資源への影響力についての効力感」「教授技術についての効力感」「起立についての効力感」「児童生徒の親の関与に応じることについての効力感」「コミュニティの関与に応じることについての効力感」「良い学校風土を作ることについての効力感」の7因子30項目の尺度を提案した。しかし、これについては妥当性・信頼性の確認は行われず、他の研究で尺度として用いられることはなかった。

その後、Tshannen-Moran & Hoy(2001)では、それまでの研究を概観し、2因子構造における一般的教育効力感の取り扱いや、教師の職能分野を鑑みて個人的教授効力感のさらなる細分化等を提起した。Bandura(1997)で提案された尺度や、先行研究での知見を活かし、オハイオ州の教師、教職志望学生約800名を対象に尺度開発に取り組んだ結果、「児童・生徒支援に関する効力感」「学級経営に関する効力感」「授業実践に関する効力感」の3因子構造の尺度が開発された。2因子構造の尺度とは異なり、一般的教育効力感を取り上げておらず、個人的教授効力感を3領域から測定する点が特徴である。以後、こうした個人的教授効力感にフォーカスした3因子構造の尺度での研究(白尾・今林, 2005; 春原, 2007a 他)が進められている。

## 類似の概念について

教師効力感に類似した概念も複数あるため、それについて整理し、教師効力感との違いを確認する。

今林・有馬・川畑(2008)では「教育実習効力感」を従属変数として扱っている。これは坂田・音山・古屋(1999)が作成した「教育実習ストレス尺度」を逆転项目的に利用している。はっきりと定義が明言されていないが、教育実習という場面のみ限定的な効力感を測定しており、教員としての職務一般を測定範囲とする教師効力感とは別の概念であると考えられる。

また、貝川・鈴木(2006)、松田・鈴木(1997)、松尾・清水(2007)などに見られる「教師自己効力感」「教師の自己効力感」については、教師効力感概念と同様なものとして扱われている研究もあるが、山本(2010)では「不登校支援効力感」を指して「教師の自己効力感」としており、教師の職務上、接する可能性があると考えられる「不登校」という問題場面にフォーカスして効力感を測定している。その他、渡邊(2016)では知的障害を持つ児童生徒への対応

について効力感を測定している。Ashton の定義以外にも、こうした学校教員の職務上関連の深い効力感について本研究でも扱うものとする。

教師効力感と似た属性を持つ概念としては、他に保育者効力感があげられる。三木・桜井(1998)によると、保育者効力感は教師効力感をベースにした概念である。用いられている尺度も、桜井(1992)で翻訳された GD scale の個人的教授効力感の項目を保育専攻学生に合わせて改訂したものである。その定義は「保育場面において子どもの発達に望ましい変化をもたらすことができるであろう保育的行為をとることができる信念」とされている。保育者効力感は、三木・桜井(1998)の研究を出発点とし、現在に至るまで多様な研究が進められてきているが、これらの研究を教師効力感と同一視するのは、研究の対象が行う教育活動の内容が、「保育」と「教育」で異なるため、困難であると考えられる。この概念については、別途その研究の動向を考察する場が必要だと考えられるため、本研究では保育者効力感については扱わないこととする。

また、教師効力感と同様に教師の職務上のコンピテンシーを扱った概念として、中西(1998)の「教師有能感」がある。複数の校種の教員からの意見をベースにつくられたこの概念は、日本の教員の考える職能上のコンピテンシーが反映されており、教員の熟達研究では有用な知見であると考えられる。また、この研究でつくられた尺度は一定数の引用があり、中にはこの概念を「教師効力感」を同様のものと捉えて扱っている研究(谷口・田中, 2005,2006 他)も散見されるが、この概念は Harter の competence 概念をベースとしており、効力感とは異なる概念である。そのため、本研究では取り扱わないものとする。

## 日本における教師効力感研究の動向

### 翻訳のもととなる尺度の整理

まず、現在までに日本での研究で翻訳される対象となった尺度を表 1-1 に示す。

表 1-1 日本の教師効力感研究で用いられている海外で作成された尺度

	因子構造	項目数	対象	項目の出典
Gibson & Dembo(1984)	2	30	現職教員208名	現職教員へのインタビュー
Woolfolk & Hoy(1990)	2	20	教育学部生182名	Gibson et al.(1984)と独自項目
Emmer & Hickman(1991)	3	28	教育学部生161名	Gibson et al.(1984)と学校経営に関する項目
Tshannen-Moran & Hoy(2001)	3	24	教育学部生70名 現職教員147名	Tshannen-Moran et al.(1998)とBandura (未刊行)、独自項目

Gibson & Dembo(1984)では現職教師を対象に教師効力感を測定し、それについて因子分析を行って尺度構成をしているのに対して、Woolfolk & Hoy(1990)、Emmer & Hickman(1991)では教育学部生を対象に行っている。現職教員と教育学部生では、経験に大きな違いがある。そのため、尺度の検討は対象毎に行うべきであると考えられる。因子構造については、Gibson & Dembo(1984)、Woolfolk & Hoy(1990)では個人的教授効力感、一般的教育効力感の2因子が抽出されているが、Woolfolk & Hoy(1990)では因子分析の際、個人的教授効力感について内部でさらに「生徒の成果に対するポジティブな個人的教授効力感」と「生徒の成果に対するネガティブな個人的教授効力感」の2因子に弁別される結果が示された。

Woolfolk & Hoy(1990)では最終的に2因子構造を採用した。Emmer & Hickman(1991)については、上述の2因子に加え、学級経営についての効力感も含めるべき、との考えからそれについて測定する項目を追加し、因子分析の結果、従来の2因子に学級経営についての効力感を加えた3因子解を抽出している。これに対し、Tschannen-Moran & Hoy(2001)でも3因子構造であるが、こちらではそれまでの研究を概観した上で、個人的教授効力感にフォーカスして検討しており、「児童・生徒支援に関する効力感」「学級経営に関する効力感」「授業実践に関する効力感」の3因子を抽出している。Emmer & Hickman(1991)では個人的教授効力感と学級経営に関する効力感が異なったものであるとして捉えられていたが、Tschannen-Moran & Hoy(2001)では個人的教授効力感の中の1因子として捉えられている。また、Tschannen-Moran & Hoy(2001)ではBandura(1997)で扱われている30項目、7因子の教師効力感尺度を一部用いている。

以上、4つの尺度が現在日本での研究で主に使用されているものである。

日本の研究で、海外で開発された尺度を翻訳したものを表 1-2 に示す。表 1-2 には、前述した 4 つの尺度の翻訳したものに加え、日本で独自に作成されたものも記載した。

日本で最初に教師効力感研究に着手したのは吉井(1988)であり、Gibson & Dembo(1984)を翻訳し、現職教員を対象に調査を実施し因子分析を試みた。その結果、「教師の効力期待」「教師の結果期待」の 2 因子構造を確認された。一方で、桜井(1992)も同様に Gibson & Dembo(1984)を翻訳して尺度化し、2 因子が抽出されたが、こちらは対象が教育学部生であること、因子名は「個人的教授効力感」「一般的教育効力感」とし、Woolfolk & Hoy(1990)にならない、どちらも効力期待として扱った点で異なる。また、前原(1994)は、Woolfolk & Hoy(1990)の尺度を翻訳し、現職教員を対象に調査を行った。この研究でも、桜井(1992)と同様に 2 因子構造を採用し、いずれも効力期待として扱った。

一方で、宮本(1995)では、現職教員を対象に、桜井(1992)で作成された尺度に生徒指導や教育相談に関する項目を追加して調査を行った。因子分析の結果、「成長促進効力感」「受けとめ効力感」「見守り効力感」「無力感」の 4 因子構造が確認された。「成長促進効力感」「受けとめ効力感」については、桜井(1992)における個人的教授効力感に当たり、「見守り効力感」「無力感」が一般的教育感に当たる。因子が細分化された理由について、深い言及はなされていないが、新たに項目を追加したことに加え、教育学部生を対象に検討された尺度を現職教員に用いたことも関係しているのではないかと考えられる。

持留・有馬(1999)は、教育学部生を対象に、Gibson & Dembo(1984)、Woolfolk & Hoy(1990)、Emmer & Hickman(1991)の尺度を翻訳し、多側面から教師効力感を測定できる尺度の開発を試みた。因子分析の結果、「個人的教授効力感」「一般的教育効力感」の 2 因子解が得られた。Emmer & Hickman(1991)の尺度から用いた「学級経営に関する効力感」に関わる項目は「個人的教授効力感」に含まれ、独立した因子として成り立たなかった。これについては明確な理由がわからなかったが、この研究で、日本においては、学級経営についての効力感は個人の教授効力感に類されるものであると捉えられている可能性が示唆されたと言えよう。

また、丹藤(2001)は現職教員を対象に、Gibson ら(1984)の海外の研究を参考にしつつも、独自に尺度を作成し、調査を行った。この研究でもこれまでの研究と同じような個人的教授効力感と一般的教育効力感に分かれる 2 因子解が抽出されている。

表 1-2 日本語尺度が作成された研究

因子 構造	項目 数	対象	尺度の 出典	併用した 尺度	結果
吉井(1988)	2	61 現職教員 181名	Gibson & Dembo(1984)	なし	・効力期待と結果期待の2因子解を抽出した ・2因子のどちらも高いと、子どもに対して 親和行動、統制行動を有意に取りやすい
桜井(1992)	2	15 教育学部生 144名 学年間比較	Gibson & Dembo(1984)	・学習理由尺度 ・教師効力感に関連する質問	・学年間の比較(1年>3年)で個人的教師 効力感に有意差があった ・教員志望度と教師効力感に正の相関が あった
前原 (1994)	2	20 現職教員 277名	Woolfolk & Hoy(1990)	・教師ストレス尺度 ・教師モラル尺度	・小中学校に比べ高校が有意に効力感が低 かった ・中学、高校で教師モラルと個人的効力 感に強い相関があった
宮本 (1995)	4	24 現職教員 222名	桜井(1992)に 加え、生徒指導や 教育相談に関する 独自項目	なし	個人的教師効力感が「成長促進効力感」 「受けとめ効力感」、一般的教育効力感が 「見守り効力感」「学校教育無力感」にそ れぞれ分かれた
持留・ 有馬 (1999)	2	30 教育学部生 112名 実習前後比較	Gibson & Dembo(1984), Woolfolk & Hoy(1990), Emmer & Hickman(1991)	・指導経験の有無 ・教職志望度	・学生では、学級経営について因子が独立 しなかった ・個人的教師効力感の実習後に有意に上昇 した。群分けすると、教師になりたい群、 まだ迷っている群で有意な上昇が見られた ・教師効力感が教職への満足度・適応感へ 強く影響する ・個人的教授効力感を経験年数と共に上昇 していく
丹藤 (2001)	2	12 現職教員 156名	独自に作成 (教科指導場面に 限定)	・教師の属性(経験年数等) ・教職への満足度、能力感、 指導観、無力感	・校種による差は教師効力感については見 られなかった
白尾・ 今林 (2005)	3	14 教育学部生 145名	Tshannen-Moran & Hoy(2001)	・教職志望度 ・教職適正	教師としての適性を高く感じている者は高 い教師効力感をもっているが、学級経営に 関しては、特に適性を低く感じている者が 効力感を低下させていた
丹藤 (2005)	3	24 現職教員 431名	Tshannen-Moran & Hoy(2001)を参 考に独自に作成	・教師の性格行動的特性 ・達成経験 ・自己成長感尺度 ・疑惑・不確実性の感覚	・3つの因子に中程度の相関が見られた ・効力感、教職傾倒、自己成長、知の探 究、達成経験、効力感の順で循環するモデ ルが提示され、達成経験を必ず経由して循 環することが示された
春原 (2007a)	3	26 教育学部生 及び大学院生 130名 実習前後比較	Emmer & Hickman (1991)の他、 桜井(1990)等 から	志望度、実習先などを聞く質 問	・志望度の高い学生ほど教師効力感が上昇 する、という結果にはならなかった ・中学校実習では教授・指導効力感しか向 上しなかった
松尾・ 清水 (2007)	3	19 現職教員 367名	清水・高宮 (2002)	個人の属性(性別・年齢・経 験年数等)	・「生徒指導」「教師理解」は経験根数に よる有意差が見られた ・校種によって因子構造が異なることが示 唆された
三島・ 安立・森 (2010)	3	24 教育実習生 134名 実習前後比較	Tshannen-Moran & Hoy(2001)	・学習の継続意志尺度 ・実習の自己評価尺度	・実習での経験が理論的内容の学習の継続 意志に有意に影響する ・教師効力感の向上は学習の継続意志に対 してマイナスに働くことはない

このように、主に2因子構造を持つ尺度が多く開発されてきたが、この2因子構造の1つである、「一般的教育効力感」が本当に効力期待に類されるものなのかは教師効力感概念を考える上での大きな論点になり得る話題である。これについて、春原(2007a)は、「一般的教育効力感」は結果期待である、という立場を取った上で、これまでの「個人的教授効力感」で扱われてきた内容が、教科指導領域に限定されているとして、取り扱う領域の拡大を試みた。

Emmer & Hickman(1991)等を参考に尺度を構成し、教育実習生を対象とした調査を行った

結果、3因子解が抽出され、それぞれ「教授・指導効力感」「学級経営・管理効力感」「子ども理解・関係形成効力感」と命名された。この研究で作成された教育学部生向け尺度はTESPT(Teacher Efficacy Scale for Prospective Teacher)という名前が付けられている。

また、前述のとおり、春原(2007a)では一般的教育効力感を問う項目はない。一方で、自己効力感理論から考えると、効力期待が高まっても、結果期待が低いのであれば、行動は生起しないと考えられる。これは、教師効力感においても同様だと考えられる。教師や教育の影響、つまり一般的教育効力感が低く見積もられたとき、個人的教授効力感がたとえ高かったとしても、適切な教育活動が実施されないと考えられる。一方で、一般的教育効力感、教師の経験年数の増加や実習の前後によって上昇が見られないとする研究も報告されており(持留・有馬, 1999; 丹藤, 2001; 西松, 2008), 比較研究の観測変数としてのぞましいものではないと考えられる。他方、貝川・鈴木(2006)では、一般的教育効力感であると解釈される「教師の力量限界」とバーンアウトに正の相関が見られる。児玉(2012a)は春原(2007a)と併用して独自項目によって教職への結果期待が問うているが、結果期待が教職への興味や効力感の変化に有意な影響力を持つことが示された。このように、一般的教育効力感を個人の特性的な変数と捉え、一時点による調査で他の変数との関連を検討するには有用な視点であると考えられる。今後、一般的教育効力感、もしくは教師効力感研究における結果期待をどのように扱うかは議論が持たれるべきであろう。

この春原(2007a)と同様に、3因子構造を取った Tshannen-Moran & Hoy(2001)の尺度の翻訳を、白尾・今林(2005)と三島・安立・森(2010)が試みている。いずれの研究も、調査の結果、「児童・生徒支援に関する効力感」「学級経営に関する効力感」「授業実践に関する効力感」(因子名は三島ら(2010)に合わせた)という Tshannen-Moran & Hoy(2001)と同様の3因子構造を取っている。

春原(2007a)、白尾・今林(2005)、三島ら(2010)の3つの研究はいずれも教職志望学生を対象とした研究である。特に、春原(2007a)、三島ら(2010)は教育実習の前後で教師効力感を測定しており、これらの研究から、教職についてある程度の学びを積んだ学生が考える教員の職能領域は、「子どもへの支援・理解」「学級経営」「教科指導」の3領域で構成されていることが示唆されていると言えよう。

一方で、現職の教員を対象として、3因子構造での尺度開発を行った研究は日本では、丹藤(2005)と松尾・清水(2007)が挙げられる。丹藤(2005)では、Tshannen-Moran & Hoy(2001)による尺度を参考に独自に尺度項目を作成し、小学校・中学校の現職教員を対象に調査を行っ

た。その結果、「生きる力の指導力」「生徒指導力」「教科指導力」の3因子構造が見いだされた。従来の Tshannen-Moran & Hoy(2001)の3因子構造における、「学級経営」「子どもとの関係」に当たる項目が「生徒指導力」因子に統合され、「将来の夢を育てる」「思いやりの心を育てる」等の項目による「生きる力の指導力」が独自の因子として尺度構成されている。この独自の因子については、教員の職能領域の一部というより、教員の職務上の理念や心構えに近い、教員の職務において広く影響する縦断的な因子だと考えられ、他の研究には見られない因子構造を持つ尺度だと考えられる。

松尾・清水(2007)は小学校教員に限定した尺度開発を試みた。因子分析の結果、「生徒指導」「教師理解」「生徒理解」の3因子構造が確認された。この尺度はこれまで述べた研究と異なり、Ashton の定義に依る海外の尺度を翻訳・参考にせず、日本で自己効力感概念をベースに教師の職能領域に当てはめて開発されたものであると考えられる。

以上が日本の教師効力感研究で引用されている教師効力感尺度の開発研究である。概観すると、近年は個人的教授効力感における3因子構造を取る尺度が多いことが目に留まる。現状、現職教員と学生を同時に対象として尺度検討を行った研究はない。学生向けの3因子構造の尺度は春原(2007a)、白尾・今林(2005)、三島・安立・森(2010)が挙げられるが、現職教員を対象にして、Ashton の定義に則りつつ、3因子構造を取る尺度は丹藤(2005)のみであり、この尺度には独自の項目が追加されていることから、現状の尺度では現職教員と学生の教師効力感を単純に比較できる尺度はないと考えられる。現職教員と学生は、教師の職務に対する理解も異なるため、そもそも比較されうるものではないのかもしれないが、Tshannen-Moran & Hoy(2001)で開発された尺度は、現職教員と学生のいずれも測定することが可能であるため、今後、Tshannen-Moran & Hoy(2001)の尺度を翻訳した白尾・今林(2005)、三島ら(2010)の尺度で、日本の現職教員の教師効力感を測定できるかの検討が行われるべきであろう。

一方で、Tshannen-Moran & Hoy(2001)の尺度は因子間相関が高く、因子の弁別・解釈に注意が必要である。これは翻訳後の尺度である白尾・今林(2005)、三島ら(2010)でも同様であり、特に三島ら(2010)では3つの因子の間それぞれ  $r = .80$  程度の強い相関が見られている。丹藤(2005)でも中程度の相関が見られ、そのため下位尺度得点のみではなく、3つの下位尺度得点の総和が総効力感得点として研究で取り扱われた。

この因子間相関の高さは、下位尺度それぞれが測定する領域が近接しており、影響し合っていることだと考えられる。これは、例えば学級経営に関する仕事での成功体験(個人的達成)が



学級経営に関する効力感を高め、それが教科指導に関する効力感へ影響を及ぼす、ということであり、教員の職能領域における効力感向上のプロセスの一つであると考えられる。一方で、Bandura(1997)の指摘や、中西(1998)の因子構造、渡邊(2016)のより限定的な効力感研究などから考えると、教員の職能領域は、春原(2007a)や Tshannen-Moran & Hoy(2001)で提示された3つ以外に多様なもので構成されると考えられる。それらが前述したように密接に関わり合っているかは検討が必要であり、教員の効力感向上のプロセスの検討には、教員の職能領域をどうとらえるか、という議論が必要であると考えられる。

### 教師効力感研究の整理①対象別の検討

**教職志望学生を対象とする研究** 教職志望学生についての研究では、教育実習前後での効力感の変化を取り扱うものが多い。教育実習が効力感へ及ぼす影響は強く、多くの研究で実習後に教師効力感が高まることが示されている。同時に、教師効力感の上昇に不安が低減される(西松, 2008)、実習での教師効力感の向上が学習意欲に良い影響を与える(三島ら, 2010)、実習中の居場所感の高まりが教師効力感の上昇に有意な影響を与える(三島・林・森, 2011)、メンタライゼーション能力の高い学生は実習前後での教師効力感の上昇が大きい(増田, 2015)など、多様な報告がなされている。一方で、教職志望の高さと教師効力感の向上について一貫した結果が得られていない(持留・有馬, 1999; 春原, 2007a; 児玉, 2012a)、下位尺度・実習校種によっては実習前後での効力感の上昇が見られない(春原, 2007a; 西松, 2008; 西尾・安達, 2015)など、今後の研究の課題となり得る点も散見される。特に、効力感の上昇については、Bandura(1977)による自己効力感の4つの情報源の観点から考えると、実習中には、「担当した単元の授業をやりきる(遂行体験)」、「他の実習生や指導教員の授業を見る(代理経験)」、「授業や教育的な行動について称賛を受ける(言語的説得)」、「子どもの一生懸命な姿に感動する(生理的情動的喚起)」といった体験内容が起こり得ると考えられる。春原(2007b)、西尾・安達(2015)ではそういった体験内容について取り扱っており、個人的な成功体験の影響や実習生をモデリングすることが効力感の上昇に影響することが示されている。一方で、言語的説得、代理経験、生理的情動的喚起は測定が難しい(西尾・安達, 2015)という報告もあり、これらについては今後も検討が必要な研究領域であると考えられる。

学生を対象にした研究の中でも、特筆すべきは春原(2007a)の引用数の多さであろう(春原, 2007b, 2008, 2009, 2010; 春原・坂西, 2010; 山口・都丸・古屋, 2010; 三島・林・

森, 2011; 児玉, 2012; 高野・河村, 2012; 田崎・米沢, 2013; 西尾・安達, 2015; 増田・田爪, 2015)。春原(2007a)は尺度が用いられたほぼすべての研究で3因子構造が示されており, 一定の安定性・信頼性が確認された尺度である。また, 実習前後の教育学部生を対象として尺度検討を行った教育学部生向けの尺度となっている。そのため, 現職教員への転用については検討が必要であろう。

学生を対象にしながら実習前後での比較を行わない研究も一定数ある。それらは主にボランティア活動など実習以外の教育活動の機会の前後比較による研究と, 学年間比較による研究, その他の一時点による調査で他の概念との関連を見る研究の3種類に類別される。実習以外の教育活動の前後比較研究は, 件数は管見の限りで2件である。その結果も, 2年生でのみ個人的教授効力感が上昇する(田崎・米沢, 2013), 活動を通して教職に必要な能力の認知が変化し, それが効力感の低下につながる(児玉, 2012b)など, 目覚ましい効果が報告されていない。一方で, 実習以前の指導体験の有無が個人的教授効力感の有意な上昇に影響する(持留・有馬, 1999)とする研究も存在する。教員養成課程における実践的な指導力の育成が叫ばれる昨今において, 教育実習以前にも教育現場に学生を参画させる機会を担保する大学も多くあり, その価値は目に見えた即時的な効果はなくとも価値はあると考えられる。今後は, 研究を通して学生の効力感上昇につながるような実習以外の教育活動の形が検討されるべきであろう。

学年間比較の研究は, 実習経験がある学年と実習経験のない学年の比較をされるケースが多い。1年生と3年生の比較では, 教師効力感は有意に3年生が高いこと(桜井, 1992), 1年生では教師のサポート, 教師への信頼感が教師効力感に有意な影響をあたえているが, 3年生では有意ではないこと(三島・井上・森, 2012), 知的障害を持つ子どもに対する効力感についての1年生と4年生の比較では「指導困難対応教師効力感」は4年生が有意に高いが, 「指導遂行教師効力感」は有意な差が見られなかったこと(渡邊, 2016), 実習経験のある4年生と実習経験のない1~3年生の比較では, 4年生は教師効力感と特性的自己効力感の間に関連があったが, 1~3年生にはなかった(増田・田爪, 2015)などが明らかになっている。学年間の比較は, 実習の経験以外にも教育課程の影響や進路選択を迫られる時期による影響など, 複数の要因が考えられるため, 群間の差をそのまま実習経験の差であると考えられない点では取り扱いが難しいが, 年間の教育課程の効果の検討など, 縦断的な視点での比較の際には有用な知見となり得ると考えられる。

一時点による調査で他の概念との関連を見る研究では, 学生個人が持つ特性的な属性によっ

て群分けし、比較検討を行った研究が複数ある。例えば、春原(2008)では、教育学部への入学動機と教師効力感の関連を検討しており、入学動機で「教授志向」「子ども志向」「経験活用志向」が高い学生は教師効力感も高い傾向があることが示された。春原(2010)では、教職志望動機と親の要因、教師効力感の関連を検討し、モデル図の作成を行ったが、全体として強い関連を見出すことが出来なかった。その他、自己評価・教師適正の認知との関連を扱った前原・稲谷・金城(1996)、自己概念との関連を扱った八木(1997)、尺度翻訳と同時に教職志望度と教職適正との関連を検討した白尾・今林(2005)など、多面的に研究が展開されている。また、教職志望度と教師効力感の関連を検討している研究では、因子によるが正の相関が見られたもの(白尾・今林, 2005; 春原, 2010)がある。前述した、実習前後での比較検討で効力感の変化と教職志望度の関連を扱っている研究(持留・有馬, 1999; 春原, 2007a; 児玉, 2012a)は、2時点間の効力感の変化を扱っているが、こちらの研究では1時点の効力感を扱っている点で異なる。一方で、実習前後での比較研究では、春原(2010)で用いられているような多面的に教職志望動機を測定できる尺度は用いられていないため、今後検討の余地のあるものであろう。

また、学生を対象とした研究では、春原・坂西(2010)は模擬授業の前後で教師効力感を比較検討している。その結果、学級経営に関する効力感のみ有意な上昇が見られた。こうした、教員養成課程上の授業における前後比較を行った研究は管見の限りこの1件のみとなっている。教員養成課程の充実のためには、こうした形での検討もまた必要であると考えられる。

**現職教員を対象とした研究** 現職教員を対象を絞った研究も数多くある。バーンアウトやメンタルヘルスを取り扱った研究(平岡, 2003; 草海, 2014 他)や、経験年数や子どもの有無など教員の持つ属性で群を分け、比較する研究(植木・藤崎, 1999; 丹藤, 2001)など、多様な形で検討されている。メンタルヘルス系の研究については次項で詳しく述べるため、ここでは省略する。

性別や経験年数、校種など、デモグラフィックデータでの群分けによる効力感の検討は、最も明解な検討方法だと考えられる。経験年数が長いほど高い効力感を持ちやすいが、生徒理解についての効力感はその傾向は見られなかったこと(松尾・清水, 2007)、中学校のみ勤務経験者は小学校のみ勤務経験者より有意に効力感が低いこと(松田・鈴木, 1997)、小中学校の教員より高校教員の方が、有意に個人的教授効力感が低いこと(前原, 1994)など、多様な知見が示されているが、一方で性差など、一貫した知見が得られていないものあり、デモグラフィックデータによる群分けは十分に効力感の変化を説明できない点もあることが示され

ている。

また、丹藤(2005)は、教師の成長における循環モデルを検討した。効力感、教職傾倒、自己成長、知の探究、達成経験、効力感の順で正のパスが循環するモデルが作成され、途中で達成経験を必ず経由して循環することが示された。達成経験を得ることは教師効力感のみならず、自己効力感の向上に大きな影響を与える情報源である。この研究で、教師効力感の向上を軸にしたモデルにおいても達成経験が重要な位置にあることが示された形となった。

## 教師効力感研究の整理②変数別の検討

教師効力感と同時に検討されている変数で行っていく。教師効力感研究全体を概観した際、目に留まるのは前述したようなメンタルヘルスの1要因として教師効力感を検討している研究と、学生・教員の「教師としての成長」の要素として教師効力感を捉えている研究の2種類である。

メンタルヘルスを取り扱った研究では、教師のバーンアウトと教師効力感の関連を見た研究(平岡・乾原, 2001; 平岡, 2001; 2003; 貝川・鈴木, 2006; 松井・野口, 2006; 高田・中岡・黄, 2011; 草海, 2014)が多い。こうした研究の約半分で植木・藤崎(1999)の尺度が用いられている。植木・藤崎(1999)は宮本(1995)をベースにした4因子構造の尺度であり、生徒指導や教育相談に関連する項目が備えられていることが特徴である。これは、生徒指導が教員のストレスナーになり得ることから、他の尺度以上にメンタルヘルスに関連が深いと考えられるためだと推察される。

バーンアウトを取り扱った研究ではすべてでバーンアウトと効力感には負の関係にあることが指摘されている。特に平岡(2003)では、ストレスナーからバーンアウトへ正のパス、バーンアウトから生徒認知、効力感に負のパスが出たモデルが示された。そのため、バーンアウトとストレスナーの低減が教師効力感の向上につながると考えられる。また、貝川・鈴木(2006)では学校組織特性が教師自己効力感を媒介して教師バーンアウトへ影響するモデルが示され、学校組織特性の2つの下位尺度どちらからも学習支援効力感へ正のパスが見られ、さらにそこから教師バーンアウトの下位尺度「達成感の交代」へ負のパスが見られた。こちらのモデルでは、教師効力感の向上がバーンアウトの低減につながることが示されている。こうした知見から、教師効力感とバーンアウトの密接なかかわりが推察できる。教師のメンタルヘルスを考える上で、バーンアウトは教師の退職・休職につながり(草海, 2014)最も避けなければいけないことであることから、教師効力感の向上を考えることは教師の精神的健

康を守るためにも非常に重要なことであると考えられる。

教師としての成長の視点から教師効力感を扱った研究(松田・鈴木, 1997; 植木・藤崎, 1999; 丹藤, 2004; 三島ら, 2010; 児玉, 2012a,2012b 他)は, 対象を学生から現職教員まで広くとっている。前述した実習前後での比較研究や, 経験年数や校種などで効力感を比較する研究もこうした視点を持つ研究と言えるだろう。教員養成課程のスタートから, ベテランの教員となるまでの教員として熟達していくプロセスを検討していくことは, 教員の資質能力向上のために重要であると考えられる。一方で, 教師効力感は教師としての「能力」そのものではない, という点には注意が必要であると考えられる。増田・田爪(2015)では, 実習経験のない学生の教師効力感と特性的自己効力感が一致しておらず, 仮想的な教師効力感を抱いている可能性を指摘している。自分の能力を正しく認知し, 適切な効力感を持つことを望ましいと考えられるが, それを検証することは, 教師としての「能力」を適切に測定する方法がないため非常に難しいだろう。

## おわりに

ここまでの整理を通じて, 多様な先行研究の成果とそれらから見られる今後の課題を考察してきた。最後に教師効力感研究における大きな論点を2つ提示したい。

1つはすでに述べた概念的な問題である。現在の教師効力感尺度は3因子構造のものが多く使われていることは前述のとおりである。一方で, Bandura(1997)の指摘のように, 教師の職能領域は本来多岐に渡る。現在の尺度では「子どもへの支援・理解」「学級経営」「教科指導」の3つの領域が測定の対象となっているが, これは今後さらに拡大されるべきなのか。例えば, 中西(1998)ではこの3つの領域に関連するもの以外に「対人関係」「研究運営」「事務処理」などの因子が抽出されている。昨今の教育現場では, 事務処理の肥大化や, 研修の増加などが問題として挙げられている。検討する領域の拡大は, こうした問題への対応策を考えることにつながるのではないか。その他, 渡邊(2016)や山本(2010)のように, さらに場面が限定された効力感を取り扱った研究もあり, これらは教師がその職務上直面する問題に即した効力感を測定していると考えられる。教師効力感概念が取り扱うとする教師の職能領域は, 今後より広く深いものを目指すのか, 現状の3領域を基本として研究を展開していくのか, 昨今の教員を取り巻く問題をもう一度捉え直し, 議論する必要があるだろう。

もう一つは教師効力感の向上は本当に良いことなのか, という疑問である。教師効力感研究を併用して扱われる変数で整理した際, メンタルヘルスについての研究と教師としての成

長についての研究があるのは前述のとおりである。メンタルヘルスに関する研究では、教師効力感の向上がバーンアウトを低減するという事が示されているが、教師としての成長を考える際には、教師効力感の向上のみにフォーカスして研究が展開されていくことには疑問を覚える。教師効力感を必要以上に向上させることは、実際に個々人が持つ教師としての能力と効力感との乖離が生み、増田・田爪(2015)で指摘されたような仮想的な効力感を持ってしまうことにつながるのではないか。

また、例えば、三島ら(2010)では、実習前後での教師効力感の向上が学習の継続意欲に良い影響を与えていることが明らかにされたが、実習前後で教師効力感が低下した際には、本当に学習意欲につながらないのであろうか。教師効力感の低下は、実習中の失敗体験などに基づくと考えられる。教育実習は自身の教職適正を見極める機会でもあるが、そこでの失敗経験を経てもなお教職志望度が高い場合、教員になるために自身の経験を振り返り、失敗した部分がうまくできるようになるために、更に学習意欲を高めて学習に取り組むのではないかと考えられる。平成24年中央教育審議会答申(2012)でも、これからの教員に求められる資質能力として、「学び続ける教員像の確立」を掲げている。多様な問題に直面することが予想される教員という仕事において、常に成功体験を感じ、教師効力感を高め続けることができる人は非常に稀であると考えられる。そのため、失敗経験によって教師効力感が低下しても、自己省察や同僚との協働を通して、解決策を模索する教員の姿が今後求められるのだろう。「失敗から学び成長する」教員像の心理的変化プロセスモデルを、教師効力感の変化を軸に検討していくべきであると考えられる。教員養成段階においても、教育実習を通して効力感が上昇しなかった実習生へのフォローを考える(増田・田爪, 2015)という点から考え、実習での経験をどう反省・省察し、次への学びへとつなげるのか、効力感低下群の学びへのプロセスの検討していくことが求められると考えられる。

よって、教師としての成長についての研究とメンタルヘルスについての研究では、同じ教師効力感を取り扱う研究であっても異なった性格を持つと考えて、研究が進められていくべきであろう。

以上、2つの論点を挙げた。次章からは、教師としての成長に焦点を当て、教員養成課程で最も教師効力感の変化が起こると考えられている教育実習の前後による比較検討を行う。

## 引用文献

- Allinder, R. M. (1994). The relationship between efficacy and the instructional practice of special education teacher and consultants. *Teacher Education and Special Education*, **17**, 86-95
- Ashton, P. T. (1985). Motivation and the teacher sense of efficacy. In C. Ames & R. Ames (Eds.), *Research on Motivation in Education, Vol.2*. Academic Press, 141-171
- Ashton, P. T., & Webb, R. B. (1986). *Making a difference: Teachers sense of efficacy and student achievement*. New York: Longman.
- 有馬博幸・今林俊一・川畑秀明 (2008). 教育実地研究における教育心理学的研究(9) 鹿児島大学教育学部研究実践紀要 **18**, 141-151
- Bandura, A. (1977) "Self-efficacy : Toward a unifying theory of behavioral change. " *Psychological Review*, Vol.84, 191-251.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: the exercise of control*. New York: W. H. Freeman and Company.
- Berman, P., McLaughlin, M., Bass, G., Pauly, E., & Zellman, G (1977). *Federal programs supporting educational change. Vol VII: Factors affecting implementation and continuation(Report No. R-1589/7-HEW)*. Santa Monica, CA: The Rand Corporation (ERIC Document Reproduction Service No.140 432)
- Emmer, E.,& Hickman, J. (1990). Teacher decision making as a function of efficacy, attribution, and reasoned action. *Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association*, Boston, MA.
- Gibson, S., & Dembo, M. (1984). Teacher efficacy: A construct validation. *Journal of Educational Psychology*, **76**, 569-582.
- 春原淑雄 (2007a). 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伴う変化－ 日本教師教育学会年報 **16**, 98-108.
- 春原淑雄 (2007b). 教育学部生の教師効力感と教育実習体験の関連 日本教育心理学会総会発表論文集 **49**, 247
- 春原淑雄 (2008). 教育学部生の教師効力感とその関連要因 日本教育心理学会総会発表論文集 **50**, 755
- 春原淑雄 (2009). 模擬授業経験による教育学部生の教師効力感の変化 日本教育心理学会総会発表論文集 **51**, 232

- 春原淑雄 (2010). 親の要因,教職志望動機および教師効力感の関連：教員養成課程の新入生を対象として 学校教育学研究論集 **21**, 1-10
- 春原淑雄・坂西秀夫(2010). 「教職入門」における模擬授業が教師効力感に及ぼす効果埼玉大学紀要. 教育学部 **59(1)**, 55-65
- 平岡永子 (2001). 教師バーンアウトモデルの一考察 臨床教育心理学研究 **27(1)**, 17-25
- 平岡永子・乾原正 (2001). 教師のバーンアウトと教師効力感の関係について日本教育心理学会総会発表論文集 **43(0)**, 102,
- 平岡永子 (2003). 教師バーンアウトモデルの一考察(2) 教育学科研究年報 **29**, 23-31
- 今林俊一・有馬博幸・川畑秀明 (2008). 教育実地研究における教育心理学的研究(10) 鹿児島大学教育学部研究紀要 **60**, 107-121
- 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)：教員養成学部生の教師効力感の変容について 鹿児島大学教育学部教育実践研究紀要 **14**, 85-99
- 貝川直子・鈴木眞雄 (2006). 教師バーンアウトと関連する学校組織特性,教師自己効力感 愛知教育大学研究報告 教育科学 **55**, 61-69
- 神林寿幸 (2015). 周辺の職務への従事が日本の教員の多忙に与える影響の再検討 - TALIS2013年調査の国際比較を通じて- 東北大学大学院教育学研究科研究年報 **63-2**, 22-43
- 草海由香里 (2014). 公立小・中学校教師の休職・退職意識に影響を及ぼす諸要因の検討 パーソナリティ研究 **23(2)**, 67-79
- 国立教育政策研究所 (2013). TALIS 日本版報告書「2013年調査結果の要約」  
<http://www.nier.go.jp/kenkyukikaku/talis/> (2016/10月19日 最終訪問)
- 児玉真樹子 (2012a). 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(3)**, 261-271
- 児玉真樹子 (2012b). フレンドシップ事業の参加が教員養成学部生の自己認知および教職認知に及ぼす影響：教職にかかわる自己効力感と,教職に必要な能力に関する認知の変化に着目して 広島大学大学院教育学研究科紀要. 第一部, 学習開発関連領域 (**61**), 15-24
- 前原武子 (1994). 教師効力感と教師モラル, 教師ストレス 琉球大学教育学部紀要 **44**, 333-342
- 前原武子・稲谷ふみ枝・金城育子 (1996). 教職希望学生が認知する教師適性と教師効力感



琉球大学教育学部教育実践研究指導センター紀要 (4), 43-49

増田優子 (2015). メンタライゼーション能力の高さが教師志望学生の教師効力感と特性的自己効力感に及ぼす影響：小学校における教育実習についての検討 日本教育心理学会総会発表論文集 (57), 266,

増田優子・田爪宏二 (2015). 教師志望学生における教師効力感と特性的自己効力感との関係－実習経験者と実習未経験者との比較－ 京都教育大学教育実践研究紀要 15, 211-217

松田惺・鈴木眞雄 (1997). 教師の自己効力感に関する基礎的研究 愛知教育大学研究報告(教育科学編)46, 57-66

松井仁・野口富美子 (2006). 教師のバーンアウトと諸要因－ストレス、効力感、対処行動をめぐって－ 京都教育大学紀要 108 9-17

松尾一絵・清水安夫 (2007). 小学校教師版自己効力感尺度の開発－教師の個人的属性による比較検討－ 応用教育心理学研究 24(1), 11-17

三木知子・桜井茂男 (1998). 保育専攻短大生の保育者効力感に及ぼす教育実習の影響 教育心理学研究 46, 203-211

三島知剛・山口あゆみ・森敏昭 (2009). 教育実習生の教職志望度に関する研究：実習生の授業・教師イメージ・教師効力感・実習の自己評価に着目して 学習開発学研究 2, 11-18

三島知剛・安立大輔・森敏昭 (2010). 教育実習生の実習前後における学習の継続意志の変容－実習前後の教師効力感の変容・実習の自己評価に着目して－ 学習開発学研究 (3), 91-99

三島知剛・林絵里・森敏昭 (2011). 教育実習の実習班における実習生の居場所感と実習前後における教職意識の変容 教育心理学研究 59(3), 306-319

三島知剛・井上菜美・森敏昭 (2012). 教職志望学生の教職意識と小学校時代における教師からの被教育体験への認知との関係：学部1年生と3年生の差異に着目して 日本教育工学会論文誌 35(4), 345-356

宮本正一 (1995). 教師効力感に関する研究 日本教育心理学会総会発表論文集 (37), 581

持留英世・有馬広海 (1999). 教師効力に及ぼす教育実習効果 福岡教育大学紀要 第4分冊 教職科編 (48), 303-309

文部科学省 (2012). 平成24年中央教育審議会答申「教職生活の全体を通じた教員の資質能力の総合的な向上方策について」 2012.8.28 [http://www.mext.go.jp/component/b\\_menu/shingi/toushin/\\_icsFiles/afieldfile/2012/08/30/1325094\\_1.pdf](http://www.mext.go.jp/component/b_menu/shingi/toushin/_icsFiles/afieldfile/2012/08/30/1325094_1.pdf) (2016年10月27日 最終訪問)

- 中西良文 (1998). 教師有能感についての探索的研究 - 尺度構成の検討 - 学校カウンセリング研究 1, 17-26
- 成田健一・下仲順子・中里克治・河合千恵子・佐藤眞一・長田由紀子 (1995). 特性的自己効力感尺度の検討:生涯発達の利用の可能性を探る 教育心理学研究 43(3), 306-314,
- 西松秀樹 (2008). 教師効力感, 教育実習不安, 教師志望度に及ぼす教育実習の効果 キャリア教育研究 25, 89-96
- 西尾美紀・安達智子 (2015). 教職志望大学生の教師効力感変化に影響を及ぼす要因の検討 - 教育実習中の体験内容に着目して - 大阪教育大学紀要 第IV部門 64(1), 1-11,
- 大野木浩明(1996). Albert Bandura の自己効力理論と教師効力尺度 - 職業的発達心理学の新しい視点から - 福井大学教育学部紀要IV(教育科学) 51, 53-63
- 岡田涼・綾田栞・河口美穂・西邑翼 (2015). 教師の自律性支援の有効性認知 : 教職志望学生との比較および教師効力感との関連 日本教育心理学会総会発表論文集 (57), 597,
- 酒井貴庸・金澤潤一郎・坂野雄二 (2011). 高等学校教師の自閉症スペクトラム障害理解度と ASD 傾向の生徒における精神的健康状態の関連 日本教育心理学会総会発表論文集 (54), 438
- 坂野雄二・前田基成 (1984) 虚偽の心拍フィードバックがセルフ・エフィカシーの変動と心拍コントロールに及ぼす効果 千葉大学教育学部研究紀要 第1部 35, 23-33
- 桜井茂男 (1992). 教育学部生の教師効力感と学習理由 奈良教育大学研究所紀要 28, 91-101
- 坂田成輝・音山若穂・古屋健 (1999). 教育実習生のストレスに関する一研究 - 教育実習ストレス尺度の開発 - 教育心理学研究 47, 335-345
- 白尾秀隆・今林俊一 (2005). 教師効力感尺度作成の試みと影響要因の検討 日本教育心理学会総会発表論文集 (47), 336
- 高田順・中岡千幸・黄正国 (2012). 小学校教師の特別支援教育負担意識とメンタルヘルス要因 広島大学心理学研究 (11), 241-248
- 高野七良見・河村茂雄 (2013). 教員養成タイプによる学生の意識の相違 : 教師特有のピリーフ, 教師効力感の観点より 日本教育心理学会総会発表論文集 (54), 558
- 谷口弘一・田中宏二 (2005). 生徒との関わりにくさと職場の雰囲気は教師効力感に与える影響 日本教育心理学会総会発表論文集 (47), 324
- 谷口弘一・田中宏二 (2006). 上司および同僚からのサポート, 教師効力感, バーンアウト

- の関連：学校別の検討 日本教育心理学会総会発表論文集 (48), 310
- 丹藤進 (2001). 教師効力感についての探索的研究 -教職への満足感, 教育的信念, PMリーダーシップ行動との関連- 弘前大学教育学部紀要クロスロード 3, 5-17
- 丹藤進 (2004). 教師効力感の形成に関わる要因分析 -循環モデル試案-青森中央学院大学研究紀要 6, 49-69
- 丹藤進 (2005). 教師効力感の研究 -循環モデルに向けて- 青森中央学院大学研究紀要 7, 21-44
- 田崎慎治・米沢崇 (2013). 大学生の教師効力感と教師イメージ・子どもイメージに関する研究：広島大学教育学部フレンドシップ事業への参加による変化の検討 学習開発学研究 6, 57-65
- Tshannen-Moran, M., & Hoy, A., W., (2001). Teacher efficacy: capturing an elusive construct. *Teaching and Teacher Education* 17, 783-805.
- 植木尚子・藤崎眞知代 (1999). 教師効力感を規定する要因 -校種と経験年数を中心として- 群馬大学教育学部紀要 人文・社会科学編 48, 361-381
- 渡邊雅俊 (2016). 特別支援学校教員養成課程に在籍する大学生の教師効力感の特徴：知的障害児対応教師効力感による検討 国学院大学紀要 54, 73-8
- Woolfolk, A. E., & Hoy, W. K., (1990). Teacher's sense of efficacy and their beliefs about managing students. *Teaching and Teacher Education*, 6, 137-148
- 八木成和 (1997). 教師としての自己概念と教師効力感,自尊心との関連：教員養成系大学における調査を通じて 鳴門教育大学学校教育研究センター紀要 11, 21-25
- 山本蔭 (2009). 不登校児童生徒を支援する教師の自己効力感：経験量による検討 日本教育心理学会総会発表論文集 51, 188
- 山本蔭 (2010). 不登校対応教師効力感に関する基礎的研究 岩手大学教育学部附属教育実践総合センター研究紀要 9, 163-174
- 山口陽弘・都丸亜希子・古屋健 (2010). 教職志望者の職業興味と教師効力感に関する研究 -教職への興味・教職の専門性に着目して- 群馬大学教育学部紀要 人文・社会科学編 59, 219-238
- 吉井健児 (1989). 教師の効力感に関する研究 名古屋大学教育学部紀要. 教育心理学科 36, 181-182,

## 付記

本研究は、三重大学教育学部研究紀要第 68 巻に投稿した論文である、渡邊・中西(2017)「日本における教師効力感に関する研究の動向と展望」を加筆修正したものである。

## 第2章：研究2

### 教育実習生の教師効力感の変化に実習環境、 観察学習の程度、実習中の余裕度が与える影響

#### 問題と目的

研究1では、日本で行われている教師効力感研究を広く概観し、その成果と課題点を述べた。研究2、研究3では、対象を教職志望学生へと絞り、教師効力感について実証的な手法を用いて、その変化について言及していく。

前述のとおり、教師効力感のベースにあるのは、自己効力感(Self-Efficacy)である。Bandura(1977)によって提唱されたこの概念は、「ある結果を生み出すために必要な行動を自分がどの程度うまく行うことができるか」という確信の程度のことを指す。自己効力感の主たる情報源は、個人的な達成・遂行体験、代理的学习、言語的説得、情動的喚起の4つであり、坂野・前田(1987)によれば、特に個人的達成は自己効力感の変動に大きな影響を与えるとされている。これは教師効力感でも同様であると考えられ、西尾・安達(2015)は、教育実習生に対して、この4つの情報源に基づいて、実習中の体験内容を尋ね、実習前後での教師効力感の変化との関連を検討した。その結果、実習に参加した学生は、教師効力感の下位尺度のうち、「学級経営・運営効力感」と「子ども理解・関係形成効力感」が有意に上昇したこと、重回帰分析により実習中の「授業・指導での成功体験」「子どもとの親和体験」から教師効力感に対して正のパスが見られた。一方で、実習中の体験内容については、既存の質問紙では因子分析のプロセスで個人的な達成・遂行体験に関する項目のみ残り、代理的学习、言語的説得、生理的情動的喚起については分析内容に反映されなかった。実習中の教育実習生の体験を考えると、「担当した単元の授業をやりきる」という個人的な達成・成功体験の他に、「他の実習生や指導教員の授業を見る(代理的学习)」「授業や教育的な行動について称賛を受けた(言語的説得)」「子どもの一生懸命な姿に感動した(情動的喚起)」など、教師効力感の情報源となり得る体験をしていると想定され、それらは教育実習生の教師効力感に影響を与えていることが予想される。特に、実習中の代理的学习・観察学習の機会は、十分にあると考えられる。森下・尾出・岡崎・有元(2010)は、Lave & Wenger(1991)の状況的学习論における、正統的周辺参加の文脈から教育実習の中の学びのプロセスを明らかにした。この研究によれば、実習生が教育実践に参加す

るプロセスの中で、授業を「観察する」状態から、教師の導きで徐々に教育実践の中での分業が進み、教室の中での授業に参加できるようになっていくことが指摘されている。実習中の学びの中で、「観察」はプロセス全体の中に担保された過程であり、その効果を検討することは十分に意義があると考えられる。一方で、実習中に観察学習がどの程度機会があるのか、それをどの程度実習生が参考にしているのかを定量的に扱っている研究はない。

実習中の代理学習・観察学習について、その対象は主に指導教官と他の実習生に類別されると考えられる。これらはそれぞれ、習熟度の高い「マスタリーモデル」と、最初は習熟度が低いが徐々に向上していく「コーピングモデル」であると捉えることができ、2種類のモデルは観察対象として異なった効果があるとされている。Schunk, Hanson & Cox(1987)によると、マスタリーモデルよりコーピングモデルの方が、観察者が観察対象を同一視しやすいため、自己効力感が上昇しやすいとされている。しかし、教師効力感と実習中のモデリングに言及した春原(2007)では、重回帰分析で教諭モデリングが教師効力感の下位尺度に対して有意な説明変数にならず、実習生モデリングは負の影響を与える説明変数と有意となり、モデリングの効果は教師効力感に良い影響を与えないという結果となった。これは Schunk らの唱える考え方と異なった結果であるため、実習中の観察学習には検討の余地が残されていると考えられる。

観察学習は、注意、保持、運動・再生、動機づけの4つのプロセスを経て行われる(原野・江川・根元・田上, 1976)が、保持の過程においてはワーキングメモリを用いてリハーサルを行うことで観察内容を体制化する。一方で、教育実習は慣れない環境の中で、多くのタスクをこなす必要があり、身体的にも心理的にもストレスを感じ(斉藤・神村, 2011 他)、心理的余裕がなくなり、ワーキングメモリは圧迫されると考えられる。よって、実習中の精神的な余裕は観察学習に影響し、間接的に教師効力感に影響すると考えられる。また、前原・平田・小林(2007)では、実習中のストレスと教師効力感の間に負の相関があることが示されており、ストレスをあまり感じず、精神的な余裕があることは直接教師効力感の上昇に影響することも考えられる。では、「余裕のない教育実習」「余裕のある教育実習」とはどういったものなのか。国立大学の教員養成系学部は附属学校を持つケースが多い。文部科学省(2016)によれば、国立の附属学校における使命の一つに「大学、学部の教育実習計画に基づく教育実習の実施」とあり、54の大学・学部を対象とした日本教育大学協会附属学校委員会による調査(2017)では、大学が附属学校園に期待することの第一が「学部生の教育実習等の教員養成」であることが明らかにされた。こうした背景から、附属学校では実習生に対する手厚い指導が期待され、附属学校の教員もそれを認識し、実習生に対して力が入った指導が行われると考えられる。児玉(2012)ではキャリ

ア発達における基礎的なスキルを持つ実習生においては、指導教員からの支援が教師効力感の変化に有意な正の影響を与えることが明らかにされている。しかし、坂田・音山・古屋(1999)によれば、指導案指導に代表されるような指導教員による指導は比較的経験頻度が高いストレスラーであり、前原・平田・小林(2007)によれば、指導教官との関係にストレスを感じると実習に対する興味価値が低下することが示唆されている。附属校実習では充実した指導を受けられるがゆえにストレスを感じることがあり、実習生の余裕がなくなる可能性がある。一方で、附属学校園では実習期間中、多くの実習生がおり、相互に助け合いが起りやすい環境であると言えよう。吉田(2005)は、協力校実習に行った他に実習生のいなかった実習生は「一人でやっている」と感じ、自身の実習の意味づけ・評価ができていなかったことを取り上げており、三島・林・森(2011)は、実習班における実習生の居場所感の高まりが教職志望度や教師効力感に影響することを明らかにしている。他の実習生が多くいることは、実習生に余裕やゆとりを与える可能性が考えられる。一方で、他の実習生がストレスラーになり得ることを坂田・音山・古屋(1999)が報告しており、実習生によって逆に余裕を失う可能性もある。

また、小林(2004)では附属校実習と公立校実習の質的な違いを実習生の語りから指摘しており、末次・紅林(2014)は附属学校と地域の学校それぞれで教育実習を経験した学生に行った調査で、「教師になる自信が付いた」などいくつかの項目で有意な差が見られたことを報告している。これらから、実習先に違いによって、実習生は得るものが異なることが予想される。

よって本研究では、教育実習前後の教師効力感の変化を規定する要因として、実習中の観察学習と実習中の余裕度に着目し、観察学習の回数・参考度、実習中の余裕が教師効力感へどのような影響を与えているかを検討することを主な目的とする。同時に、実習校種・実習先等の実習環境も調査し、多面的に実習前後の教師効力感の変化、観察学習の程度と実習中の余裕度に影響を与える要因を検討する。

## 方法

### 1.調査対象者

2016年9月に4週間の教育実習に参加したA大学、B大学の学生のうち、事前調査、事後調査のいずれにも回答した171名を分析対象とした。

### 2.調査時期

実習前(7月下旬)、実習後(10月上旬～11月上旬)の2回で行った。

### 3.調査手続き

A 大学については、実習にあたっての事前集会、事後集会の場で、提出課題と同時に配布し、後日課題と一緒に提出するように依頼した。B 大学については、教職必修の授業「生徒指導論(前期)」と「教育相談Ⅱ(後期)」の受講生を対象に、授業終了前 20 分程度を使って回答を依頼した。

#### 4.質問紙の構成

##### 事前調査

①フェイスシート。性別、所属する専攻・コース、実習校種(附属学校、実習協力校、地元校、実習なし)、実習学年(幼・小 1～高 3)、担当教科を尋ねた。

②教育学部生用教師効力感尺度(春原, 2007)。教員としての職務上の自己効力感を尋ねる尺度であり、「教授・指導効力感」「学級経営・管理効力感」「子ども理解・関係形成効力感」の 3 因子構造で、計 26 項目。「あなたがもし教師になった場合、次の各項目にあなたはどの程度当てはまると思いますか」という教示文を示し、「全くそう思わない(1)」～「非常にそう思う(6)」の 6 件法で回答を求めた。

③教職志望度。「あなたの進路についてお尋ねします。今現在、あなたは卒業後の進路についてどう考えていますか」という教示文を示し、「教職に就くつもりである」「教職に就くつもりであるが変更の可能性がある」「教職は進路における有力な選択肢の一つである」「教職は進路における選択肢であるが有力ではない」「教職につかないつもりであるが変更の可能性がある」「教職には就かないつもりである」の 6 つのうち最も当てはまるものの回答を求めた。

##### 事後調査

①フェイスシート。事前調査と同様の内容を尋ねた。

②教育学部生用教師効力感尺度(春原, 2007)。事前調査と同様の内容を尋ねた。

③教職志望度。事前調査と同様の内容を尋ねた。

④実習中の余裕度尺度。実習中、精神的な余裕があったかを尋ねる尺度であり、今回の調査にあたり、心理学系の大学教員と著者の 2 名で尺度項目を設定した。計 11 項目。「あなたの実習の内容についてお尋ねします。次の各項目にどの程度当てはまると思いますか」という教示文を示し、「全くそう思わない(1)」～「非常にそう思う(6)」の 6 件法で回答を求めた。

⑤実習中の観察学習の程度尺度。実習中にどの程度観察学習の機会があり、それはどの程度参考になったかを尋ねる尺度であり、今回の調査に当たり作成した。他の実習生、指導教員、指導教員以外の教員(その他教員)の 3 種類の対象の、「授業」「子どもとの関わり」「学級経営についての工夫」の 3 種類の行動について、「見た回数」「参考になったか(参考度)」の 2 つを尋ねた。



見た回数については「0回」「1～5回」「6～10回」「11回以上」の4段階、参考度については「全然ならなかった」「あまりならなかった」「少しなった」「非常になつた」の4段階で尋ねた。なお、この尺度の回答に先立って、自分の実習校に他の実習生が何人いたかを尋ね、一人もいなかった場合は他の実習生に関する項目は回答せず、指導教員に関する項目から回答するよう求めた。

## 5.分析方法

分析には、清水(2016)のHAD15.200を使用した。

## 結果

### 1.尺度構成

#### 1-1.実習中の余裕度尺度の探索的因子分析と信頼性

11項目に対して、最尤法・Promax回転による探索的因子分析を行った。まず、固有値1以上を示した因子が3つあったため、ガットマン基準に従って3因子構造で分析を行ったところ、不適解が示されたため、他の因子構造を検討した。因子数決定のための指標を確認すると、MAP(最小平均偏相関)の得点からは1因子構造、対角SCM平行分析からは2因子構造が提案された。1因子構造では、因子負荷量が.35以下になる項目があったため、2因子構造で分析を行った。その結果、全項目の因子負荷量が.35以上となり、かつ複数の因子に対して負荷量の

表 2-1 実習中の余裕度尺度の因子分析結果

項目	因子負荷量		$h^2$
	I	II	
<b>I 実習中のゆとり</b>			
9 実習中は指導案作りに追われて精神的に追い詰められた (R)	<b>.83</b>	-.13	.57
6 実習中は余裕があり、のびのびと過ごせた	<b>.76</b>	-.01	.58
4 実習中は気持ちに余裕がなく、自分のことで精いっぱいだった (R)	<b>.66</b>	.11	.54
8 指導案についてじっくり考える時間があり、ゆとりをもって授業に臨めた	<b>.53</b>	.22	.49
7 緊張していて、周囲の様子に気を配れなかった (R)	<b>.52</b>	.17	.41
5 人の授業を見るより自分の授業を考える時間が欲しかった (R)	<b>.41</b>	-.07	.14
3 授業の用意等が忙しく、子どもと遊ぶ時間がとれなかった (R)	<b>.41</b>	-.02	.16
<b>II 実習の成功実感</b>			
11 実習中、クラスをうまくまとめることができた	-.10	<b>.87</b>	.65
10 全体として実習はうまくいったと感じた	.08	<b>.71</b>	.59
2 実習中、子ども一人一人と親密な関係を築くことができた	-.09	<b>.64</b>	.34
1 実習中、子どもにわかりやすい授業ができた	.14	<b>.43</b>	.29
	因子間相関	因子 II	.66

※N=163 Rは逆転項目

高い項目もなかったため、まとまりがよく、解釈可能性も高いと判断し、2因子構造を採用し

た。2 因子での累積寄与率は 52.64%であった。

第 1 因子は「実習中は余裕があり、のびのびと過ごせた」「実習中は指導案作りに追われて精神的に追い詰められた」などの 7 項目で構成され、実習中の精神的・時間的なゆとりについての項目が多かったため、この因子を「実習中のゆとり」と命名した。第 2 因子は「実習中、上手くクラスをまとめることができた」「全体として実習は上手くいったと感じた」などの 4 項目で構成され、実習を振り返り、成功の度合いを問う項目が多かったため、この因子を「成功実感」と命名した。因子分析の結果を表 2-1 に示す。

尺度の信頼性検討のために  $\alpha$  係数を算出した。実習中のゆとりが  $\alpha=.81$ , 成功実感が  $\alpha=.76$  となり、それぞれ十分な内的整合性が得られたとして、各因子に含まれる項目の平均値を下位尺度得点としてその後の分析に用いることとした。

また、今後の分析のために、実習中のゆとりの得点で高群、中群、低群の 3 群に群分けを行った。得点上位 25%を高群、下位 25%を低群、それ以外を中群とした。

### 1-2. 教師効力感尺度の信頼性

教師効力感尺度は、春原(2007)の因子構造に従って 3 因子であると想定し、尺度構成を行うこととした。26 項目のうち、「まとまりのあるクラスを作る自信がある」など 11 項目を「学級経営・管理効力感」、「活動をスムーズに進めるための手順を作りあげることができる」など 9 項目を「教授・指導効力感」、「子どもの目の高さでものを見ることができる」など 6 項目を「子ども理解・関係形成効力感」とした。

尺度の信頼性検討のために、事前調査、事後調査それぞれで  $\alpha$  係数を算出した。学級経営・管理効力感が事前調査で  $\alpha=.88$ , 事後調査で  $\alpha=.89$ , 教授・指導効力感が事前調査で  $\alpha=.74$ , 事後調査で  $\alpha=.75$ , 子ども理解・関係形成効力感が事前調査で  $\alpha=.74$ , 事後調査が  $\alpha=.80$  となった。それぞれ十分な内的整合性が得られたとして、各因子に含まれる項目の平均値を下位尺度得点としてその後の分析に用いることとした。

### 1-3. 実習校種と実習先のクロス集計

今後の分析のために、実習校種、実習先の各分類でのサンプル数を確認することを目的にクロス集計表を作成した。結果を表 2-2 に示す。その結果、実習校種に関しては小学校に大きく偏っており、実習校種による比較検討は難しいと判断し、その後実習校種に関する分析は行わなかった。

表 2-2 実習先と実習校種のクロス集計結果

	実習校種					合計
	幼稚園	小学校	中学校	高校	特別支援	
実習先 附属学校	5	20	16	0	7	48
協力校	2	27	3	0	0	32
地元校	2	78	0	3	0	83
合計	9	125	19	3	7	163

表 2-3 各変数の相関係数と記述統計量,  $\alpha$  係数

	1	2	3	4	5	6	7	8	Mean	(SD)	$\alpha$ 係数
1 学級経営・管理 事前得点	-								3.23	(0.70)	.88
2 教授・指導 事前得点	.71**	-							3.32	(0.55)	.74
3 子ども理解・関係形成 事前得点	.65**	.51**	-						3.75	(0.73)	.74
4 学級経営・管理 事後得点	.84**	.76**	.86**	-					3.47	(0.55)	.89
5 教授・指導 事後得点	.94**	.77**	.69**	.82**	-				3.43	(0.67)	.75
6 子ども理解・関係形成 事後得点	.89**	.70**	.78**	.85**	.80**	-			3.37	(0.67)	.80
7 実習中のゆとり	.28**	.12	.30**	.26**	.24**	.30**	-		3.87	(0.87)	.81
8 実習の成功実感	.33**	.23**	.37**	.37**	.28**	.39**	.56**	-	4.07	(0.79)	.76

\*\* $p < .01$

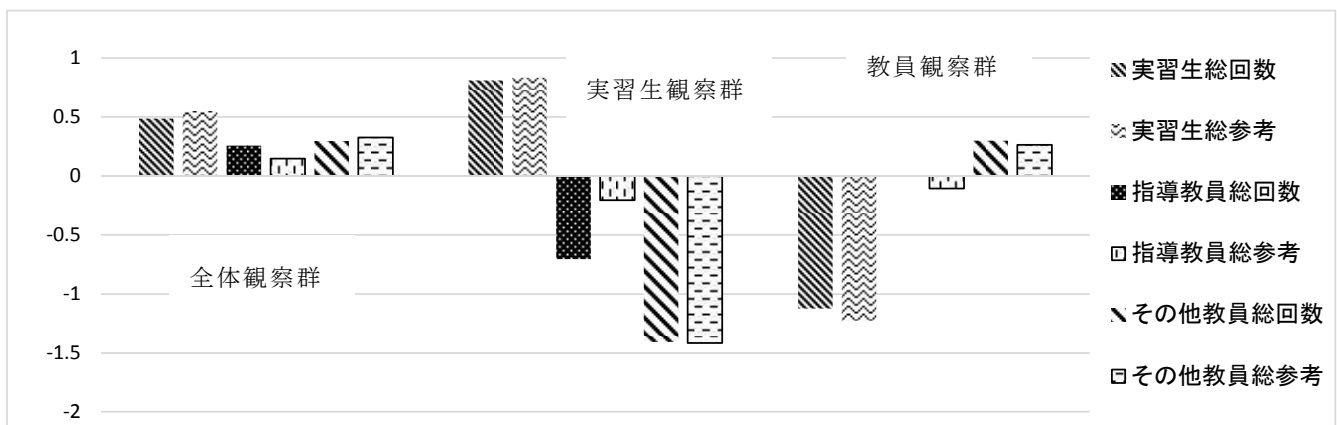
#### 1-4. 各尺度間の相関係数と記述統計量

表 2-3 に教師効力感(事前調査, 事後調査)の 3 因子, 余裕度の 2 因子の各下位尺度, 計 8 項目の相関分析の結果と記述統計量,  $\alpha$  係数を示す。

#### 1-5. 観察学習の程度尺度による観察学習のタイプの分類

観察学習の程度がどのように類型化されるかを調べるために, クラスタ分析を行った。まず, 観察学習の対象ごとの回数, 参考度の合計得点を算出し, 6 つの得点に対してウォード法によるクラスタ分析を行った。デンドログラムを参考に, 解釈可能性の観点から 3 クラスタ一解を採用した。図 2-1 に結果を示す。第 1 クラスタはすべての得点が高いため, 全体観察群と解釈された。第 2 クラスタは実習生を対象とした観察学習の回数, 参考度が平均より高

図 2-1 観察学習の程度 3 類型の最終クラスター中心



く、それ以外はすべて平均以下であったため、実習生観察群と解釈された。第3クラスターは、その他の教員を対象とした観察学習の回数、参考度が平均より高く、実習生を対象とした観察学習の回数、参考度は最も低かったため、教員観察群と解釈された。以降の分析では、この3クラスターを用いて行うものとする。

## 2. 平均値の差の検定

### 2-1. 教師効力感と余裕度の大学間比較

今回の研究では、2つの大学で調査を行ったことを踏まえ、A大学とB大学の尺度得点の等質性を確認するために、教師効力感の事前得点、事後得点、余裕度の下位尺度得点で大学間比較を行った。結果を表2-4に示す。Welch検定の結果、どの下位尺度得点でも有意な差は見られなかった。この後の分析では、大学間で差はないとして扱うこととした。

### 2-2 実習中の余裕度の実習先比較、実習生の有無の違いによる比較、観察学習の程度のタイプの違いによる比較

余裕度がどのような条件で異なるかを検討するために、まず、附属学校、実習協力校、地元校の3種類の実習先を独立変数、余裕度の下位尺度得点を従属変数として、被験者間1要因

表 2-4 各変数の大学ごとの平均値(標準偏差)とその比較

	A大学		B大学		Welch 検定	df	p
	Mean (SD)	N	Mean (SD)	N			
学級経営 事前得点	3.23 (0.61)	65	3.28 (0.75)	94	0.46	152.28	n.s
教授・指導 事前得点	3.40 (0.54)	65	3.28 (0.54)	94	1.38	138.27	n.s
子ども理解関係形成 事前得点	3.68 (0.58)	65	3.83 (0.82)	94	1.33	156.98	n.s
学級経営 事後得点	3.49 (0.47)	65	3.49 (0.59)	94	0.00	153.78	n.s
教授・指導 事後得点	3.40 (0.58)	65	3.48 (0.71)	94	0.83	153.29	n.s
子ども理解関係形成 事後得点	3.38 (0.55)	65	3.82 (0.75)	94	0.05	156.47	n.s
実習中のゆとり	3.83 (0.81)	69	3.90 (0.92)	94	0.55	155.59	n.s
成功実感	4.00 (0.71)	72	4.12 (0.85)	94	0.96	162.85	n.s

表 2-5 実習中の余裕度の実習先ごとの平均値(標準偏差)とその比較

	附属学校	協力校	地元校	<i>F</i>	<i>df</i>
	<i>Mean</i> ( <i>SD</i> )	<i>Mean</i> ( <i>SD</i> )	<i>Mean</i> ( <i>SD</i> )		
実習中のゆとり	3.63 (0.13)	4.10 (0.15)	3.88 (0.09)	2.96+	2, 158
成功実感	3.86 (0.12)	4.30 (0.14)	4.08 (0.09)	2.92+	2, 158

+*p*<.10

表 2-6 実習中の余裕度の他の実習生の有無ごとの平均値(標準偏差)とその比較

	あり	なし	Welch 検定	<i>df</i>
	<i>Mean</i> ( <i>SD</i> )	<i>Mean</i> ( <i>SD</i> )		
実習中のゆとり	3.79 (0.89)	4.06 (0.80)	1.93+	103.84
成功実感	3.97 (0.77)	4.30 (0.82)	2.41*	88.99

\**p*<.05 +*p*<.10

分散分析を行った。結果を表 2-5 に示す。実習中のゆとり，成功実感のどちらでも有意傾向のある主効果が見られた(それぞれ， $F(2,158)=2.96$ ， $F(2,158)=2.92$ ，どちらも  $p<.10$ )。Bonferroni 法による多重比較の結果，いずれも群間に有意な差は見られなかった。なお，以降の分析での多重比較はすべて Bonferroni 法で行った。

次に，観察学習の程度尺度に先立って他の実習生の人数を尋ねた項目の回答を，0 人を 0，1 人以上を 1 としてコーディングし，実習生の有無の違いを独立変数，余裕度の下位尺度得点を従属変数として Welch 検定を行った。結果を表 2-6 に示す。実習中のゆとりでは有意傾向のある差が見られ( $t(103.84)=1.93$ ， $p<.10$ )，成功実感では有意な差が見られた( $t(88.99)=2.41$ ， $p<.05$ )。いずれも実習生あり群よりも実習生なし群の方が得点が高かった。

また，クラスター分析で得られた観察学習のタイプの違いを独立変数，余裕度の下位尺度得点を従属変数として被験者間 1 要因分散分析を行った。結果を表 2-7 に示す。実習中のゆとりでは有意傾向のある主効果が見られ( $F(2,160)=2.99$ ， $p<.10$ )，成功実感では有意な差が見られた( $F(2,160)=7.97$ ， $p<.01$ )。多重比較の結果，実習中のゆとりでは有意な群間差は見られなかったが，成功実感では実習生観察群より，全体観察群，教員観察群の方が有意に得点が高かった。

表 2-7 実習中の余裕度の観察学習のタイプごとの平均値(標準偏差)とその比較

	C11	C12	C13	<i>F</i>	<i>df</i>
	全体観察群	実習生観察群	教員観察群		
	<i>Mean</i> ( <i>SD</i> )	<i>Mean</i> ( <i>SD</i> )	<i>Mean</i> ( <i>SD</i> )		
実習中のゆとり	3.82 (0.10)	3.60 (0.16)	4.07 (0.12)	2.99 +	2, 160
成功実感	4.09 (0.09)	3.58 (0.14)	4.29 (0.10)	7.97 **	2, 160

+ $p < .10$

成功実感の多重比較の結果、 $C12 < C11, C13 (p < .05)$

### 2-3.観察学習の程度の実習先比較

余裕度と同様に、観察学習の程度でも実習先の違いで差が見られるか検討した。結果を表 2-8 に示す。被験者間 1 要因分散分析の結果、実習生を対象とした観察学習では、授業の回数( $F(2, 114)=33.50, p < .001$ )、参考度( $F(2, 104)=5.48, p < .001$ )、子どもとの関わりの回数( $F(2, 111)=6.53, p < .01$ )、学級経営の回数( $F(2, 115)=14.91, p < .001$ )で有意な差が見られた。多重比較の結果、授業の回数・参考度、学級経営の回数では、附属学校、協力校より地元校の方が有意に低かった(授業回数; 附属学校-地元校:  $t=7.18, p < .001$ , 授業回数; 協力校-地元校:  $t=4.78, p < .001$  授業参考度; 附属学校-地元校:  $t=2.62, p < .05$ , 授業参考度; 協力校-地元校:  $t=2.30, p < .05$ , 学級経営回数; 附属学校-地元校:  $t=5.41, p < .001$ , 学級経営回数; 協力校-地元校:  $t=2.73, p < .05$ )。また、子どもとの関わりの回数では、協力校より地元校の方が有意に低かった( $t=3.46, p < .01$ )。指導教員を対象とした観察学習では、授業の回数( $F(2, 160)=18.93, p < .001$ )でのみ有意な差が見られた。多重比較の結果、協力校、地元校より附属学校の方が有意に低かった(協力校-附属学校:  $t=2.82, p < .05$ , 地元校-附属学校:  $t=6.15, p < .01$ )。その他の教員を対象とした観察学習では、授業の回数( $F(2, 160)=17.27, p < .001$ )、子どもとの関わりの回数( $F(2, 160)=5.07, p < .01$ )で有意な差が見られ、学級経営の参考度( $F(2, 65)=2.77, p < .10$ )で有意傾向のある主効果が見られた。多重比較の結果、授業の回数では、協力校、地元校より附属学校の方が有意に低かった(協力校-附属学校:  $t=3.37, p < .01$ , 地元校-附属学校:  $t=5.85, p < .001$ )。また、子どもとの関わりの回数では、協力校より附属学校の方が有意に低かった( $t=3.38, p < .01$ )。学級経営の参考度に有意な群間差は見られなかった。

表 2-8 実習先の違いによる観察学習の程度尺度の群ごとの平均値(標準偏差)とその比較

		附属学校		協力校		地元校		F	df	多重比較
		Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD			
実習生	授業	回数	3.26 (0.13)	3.00 (0.17)	2.00 (0.12)	28.16 ***	2, 114	附属、協力>地元		
		参考度	3.74 (0.09)	3.86 (0.13)	3.41 (0.09)	5.48 ***	2, 104	附属、協力>地元		
	子どもとの関わり	回数	3.25 (0.14)	3.61 (0.19)	2.82 (0.13)	6.53 **	2, 111	協力>地元		
		参考度	3.34 (0.12)	3.20 (0.16)	3.10 (0.10)	1.23	2, 105	n.s		
	学級経営	回数	2.14 (0.13)	1.75 (0.18)	1.16 (0.12)	14.91 ***	2, 115	附属、協力>地元		
		参考度	3.19 (0.13)	2.80 (0.22)	3.17 (0.28)	1.21	2, 41	n.s		
指導教員	授業	回数	2.69 (0.12)	3.25 (0.15)	3.66 (0.10)	18.93 ***	2, 160	協力、地元>附属		
		参考度	3.91 (0.04)	3.83 (0.05)	3.94 (0.03)	1.61	2, 151	n.s		
	子どもとの関わり	回数	3.58 (0.10)	3.56 (0.12)	3.80 (0.08)	2.18	2, 159	n.s		
		参考度	3.74 (0.08)	3.79 (0.10)	3.76 (0.06)	0.05	2, 154	n.s		
	学級経営	回数	3.18 (0.15)	3.09 (0.18)	3.26 (0.12)	0.30	2, 159	n.s		
		参考度	3.83 (0.08)	3.77 (0.10)	3.71 (0.06)	0.72	2, 142	n.s		
その他教員	授業	回数	2.16 (0.13)	2.88 (0.16)	3.15 (0.10)	17.27 ***	2, 160	協力、地元>附属		
		参考度	3.77 (0.08)	3.75 (0.08)	3.90 (0.05)	1.85	2, 136	n.s		
	子どもとの関わり	回数	2.45 (0.15)	3.25 (0.18)	2.85 (0.12)	5.07 **	2, 160	協力>附属		
		参考度	3.44 (0.12)	3.41 (0.13)	3.65 (0.08)	1.74	2, 137	n.s		
	学級経営	回数	1.63 (0.14)	1.97 (0.17)	1.63 (0.11)	1.54	2, 159	n.s		
		参考度	3.39 (0.15)	3.71 (0.16)	3.81 (0.10)	2.77 +	2, 65	n.s		

\*\*\* $p<.001$  \*\* $p<.01$  + $p<.10$

#### 2-4.効力感得点における、実習中のゆとりの高低・実習先・時期の違いの比較

実習先の違いとゆとりの高低の違いが効力感の変化にどう影響するかを検討するために、実習先の違い(附属学校, 協力校, 地元校), ゆとりの高低(ゆとり低群, 中群, 高群), 時期(事前, 事後)を独立変数, 効力感得点を従属変数として, 実習先(3)×ゆとりの高低(3)×時期(2)の混合計画 3 要因分散分析を行った。結果を表 2-9 に示す。

学校経営・管理効力感では, ゆとりの高低, 時期の主効果が有意(ゆとり高低: $F(2,153) = 3.61, p<.05$ , 時期: $F(1,153)=55.68, p<.001$ )であり, 多重比較の結果, ゆとりの高低では低群より高群の方が, 有意に効力感が高かった( $t=3.73, p<.05$ )。時期では, 事前より事後の方が, 有意に効力感が高かった( $t=7.46, p<.001$ )。また, 実習先とゆとりの高低の交互作用が有意であった( $F(4,153) = 3.64, p<.01$ )。単純主効果検定の結果, 協力校と地元校においてゆとりの高低の効果が有意(協力校: $F=3.50, p<.05$ , 地元校: $F=9.16, p<.001$ )であり, 協力校では低群より中群の方で有意に効力感が高く( $t=2.45, p<.05$ ), 地元校では低群, 中群より高群の方で有意に効力感が高かった(低群・高群: $t=4.28, p<.001$ , 中群・高群: $t=2.48, p<.05$ )。

教授・指導効力感では, 時期の主効果が有意( $F(1,148)=8.09, p<.01$ )であり, 多重比較の結果, 事前より事後の方が, 有意に効力感が高かった( $t=2.84, p<.01$ )。また, 実習先とゆとりの高低, 実習先と時期の交互作用が有意であった(実習先・ゆとり高低: $F(4,148)=4.00, p<.01$ , 実習先・

時期： $F(2,148)=3.84, p<.05$ )。まず、実習先とゆとりの高低での単純主効果検定の結果、地元校においてゆとりの高低の効果が有意であり( $F=9.16, p<.01$ )、低群より高群の方で有意に効力感が高かった( $t=2.45, p<.05$ )。また、実習先と時期での単純主効果検定の結果、協力校と地元校で時期の効果が有意であり(協力校： $F=3.50, p<.05$ ，地元校： $F=9.16, p<.001$ )，協力校，地元校ともに事前より事後の方で有意に効力感が高かった(協力校： $t=2.66, p<.01$ ，地元校： $t=3.65, p<.001$ )。

子ども理解・関係形成効力感では、ゆとりの高低，時期の主効果が有意(ゆとり高低： $F(2,153)=4.52, p<.05$ ，時期： $F(1,153)=99.39, p<.001$ )であり，多重比較の結果，ゆとりの高低では低群より中群，高群の方で有意に効力感が高かった(低群-中群： $t=2.67$ ，低群-高群：

表 2-9 実習先(3)×ゆとりの高低(3)×時期(2)ごとの効力感の平均値(標準偏差)とその比較

	ゆとり	学校経営・管理		教授・指導		子ども理解・関係形成	
		事後	事後	事後	事後	事後	事後
付属学校	低群	3.25 (0.15)	3.50 (0.12)	3.39 (0.14)	3.55 (0.16)	3.55 (0.16)	3.39 (0.14)
	中群	3.18 (0.14)	3.42 (0.11)	3.31 (0.13)	3.56 (0.14)	3.56 (0.14)	3.31 (0.13)
	高群	3.15 (0.30)	3.54 (0.23)	3.28 (0.28)	3.90 (0.31)	3.90 (0.31)	3.28 (0.28)
協力校	低群	2.83 (0.27)	3.30 (0.21)	2.88 (0.26)	3.69 (0.28)	3.69 (0.28)	2.88 (0.26)
	中群	3.63 (0.17)	3.85 (0.13)	3.79 (0.16)	4.21 (0.18)	4.21 (0.18)	3.79 (0.16)
	高群	3.24 (0.20)	3.44 (0.16)	3.36 (0.19)	3.79 (0.21)	3.79 (0.21)	3.36 (0.19)
地元校	低群	2.85 (0.13)	3.13 (0.10)	2.95 (0.12)	3.36 (0.13)	3.36 (0.13)	2.95 (0.12)
	中群	3.14 (0.12)	3.43 (0.09)	3.30 (0.11)	3.75 (0.12)	3.75 (0.12)	3.30 (0.11)
	高群	3.63 (0.14)	3.72 (0.11)	3.77 (0.13)	4.19 (0.14)	4.19 (0.14)	3.77 (0.13)
検定結果		$F$ (多重比較)					
実習先		0.13		0.17		0.29	
ゆとり高低		3.61 * (低群<中群,高群)		0.89		4.51 * (低群<中群)	
時期		55.68 ** (事後<事後)		8.09 ** (事後<事後)		99.39 ** (事後<事後)	
実習先・ゆとり高低		3.64 ** (協力校:低群<中群) (地元校:低群,中群<高群)		4.00 ** (地元校:低群<高群)		3.55 ** (協力校:低群<中群) (地元校:低群,中群<高群)	
実習先・時期		0.66		3.84 * (協力校:事後<事後) (地元校:事後<事後)		1.52	
ゆとり高低・時期		0.71		1.13		0.74	
実習先・ゆとり高低・時期		1.17		0.26		1.79	

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

注)表2-9, 10, 11については多重比較は有意となったもののみ記載している。



$t=2.58$ , どちらも  $p<.05$ )。時期では、事後より事前の方が、有意に効力感が高かった( $t=9.97$ ,  $p<.001$ )。また、実習先とゆとりの高低の交互作用が有意であった( $F(4,153)=3.55$ ,  $p<.01$ )。単純主効果検定の結果、協力校と地元校においてゆとりの高低の効果が有意(協力校： $F=3.32$ ,  $p<.05$ , 地元校： $F=11.03$ ,  $p<.001$ )であり、協力校では有意な群間差はなく、地元校では低群、中群より高群の方で有意に効力感が高かった(低群・高群： $t=4.70$ ,  $p<.001$ , 中群・高群  $t=1.96$ ,  $p<.05$ )。

## 2-5.効力感得点における、実習の前後・ゆとりの高低・実習生の有無の違いの比較

他に実習生がいることと、実習中のゆとりの高さが効力感の変化にどう影響するかを検討するために、他の実習生の有無(あり, なし), ゆとりの高低(ゆとり低群, 中群, 高群), 時期(事前, 事後)を独立変数, 効力感得点を従属変数として, 実習生の有無(2)×ゆとりの高低(3)×時期(2)の混合計画 3 要因分散分析を行った。結果を表 2-10 に示す。

表 2-10 他の実習生の有無(2)×ゆとりの高低(3)×時期(2)ごとの効力感の平均値(標準偏差)とその比較

	ゆとり	学校経営・管理		教授・指導		子ども理解・関係形成	
		事前	事後	事前	事後	事前	事後
他の実習生あり	低群	3.62 (0.14)	3.72 (0.11)	3.32 (0.09)	3.22 (0.11)	3.41 (0.11)	3.08 (0.10)
	中群	3.18 (0.09)	3.45 (0.07)	3.30 (0.08)	3.35 (0.09)	3.69 (0.10)	3.33 (0.09)
	高群	3.62 (0.14)	3.72 (0.11)	3.38 (0.12)	3.76 (0.14)	4.12 (0.15)	3.73 (0.13)
他の実習生なし	低群	3.11 (0.19)	3.34 (0.15)	3.05 (0.17)	3.31 (0.20)	3.70 (0.21)	3.18 (0.19)
	中群	3.47 (0.15)	3.67 (0.12)	3.35 (0.12)	3.61 (0.15)	4.01 (0.16)	3.58 (0.14)
	高群	3.22 (0.16)	3.47 (0.13)	3.38 (0.14)	3.47 (0.17)	3.87 (0.16)	3.40 (0.15)
検定結果		F(多重比較)					
実習生の有無		0.02		0.06		0.31	
ゆとり高低		3.88 * (低群<高群)		2.10		4.83 ** (低群<高群)	
時期		46.93 ** (事前<事後)		18.26 ** (事前<事後)		95.38 ** (事後<事前)	
実習生の有無・ゆとり高低		3.07 ** (あり:低群,中群<高群)		0.94		2.64 + (あり:低群,中群<高群)	
実習生の有無・時期		0.65		1.30		1.52	
ゆとり高低・時期		0.00		1.57		0.74	
実習生の有無・ゆとり高低・時期		1.24		6.48 ** (なし・低群:事前<事後) (あり・高群:事前<事後)		1.79	

\*\* $p<.01$  \* $p<.05$  + $p<.10$

学校経営・管理効力感では、ゆとりの高低、時期の主効果が有意(それぞれ  $F(2,158) = 3.88$ ,  $p < .05$ ,  $F(1,158) = 46.93$ ,  $p < .001$ )であり、多重比較の結果、ゆとりの高低では低群より高群の方が、有意に効力感が高かった( $t = 2.59$ ,  $p < .05$ )。時期では、事前より事後の方が、有意に効力感が高かった( $t = 6.85$ ,  $p < .001$ )。また、実習生の有無とゆとりの高低の交互作用が有意であった( $F(2,158) = 3.07$ ,  $p < .05$ )。単純主効果検定の結果、実習生ありの群においてゆとりの高低の効果が有意( $F = 6.96$ ,  $p < .01$ )であり、多重比較の結果、低群、中群より高群の方で有意に効力感が高かった(低群-高群:  $t = 3.73$ ,  $p < .01$ , 中群-高群:  $t = 2.46$ ,  $p < .05$ )。また、ゆとり中群・高群において、実習生の有無の効果が有意傾向(中群:  $F = 2.88$ , 高群:  $F = 3.13$ , どちらも  $p < .10$ )であり、多重比較の結果、いずれも群間に有意な差はなかったが、中群では実習生なし群が実習生あり群より効力感が高く、高群では実習生あり群が実習生なし群より効力感が高かった。

教授・指導効力感では、時期の主効果が有意( $F(1,148) = 18.26$ ,  $p < .001$ )であり、多重比較の結果、事前より事後の方が、有意に効力感が高かった( $t = 4.27$ ,  $p < .001$ )。また、実習生の有無、ゆとりの高低、時期の2次の交互作用が有意であった( $F(4,153) = 6.48$ ,  $p < .01$ )。単純交互作用検定を行ったところ、ゆとりの高低の水準では、ゆとり低群、高群で実習生の有無と時期の交互作用の効果が有意(低群:  $F = 6.43$ ,  $p < .05$ , 高群:  $F = 4.73$ ,  $p < .01$ )、ゆとり中群で同様の交互作用が有意傾向であった( $F = 3.85$ ,  $p < .10$ )。実習生の有無の水準では、実習生ありの時、ゆとりの高低と時期の交互作用が有意であった( $F = 9.87$ ,  $p < .001$ )。続いて単純・単純主効果検定を行った結果、ゆとり低群・中群で実習生なしの時、時期の効果が有意であり(低群:  $F = 4.40$ ,  $p < .05$ , 中群:  $F = 8.18$ ,  $p < .01$ )、ゆとり高群で実習生ありの時、時期の効果が有意であった( $F = 19.98$ ,  $p < .001$ )。多重比較の結果、それぞれの群で事前より事後の方が、有意に効力感が高かった(低群・なし:  $t = 2.10$ ,  $p < .05$ , 中群・なし:  $t = 2.86$ ,  $p < .01$ , 高群・あり:  $t = 4.47$ ,  $p < .001$ )。なお、実習生の有無の水準での単純・単純主効果検定は、ゆとりの高低の水準での単純・単純主効果検定におけるゆとり高群・実習生ありと同様の結果が算出されたため、省略した。

子ども理解・関係形成効力感では、ゆとりの高低、時期の主効果が有意(ゆとり高低:  $F(2,158) = 4.83$ ,  $p < .01$ , 時期:  $F(1,158) = 95.39$ ,  $p < .001$ )であり、多重比較の結果、ゆとりの高低では低群より高群の方で有意に効力感が高かった( $t = 3.03$ ,  $p < .01$ )。時期では、事後より事前の方が、有意に効力感が高かった( $t = 9.77$ ,  $p < .001$ )。また、実習生の有無とゆとりの高低の交互作用が有意傾向であった( $F(2,158) = 1.67$ ,  $p < .10$ )。単純主効果検定の結果、実習生あり群においてゆとりの高低の効果が有意( $F = 11.03$ ,  $p < .001$ )であり、ゆとり低群、中群より高群が、有意に効力感が高かった(低群-高群:  $t = 4.16$ ,  $p < .001$ , 中群-高群:  $t = 2.63$ ,  $p < .05$ )。

## 2-6.効力感得点における，実習の前後・ゆとりの高低・観察学習のタイプの違いによる比較

観察学習のタイプの違いがどのように効力感に影響するかを検討するために，観察学習のタイプの違い(全体観察群，実習生観察群，教員観察群)，ゆとりの高低(ゆとり低群，中群，高群)，時期(事前，事後)を独立変数，効力感得点を従属変数として，観察学習のタイプの違い(3)×ゆとりの高低(3)×時期(2)の混合計画 3 要因分散分析を行った。結果を表 2-11 に示す。

学校経営・管理効力感では，ゆとりの高低，時期の主効果が有意(それぞれ  $F(2,155) = 3.06$ ,  $p < .05$ ,  $F(1,158) = 68.13$ ,  $p < .001$ )であり，多重比較の結果，ゆとりの高低では低群より高群の方が，有意に効力感が高かった( $t = 2.46$ ,  $p < .05$ )。時期では，事前より事後の方が，有意に効力感が高かった( $t = 8.25$ ,  $p < .001$ )。また，観察学習のタイプとゆとりの高低の交互作用が有意傾向( $F(4,155) = 2.23$ ,  $p < .10$ )，観察学習のタイプと時期の交互作用が有意( $F(2,155) = 4.69$ ,  $p < .05$ )で

表 2-11 観察学習タイプ(3)×ゆとりの高低(3)×時期(2)ごとの効力感の平均値(標準偏差)とその比較

	ゆとり	学校経営・管理		教授・指導		子ども理解・関係形成	
		事前	事後	事前	事後	事前	事後
C11 全体観察群	低群	2.91 (0.13)	3.22 (0.10)	3.20 (0.11)	3.15 (0.13)	3.40 (0.14)	3.03 (0.12)
	中群	3.26 (0.11)	3.50 (0.09)	3.31 (0.09)	3.40 (0.11)	3.72 (0.11)	3.38 (0.10)
	高群	3.73 (0.17)	3.68 (0.13)	3.31 (0.14)	3.80 (0.16)	4.07 (0.17)	3.77 (0.16)
C12 実習生観察群	低群	3.08 (0.18)	3.37 (0.14)	3.50 (0.15)	3.34 (0.18)	3.43 (0.19)	3.24 (0.17)
	中群	2.78 (0.21)	3.17 (0.17)	3.14 (0.19)	3.00 (0.22)	3.38 (0.22)	3.00 (0.20)
	高群	3.02 (0.30)	3.62 (0.24)	3.31 (0.25)	3.32 (0.29)	4.17 (0.31)	3.36 (0.28)
C13 教員観察群	低群	3.06 (0.18)	3.30 (0.15)	3.09 (0.16)	3.31 (0.19)	3.68 (0.20)	3.12 (0.18)
	中群	3.46 (0.14)	3.69 (0.11)	3.38 (0.12)	3.63 (0.14)	4.05 (0.15)	3.62 (0.13)
	高群	3.33 (0.15)	3.55 (0.12)	3.47 (0.13)	3.59 (0.16)	3.92 (0.16)	3.50 (0.14)
検定結果		$F$ (多重比較)					
観察学習の類型		1.47		0.48		1.76	
ゆとり高低		3.06 *		1.11		5.37 **	
		(低群<高群)				(低群<高群)	
時期		68.13 **		5.95 *		97.27 **	
		(事前<事後)		(事前<事後)		(事後<事前)	
観察学習の類型・ ゆとり高低		2.23 +		1.31		0.33	
		(C11:低群<高群)					
観察学習の類型・時期		4.69 *		4.67 *		0.11	
		(C11,C12,C13:事前<事後)		(C11,C13:事前<事後)			
ゆとり高低・時期		0.05		2.40 +		0.45	
				(高群:事前<事後)			
観察学習の類型・ ゆとり高低・時期		2.68 *		3.26 *		0.57	
		(C11・低群,中群:事前<事後)		(高群・C11:事前<事後)			
		(高群・C12,C13:事前<事後)					

\*\* $p < .01$  \* $p < .05$  + $p < .10$

あった。観察学習のタイプとゆとりの高低について、単純主効果検定の結果、全体観察群においてゆとりの高低の効果が有意( $F=6.41, p<.01$ )であり、多重比較の結果、低群より高群の方で有意に効力感が高かった( $t=3.54, p<.01$ )。また、ゆとり中群において、観察学習のタイプの効果が有意( $F=3.84, p<.05$ )であり、多重比較の結果、実習生観察群より教員観察群の方が、有意に効力感が高かった( $t=2.77, p<.05$ )。また、観察学習のタイプと時期について、単純主効果検定の結果、すべての群で時期の効果が有意であり(全体観察群： $F=14.52$ , 実習生観察群： $F=33.41$ , 教員観察群： $F=20.49$ , いずれも  $p<.001$ )、すべての群で事前より事後の方が、有意に効力感が高かった(全体観察群： $t=3.81$ , 実習生観察群： $t=5.78$ , 教員観察群： $t=4.53$ , いずれも  $p<.001$ )。また、観察学習のタイプ、ゆとりの高低と時期の2次の交互作用が有意であった( $F(4,155)=2.68, p<.05$ )。単純交互作用検定を行ったところ、観察学習のタイプの水準では、全体観察群でゆとりの高低と時期の交互作用が有意( $F=5.20, p<.01$ )、ゆとりの高低の水準ではゆとり高群で実習生の有無と時期の交互作用の効果が有意(低群： $F=6.43, p<.05$ , 高群： $F=4.73, p<.01$ )であった。続いて単純・単純主効果検定を行った結果、全体観察群でゆとり低群・中群の時、時期の効果が有意であり(低群： $F=18.42$ , 中群： $F=16.68$ , いずれも  $p<.001$ )、ゆとり高群で実習生観察群・教員観察群の時、時期の効果が有意であった(実習生観察群： $F=13.63, p<.001$ , 教員観察群： $F=7.29, p<.01$ )。多重比較の結果、それぞれの群で事前より事後の方が、有意に効力感が高かった(全体観察群・低群： $t=4.29, p<.001$ , 全体観察群・中群： $t=4.08, p<.001$ , 高群・実習生観察群： $t=3.69, p<.001$ , 高群・教員観察群： $t=2.70, p<.01$ )。

教授・指導効力感では、時期の主効果が有意( $F(1,150)=5.95, p<.05$ )であり、多重比較の結果、事前より事後の方が、有意に効力感が高かった( $t=2.44, p<.05$ )。また、観察学習のタイプと時期の交互作用が有意( $F(2,150)=4.67, p<.05$ )であり、ゆとりの高低と時期の交互作用が有意傾向であった( $F(2,150)=2.39, p<.10$ )。観察学習のタイプと時期について、単純主効果検定の結果、全体観察群と教員観察群において時期の効果が有意(全体観察群： $F=13.39, p<.001$ , 教員観察群： $F=11.26, p<.01$ )であり、多重比較の結果、いずれも事前より事後の方が、有意に効力感が高かった(全体観察群： $t=3.66, p<.001$ , 教員観察群： $t=3.36, p<.01$ )。ゆとりの高低と時期について、単純主効果検定の結果、ゆとり高群において時期の効果が有意( $F=4.82, p<.01$ )であり、多重比較の結果、事前より事後の方が、有意に効力感が高かった( $t=2.77, p<.01$ )。また、観察学習のタイプ、ゆとりの高低、時期の2次の交互作用が有意であった( $F(4,150)=3.26, p<.05$ )。単純交互作用検定を行ったところ、ゆとりの高低の水準では、ゆとり高群で観察学習のタイプと時期の交互作用の効果が有意( $F=4.82, p<.01$ )、ゆとり低群、中群で同様の交互作用

が有意傾向であった(低群： $F=2.93, p<.10$ ， $F=2.99, p<.10$ )。観察学習のタイプの水準では，全体観察群でゆとりの高低と時期の交互作用の効果が有意( $F=4.82, p<.01$ )であった。続いて単純・単純主効果検定を行った結果，ゆとり低群で教員観察群の時，時期の効果が有意傾向であり( $F=3.36, p<.10$ )，ゆとり中群で教員観察群の時，時期の効果が有意( $F=8.47, p<.01$ )，ゆとり高群で全体観察群の時，時期の効果が有意であった( $F=24.41, p<.001$ )。多重比較の結果，ゆとり低群・教員観察群では有意な群間差は見られなかったが，それ以外の群で事前より事後の方が，有意に効力感が高かった(中群・教員観察群： $t=2.90, p<.01$ ，高群・全体観察群： $t=4.94, p<.001$ )。なお，観察学習のタイプの水準での単純・単純主効果検定は，ゆとりの高低の水準におけるゆとり高群・全体観察群と同様の結果が算出されたため，省略した。

子ども理解・関係形成効力感では，ゆとりの高低，時期の主効果が有意(ゆとり高低： $F(2,155)=5.37, p<.01$ ，時期： $F(1,158)=95.27, p<.001$ )であり，多重比較の結果，ゆとりの高低では低群より高群の方で有意に効力感が高かった( $t=3.27, p<.01$ )。時期では，事後より事前の方が，有意に効力感が高かった( $t=9.86, p<.001$ )。一方で，交互作用はいずれも有意にはならなかった。

表 2-12 効力感事後得点を従属変数としたステップワイズ重回帰分析と相関係数

	学級経営・管理		教授・指導		子ども理解・関係形成	
	<i>r</i>	$\beta(N=13)$	<i>r</i>	$\beta(N=79)$	<i>r</i>	$\beta(N=85)$
効力感事後得点	.84 **	.79 **	.77 **	.72 **	.78 **	.82 **
実習中のゆとり	.26 **	-.43 *	.24 **	.22 **	.30 **	-
実習の成功実感	.37 **	-	.28 **	-	.39 **	-
実習生回数	.12	-	-.01	-	-.02	-
実習生参考度	.01	-	-.06	-	-.06	-
指導教員回数	.04	-	-.11	-	.02	-
指導教員参考度	.10	-	.07	-	-.03	-
その他教員回数	.21 **	.63 **	.10	-	.17 *	-
その他教員参考度	-.17	-	.15 +	-	.14	-
他の実習生の人数	-.08	-	-.11	-	-.09	-
	$R^2$	.83 **		.62 **		.67 **
	<i>Adjust R</i> <sup>2</sup>	.77 **		.61 **		.67 **

\*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , +  $p < .10$

表 2-13 実習中の余裕度得点を従属変数としたステップワイズ重回帰分析と相関係数

	実習中のゆとり		実習の成功実感	
	<i>r</i>	$\beta(N=152)$	<i>r</i>	$\beta(N=155)$
学級経営・管理効力感	.28 **	-	.33 **	-
教授・指導効力感	.12	-	.23 **	-
子ども理解・関係形成効力感	.30 **	.32 **	.37 **	.38 **
実習前教職志望度	.01	-	.05	-
他の実習生の人数	-.11	-	-.21 **	-
	$R^2$	.10 **		.15 **
	<i>Adjust R</i> <sup>2</sup>	.10 **		.14 **

\*\*  $p < .01$ ,

### 3.重回帰分析

#### 3-1.効力感事後得点を目的変数とした重回帰分析

観察学習の回数，参考度，実習の成功実感，実習中のゆとり，効力感事前得点を説明変数，効力感事後得点を目的変数としてステップワイズ法による重回帰分析を行った。なお，観察学習の回数，参考度，効力感事前得点は，目的変数に対応すると考えられるもののみを説明変数として使用した。結果を表 2-12 に示す。

学級経営・管理効力感では，効力感事前得点( $\beta=.79, p<.01$ )，その他の教員における観察学習回数( $\beta=.63, p<.05$ )が有意な正の影響を持つ説明変数として投入された。また，実習中のゆとりが有意な負の影響を持つ説明変数として投入された( $\beta=-.43, p<.05$ )。修正済み決定係数は  $R^2=.77(p<.01)$  となった。なお， $N=13$  とサンプル数が少ないため，結果の解釈には留意が必要であると考えられる。教授・指導効力感では，効力感事前得点( $\beta=.72, p<.01$ )と実習中のゆとり( $\beta=.22, p<.01$ )が有意な正の影響を持つ説明変数として投入された。修正済み決定係数は  $R^2=.61(p<.01)$  となった。子ども理解・関係形成効力感では，効力感事前得点のみ有意な正の影響を持つ説明変数として投入された( $\beta=.82, p<.01$ )。修正済み決定係数は  $R^2=.67(p<.05)$  となった。

#### 3-2.実習中の余裕度を目的変数とした重回帰分析

効力感事前得点の 3 因子，実習前の教職志望度，実習生の人数を説明変数，実習中の余裕度の 2 因子を目的変数としたステップワイズ法による重回帰分析を行った。結果を表 2-13 に示す。実習中のゆとり・実習の成功実感のいずれも子ども理解・関係形成効力感事前得点のみが正の有意な影響を持つ説明変数として投入された(それぞれ  $\beta=.32, \beta=.38$ , どちらも  $p<.01$ )。修正済み決定係数は，それぞれ  $R^2=.10, R^2=.15$ (どちらも  $p<.01$ )となった。

## 考察

本研究では、教育実習前後の教師効力感の変化を規定する要因として、実習中の観察学習と実習中の余裕度に着目し、観察学習の回数・参考度、並びに実習中の余裕が教師効力感へどのような影響を与えているかを検討することを主な目的とした。同時に、実習校種・実習先などの実習環境の観点から多面的に実習前後の教師効力感の変化、観察学習の程度と実習中の余裕度に影響を与える要因を検討した。

### 1.実習中の余裕度について

尺度構成のため、探索的因子分析を行った結果、「実習中のゆとり」「実習の成功実感」の2因子が見出された。項目選定時の想定通りに項目がまとまり、その項目内容から、「実習中のゆとり」は実習期間中の精神的なゆとりを示す余裕度の中核的な概念であると考えられ、「実習の成功実感」は実習が充実したものであったことを表す概念であると考えられる。「実習中のゆとり」は実習中の精神的な健康の指標とも捉えることができ、先行研究における教育実習ストレス(坂田・音山・古屋,1999,2003;山本・阿部・阿久津,2013 他)と相反する概念であると考えられる。精神的な健康という点で既存の尺度と測定する領域が似通っていると推測されるが、合わせて「実習の成功実感」を測定することができ、実習生がどのような実習を行ったのか2側面から捉えられる尺度である点は独自の部分であろう。

2つの因子の関係を考えると、「実習中のゆとり」「実習中の成功実感」のどちらもが低いという場合は、実習の多忙さに押しつぶされ、実習を有意味なものだと考えられなくなった状態であると考えられる。一方で、「実習中のゆとり」「実習の成功実感」のどちらもが高い場合は、余裕を持って実習上のタスクをこなし、それによって教職への自信を深められるような実習であったと考えられる。また、「実習中のゆとり」が低く、「実習の成功実感」が高い場合は、実習中は多忙でゆとりはなかったが、振り返るとうまくいったと感じていることを示していると考えられる。将来、教師を目指す学生にとって大きな出来事である教育実習(三島, 2007)において、必死に向き合い、やりきったという意識が持てることは重要であろう。その逆である、「実習の成功実感」が低い状態で、「実習中のゆとり」が高いということは、実習中での学びが乏しく、充実していなかったことを示唆していると捉えることができる。このように概念的な観点から考えると、実習中のゆとりの高いことが必ずしも良いとは言えず、成功実感を伴った状態で、ある程度ゆとりがある実習が望ましいと言えるのではないかと。

一方で、今回の調査では、尺度間相関は  $r=.56$  であり、中程度の相関であった。相関分析であるため、因果関係を論じることはできないが、実習中の精神的なゆとりを尋ねる「実習中のゆ

とり」と、実習を振り返ってうまくいったかを尋ねる「実習の成功実感」では、2つのうち「実習中のゆとり」が先行する要因であると推定できる。ここから、ゆとりが低い実習生活が成功実感の低下に与える影響は少なからずある可能性が示されたと考えられる。前述したように、概念的な観点からはゆとりの高さにあまり関わらず、成功実感がある程度高い状態が望ましいと考えられるが、実際には、ゆとりがある程度高くないと成功実感は低い状態となった。実習中のゆとりが低かった人が実習を振り返った時、忙しくゆとりにないことが主に思い出され、「うまくできなかった」という実習に対するマイナスイメージが想起され、成功実感が低くなるのかもしれない。成功実感の高まる実習とはどういったものなのか、今後更なる検討が必要であろう。

また、実習先の違いを検討したところ、いずれの下位尺度でも有意傾向のある差が見られた。有意な群間差は見られなかったが、平均値を確認すると、どちらも協力校が一番高く、附属学校が一番低かった。あくまで有意傾向であるため、今後も調査が積み重ねる必要はあるが、協力校に比べ、附属学校の実習を忙しいものだと感じた実習生は多い可能性は高い。末次・紅林(2014)では、実習後の教職観、子ども観など多様な項目でアンケート調査を実施し、附属学校実習と公立学校実習で比較しているが、こうした精神的なゆとりに類される項目は調査しておらず、教育実習ストレスなど他の精神的な健康を扱った研究でも実習先の違いによる効果を検討した研究は管見の限りではあるが見当たらない。こうした点で、本研究で明らかとなった実習先による実習中の余裕の違いは、意義深いものであると考えられる。

また、実習生の有無の違いを検討した結果、成功実感では実習生なしより実習生ありの方が有意に低く、実習中のゆとりでは有意傾向ではあるが同様に実習生なしより実習生ありの方が有意に低かった。さらに、観察学習のタイプの違いを検討するために1要因分散分析を行った結果、成功実感は実習生観察群より、全体観察群・教員観察群の方が有意に高く、ゆとりは有意な群間差は見られなかったが、平均値を確認すると、教員観察群が一番高く、実習生観察群が一番低かった。他の実習生をストレスとして認識したり(坂田・音山・古屋,1999)、観察学習を通して、自分との比較の対象として捉えたりしたことで実習生あり群や実習生観察群では低い余裕度となり、同年代の比較対象がいなかったり、いたとしても教員を主な観察学習の対象とし、他の実習生と自分を比較しなかった実習生なし群や教員観察群は、自分のやりたいことに専念することで高い余裕度を持つことができたこと推測される。高田(1993)によると、日本の大学生は、自己評価の際に年代の近い他者と社会的比較(Festinger,1954)を行うことが多く、また、吉川・久保(1991)によれば、成功場面では過去の自分と比較をしやすいのに対し、



失敗場面では他者との比較を行いやすいとされている。教育実習という実践の場で、実習生が常に成功し続けるとは考えにくく、何度も失敗を経験したであろう。そういった際に他の実習生の授業を見たりすることは、自分自身とその実習生を比較することになり、その比較で自分よりも比較対象の方が優れていると感じたら、精神的に追い詰められることが予想される。つまり、自分に近い比較対象がいることがストレスになるのだと推察される。若松・古川(2013)が教職志望動機の変化と社会的比較の関連を検討しており、今後、教育実習中の社会的比較をさらに検討していく必要があるだろう。また、複数人の実習生がいるという点については、大杉・横山・甲斐・窓場・村田(2015)は、理学療法士実習で、実習施設あたりに実習生が1人の場合と2人の場合のストレスを比較し、2人の場合の方が複数の項目で有意に得点が高かったことを示した。この研究では、同時に行った実習についてのアンケートの結果で「施設スタッフとの関係」も2人の方が有意に低かったことから、実習生が2人であることで実習生同士の会話の時間が増え、施設スタッフとのコミュニケーションの時間が減り、情報収集の機会が少なくなったことが原因ではないかと推測している。同様のことが教育実習を扱う本研究でも言えるかは議論の余地があるが、他に実習生がいないことで精神的に余裕を感じられることは本研究と共通していると考えられる。一方で、江本(2000)は自己効力感に先行する要因として、ソーシャルサポートが効果を持つことを報告している。他の実習生がいることで、実習生同士のソーシャルサポートが見込める分、複数人の実習生がいるほうが余裕度は高まると考えられる面もあるが、古屋・音山・坂田(2003)では、ソーシャルサポートの実習ストレスへの緩衝効果が確認できておらず、教育実習という環境下では、ソーシャルサポートが機能しないことが示唆されている。先行研究の知見と、本研究での結果を合わせて考えると、他の実習生の存在はストレスとなり、精神的なゆとりを奪う要因である可能性が高いと考えられる。

一方で、実習中、困ったことがあった時、他に実習生がいれば実習生同士で助け合い、いなければ指導教員に助けを求めることが予想される。困りごとの内容にもよるが、気軽に援助を求められるのは実習生同士である一方で、情動的・道具的な援助の質に関しては指導教員の方が上であると考えられる。実習生の有無によって援助の質の高さが異なり、気軽に援助要請できること以上に援助の質の高さが余裕度に影響したことが考えられる。また、野崎(2008)は保育実習生の実習中の指導教員への援助要請と実習ストレス、保育者効力感の関係について検討し、援助要請をうまくできることと、保育者効力感の間に正の相関、ストレスとの間に負の相関があることを明らかにした。ここから、適切な援助要請ができることは実習生の余裕度に影響すると推察される。以上より、実習中の援助やサポートという視点は、今後余裕度を精緻に検討

する上で重要であると考えられる。

余裕度を規定する要因を検討するために、余裕度を目的変数としたステップワイズ重回帰分析を行ったところ、子ども理解・関係形成効力感のみが説明変数として投入され、決定係数も決して高くなかった。今林・川畑・有馬(2007)では、教育実習自己効力感の高低はストレスに影響することが明らかになっており、自己効力感が高い群の方がストレスは低かった。ストレスと「実習中のゆとり」が相反する概念であると考えると、今回の結果は今林ら(2007)の研究を一部支持するものであると考えられるが、教育実習自己効力感と教師効力感異なる部分がある点、子ども理解・関係形成効力感のみ有意な説明変数となり、他の2因子は投入されなかった点など、検討する余地は大きいと考えられる。

また、児玉(2012)は教育実習前後での教師効力感の比較に際し、社会・認知的キャリア理論の視点から職業的発達能力を指標として用い、職業的発達能力が高いと答えた者の方が教師効力感が高く、実習での教員としての仕事をうまくこなせたことを報告している。こうした、実習上のタスクをうまくこなす能力は余裕度にも影響すると考えられる。

以上より、実習環境と実習前の教師効力感の一部が余裕度に影響することは明らかにされたが、余裕度を規定する要因については十分に検討できたとは言いがたい。分散分析では、ゆとりの高低によって、実習先や実習生の有無が教師効力感にもたらす効果が違うことが示されたことを考えると、実習中の余裕は、実習環境によって変化しうるが、実習環境が教師効力感に与える影響を調整しうる要因でもある。どういった実習環境、個人の特性が実習中の余裕が高いのか、今後さらに検討する必要があると考えられる。

## 2. 観察学習の程度について

まず、どのような観察学習のタイプがあるのかを確認するために、観察学習の対象ごとにクラスター分析を行った。その結果、全体観察群、実習生観察群、教員観察群と解釈される3つのクラスターが見出された。これは、実習生を対象とした「コーピングモデル」と、教員を対象とした「マスタリーモデル」の2種類を観察する機会がどのように異なっていたかの違いによって観察学習のタイプが分かれたと考えられる。また、観察の機会が十分になかった「機会不十分群」や、観察の機会があってもあまり参考にならない「参考不十分群」のような、回数と参考度に散らばりのある群も想定していたが、そういった群は見出されず、観察対象の違いが色濃く出たクラスターに分類された。特に参考度は「観察回数が0の場合、参考度の項目には回答しない」とした設問の形式上、欠損値が多かったことも含め、今後、観察学習の程度を適切に測定するための尺度を再度開発する必要があるだろう。

また、観察学習の回数、参考度について、実習先の違いを検討した結果、実習先によって観察学習の機会に有意な差があることが明らかになった。地元校は実習生を対象とした観察学習の機会が他の実習先よりも少なく、附属学校は指導教員・その他の教員を対象とした観察学習の機会が他の実習先よりも少ないことが示された。主に地元校での実習生を対象とした姫野(2003)の調査では、教員の授業を観察するのは10時間程度、他の実習生の授業を観察するのは5時間程度であることが明らかとなり、教員の授業を見る機会の方が2倍近く多いことが示された。本研究で明らかにされた結果は姫野(2003)を支持するものであり、地元校では教員の授業を観察する機会が多く提供されていると考えられる。一方で、この参考度について、有意な差が見られたのは実習生の授業についてのみであった。姫野(2003)は自由記述で授業観察がそのように役立ったかを回答させ、その「反面教師」や「不安の解消、安心感」といった内容から、他の実習生の授業を見ることで自分自身の授業を見返す機会になっていることを指摘している。一方で、観察学習のタイプの違いによる余裕度の比較や教授・指導効力感の比較からは、実習生観察群が他の2群よりも低いことが示された。これについては姫野(2003)と結果が一致しないが、姫野(2003)は地元校での実習生を主な対象としているため、複数の実習先をサンプルに含む本研究との違いを考慮すると、実習先の効果が影響していると考えられる。本研究では、観察すれば力が身につくもの、と捉えているが、三島(2013)は授業観察力を取り上げている。実習生がどういったところを観察し、そこからどういった問題を見取ったか、それに対して代案を考えられるのか、という観察力も一つの指標として扱われるべき部分であろう。また、本研究では「観察されること」による効果は検討していない。さらに多様な視点で実習中の観察学習を捉えて検討することが今後の課題であろう。

### 3. 教師効力感の変化について

本研究では、実習先、実習生の有無、観察学習のタイプが実習中のゆとりの高低の違いによって教師効力感の変化にどう影響したかを検討した。また、教師効力感事後得点を従属変数に、重回帰分析を行い、各変数の影響を検討した。ここからは、教師効力感の因子ごとに考察する。

まず、学級経営・管理効力感においては、実習先の違いによる比較で、地元校・協力校ではゆとりの高低が有意な効果があることが示され、特に地元校ではゆとりがより高い方が効力感が高かった。時期との間の交互作用は有意にはならず、時期の主効果が単独で有意となり、事前より事後の方が有意に得点が高くなった。これらから、地元校や協力校ではゆとりある実習を送る方が効力感に良い影響を及ぼすが、いずれの群でも実習によって効力感が上昇することが示された。

また、実習生の有無の違いによる比較では、実習生がほかにいる場合、ゆとりが高い方が効力感が高いことが示された。こちら、時期との間の交互作用は有意にならず、時期の主効果が単独で有意となり、実習生がいる場合はゆとりある実習を送る方が効力感に良い影響を及ぼすが、いずれの群も実習によって効力感が上昇することが示された。

さらに、観察学習のタイプの違いによる比較では、時期を含めた2次の交互作用が有意となり、様々な対象で観察学習ができた場合、ゆとりは高くない方が効力感が上昇し、また、ゆとりが高い場合は実習生、もしくは教員のいずれかを観察した方が効力感が上昇することが明らかになった。様々な対象から観察学習が行えた群は、複数種の対象から得た情報を比較して、自分自身に合った手法を手に入れたことで効力感が上昇したのではないかと考えられる。また、ゆとりが高くても、様々な対象を観察した場合は効力感が上昇しなかったことについては、観察対象が複数あるにも関わらず、精神的なゆとりがある場合、その人は社会的比較をあまりせず、過去の自分との比較である継時的比較(Albert,1977)を行う傾向がある可能性があり、実習期間中に学級経営に関する成功体験や実践経験が十分になく、「教育現場に入ったのに、そういった経験を積めず、実習前の自分と何も変わらなかった」という認知が、相対的に学級経営・管理効力感を低めたのかもしれない。米沢(2007)は、実習中の学級経営の実践機会が少ないために、教育実習生は実習中に学級経営の基礎的力量を身に付けることは難しいと考えていることを指摘しており、本研究の結果もそれを示唆していると考えられる。また、観察対象が実習生か教員のどちらかに絞られた場合は、少ない種類の対象を深く観察する必要があるため、ゆとりの高さが深い観察学習に必要なのかもしれない。観察学習の浅い・深いや、その詳細な形については検討できていないため、今後の課題と言えるだろう。

一方で、平均値を見てみると、有意な上昇が見られた全体観察群・ゆとり低群の事後得点は、全体観察群・ゆとり高群の事前得点よりも低い。本研究における、観察学習での学級経営の工夫の回数の少なさや、林・鹿江・土井・間處(2017)の結果などから、教育実習は、教授・指導、子ども理解・関係形成の2領域に比べ、学級管理・関係形成の領域は経験を積みやすく、比重が軽いと考えられる。よって、群によっては有意な上昇があるものの、その効果は小さくなく、4週間の実習による学級経営・管理効力感の上昇には限界があるのではないかと考えられる。春原・坂西(2010)では、模擬授業によって学級経営・管理効力感が上昇し、児玉(2012)では実習前後で有意な上昇がなかったことを報告している。また、増田(2015)では2回の実習後に学校経営・管理効力感が有意に上昇したことを明らかになった。学級経営・管理効力感を実際の教員の職能領域を検討する中で、それまでの教師効力感概念の中に欠けているものであるとし

て、Emmer & Hickman(1991)で追加されてきたという経緯がある。一方で、前述したように、教育実習では、学級経営に関われる、もしくはその工夫を見る機会は決して多くなく、教員養成課程の中でも授業技術に比べ軽視されている領域のように考えられる。教育実習中での機会確保が難しいのであれば、教員養成過程全体で学級経営に関するスキルの育成の機会を考えるべきであろう。

以上のように、学級経営・管理効力感が上昇するにはゆとりの高低が影響する場合とそうでない場合があるが、ゆとりが高い方が良いケースが多い。学級経営・管理効力感における重回帰分析では、実習中のゆとりは負の影響を与えているが、サンプル数がごく少ないため、個々の変数の効果は検討することが難しい。他の領域以上に観察の機会が少ない学級経営の工夫を、実習生、指導教員、その他教員のすべてで見た人がごく少数であり、普遍的な結果とは言いがたい。他の教師効力感の下位因子以上に今後も検討が重ねられるべき領域であると考えられる。

続いて、教授・指導効力感については、実習先の違いによる比較では、実習先とゆとりの高低の交互作用、実習先と時期の交互作用がそれぞれ有意になり、地元校ではゆとりがより高い方が効力感が高く、また、協力校と地元校では実習後に有意な上昇が見られたが、附属学校では有意な上昇が見られなかった。充実した指導が受けられるはずの附属学校で、教えることに関する効力感が有意に上昇しないという矛盾した結果となった。附属学校での指導が実習生の実態に即してない可能性があり、これについては今後さらに検討が必要だろう。

また、実習生の有無の違いによる比較では、2次の交互作用が有意となり、実習生がいない場合はゆとりが高くないほうが効力感有意に上昇し、実習生がいる場合はゆとりが高い方が効力感有意に上昇することが明らかになった。実習生がいることで実習中の余裕が低くなることは前述した通りであり、この結果は、実習生がいても、高い余裕を保てることが効力感の上昇に作用することを示していると考えられる。高い余裕があることで、他の実習生との関わりの中から更なる学びを得ていることが推察される。また、実習生がいない場合、比較対象もおらず、ストレスを感じることも少ないが、同時に実習に対する切迫感や焦りを感じることも少なく、授業の準備や授業観察など実習中の活動に対して主体的な関与が促されなかったのではないか。また、吉田(2005)で報告されたように、他に実習生のいなかったことで「一人でやっている」と感じ、自身の実習の意味づけ・評価ができていなかったことで、忙しくはなかったが、教授技術が得られなかったことを実感したというケースも考えられる。ここから、実習生が他にいる場合は、過度な作業の要求など、精神的なゆとりを奪うようなことはせず、一方で実習生が他にいない場合は、適度に課題や目標を与え、実習生がある程度忙しくなるように調整す

ることが必要であると考えられる。

さらに、観察学習のタイプの違いによる比較でも2次の交互作用が有意となり、様々な対象を観察できた場合、ゆとりは高い方が効力感上昇し、教員を十分に観察できた場合は、高すぎず、低すぎないゆとりがあることで効力感上昇することが明らかになった。まず、様々な対象を観察できた場合の結果は、学級経営・管理効力感と異なる結果となった。学級経営に関しては、機会が不十分であるためにゆとりが高い方が上昇しない結果となったと考えたが、教えることに関しては教育実習の中で中心的に取り扱われるため、実践する機会も観察しそれを取り入れる機会も十分にあったと考えられる。そのため、機会十分であるがために、それによってゆとりを奪われるとそれを自分の中で消化し取り入れるだけの余裕がなく、機会十分の中でもゆとりを保てた人が効力感を上昇させたのではないかと推察する。一方で、教員を観察し、あまり実習生を観察できなかった群はゆとりが適度にあった方が上昇する結果となったことについては、ゆとりがない群では、マスタリーモデルである教員を対象とした観察学習では、高度な教育技術を取り入れることができなかつたと考えられる。逆にゆとりが高く持てた群では、事前得点が高く、実習前から能力の高さと、その能力への自信の高さが伺える。それ故に、実習中のタスクはしっかりとこなすことはできたものの、マスタリーモデルである教員が行う授業と、自分自身の授業の差を観察学習で感じ取り、それによって効力感が十分に向上しなかったのではないかと考えられる。一方で、実習生を主に観察した群では、ゆとりの高低に関係なく、効力感上昇しなかった。実習生の授業を観察することで、実習生の授業がうまくいった場面を見て自分自身と比較したり、たとえ自分の授業がうまくいっていたとしても、他の実習生の失敗場面を見てそれをモデリングしたりすることで自信を失ったのだと考えられる。もしくは、実習生の授業を見ても、学ぶべき部分が見つけれなかったのかもしれない。実習生の授業を観察することは、コーピングモデルを見ることにあたり、同一視がしやすい(Schunk.et.al, 1987)と考えられるが、観察対象が徐々に成長していかなければコーピングモデルだとは言えない。コーピングモデルが悪影響を与える部分が浮き彫りになった結果だと言えよう。

重回帰分析では、効力感事前得点と実習中のゆとりが有意な正の影響を持つ説明変数となった。実習中のゆとりを持つことが効力感に良い影響を与えるのは、これまで述べた結果と重なる部分である。一方で、その影響力は $\beta=.22$ と限定的であり、事前得点の影響力がかなり大きいと考えられる。実習前の時点で、高い効力感を持てるように指導することも重要であろう。以上のように、教授・指導効力感においても、ゆとりの高低が効力感の変化に影響を与えてい

ることが明らかになったが、ゆとりが高いことが常に効力感に良い影響を与えているわけではなく、実習生の置かれた環境・条件に合わせて、適度な忙しさ・適度なゆとりがあることが効力感に良い影響を与えることが示唆された。実習生にとって、授業をすることに對する自信が深まるような環境を考える上での、一つの知見だと言えよう。

最後に、子ども理解・関係形成効力感については、実習先の違いの比較では、実習先とゆとりの高低の交互作用が有意になり、協力校ではゆとりは適度にあつた方が効力感が高く、地元校では高い方が効力感が高いことが示された。また、時期の主効果が有意であり、実習前より実習後の方が効力感が低下する結果となった。これは、春原(2008)や西尾・安達(2015)と一致しない結果となった。尺度得点の平均値を他の研究と比較しても、事前得点は変わらないが、事後得点は本研究のものの方が低かつた。これに関しては、実習中に子どもを理解することの難しさを感じた人が多くいた可能性がある。宮里(2017)は保育実習に行った学生の約9割が子どもに関する困難を経験することを明らかにした。また、教育実習は一ヶ月間学校の中で教師として活動する。それ以前に教育ボランティアなどで教育活動の経験を積んでいたとしても、教育実習ほどの長期間連続して学校にいた経験はないだろう。その中では、子ども同士のいざこざを仲裁したり、悪いことをした子どもを怒ったりしなければならない場面に遭遇することが考えられる。磯崎・西谷(2014)では、アンケートの結果、実習生が実習後課題にしたいこととして、第3位に「子どもを同注意するか・叱るか」が上がり、萱原(1991)は教育実習生が子どもに対して甘いことを指摘している。そういった中で、子どもとの関係の作り方や叱り方を難しく思うこともあると考えられる。この点については今後も、なぜ実習後に効力感が低下したのかを検討していく必要があるだろう。

また、実習生の有無の違いの比較では、実習生の有無とゆとりの高低の交互作用が有意傾向となり、他に実習生がいる場合、ゆとりが高い方が効力感が高いことが示唆された。実習生がいる場合はゆとりがあつた方がよい、という知見は他の因子でも共通したものであり、本研究の成果といえるだろう。また、時期の主効果が有意であり、実習後に効力感が低下していた。

さらに、観察学習のタイプの違いの比較では、交互作用はいずれも有意にはならず、ゆとりの高低と時期の主効果がそれぞれ有意であり、前述したように、ゆとりが高い方が効力感が高く、実習後に効力感が低下していた。

また、効力感事後得点を目的変数とした重回帰分析では、効力感事前得点のみが有意な説明変数となり、他の変数の影響力はあまりないことが示された。一方で、余裕度を目的変数とした重回帰分析では、子ども理解・関係形成効力感の事前得点のみが有意な説明変数となった。

子どもの理解への高い自信が実習中の精神的な余裕を予測する、と解釈できるが、決定係数は決して大きいとは言えず、他の要因が関係していることも示唆していると言えよう。

以上より、子ども理解・関係形成効力感の実習後に有意に低下することが示され、それに関連する要因は十分に検討できなかった。これについては今後の課題としたい。

#### 4.まとめと今後の課題

本研究から、実習の余裕度が実習環境の効果や観察学習のタイプによって効力感に与える影響が異なり、実習中にゆとりが高すぎない方が効力感の上昇に良い影響を与える場合もあることが明らかにされた。特に、観察学習のタイプとゆとりの高低の組み合わせによって効果が異なる点や、実習中の余裕が低くなりやすい環境の中でも、精神的なゆとりを保てる場合、効力感が上昇する点などは特に意義深い知見であると考えられる。教育実習は、実習生が見たいと思った時に観察ができるようなフレキシブルな場ではないため、観察学習の機会の実習生側からコントロールしにくいものである。一方で、授業観察などのフォーマルな観察場面だけでなく、教員が何気なく子どもと関わっている様子などのインフォーマルな場面での観察もあり得るため、実習をデザインする側でも十分に観察学習の機会をコントロールすることは難しい。そのため、実習生が精神的なゆとりを持っているかを確認し、それに合わせて実習の内容を調整する必要があると考えられる。

今後の課題としては、3点上げられる。

1点目は、観察学習に関して、その観察学習がどの程度実習生本人の学びにつながったのか、その学びの深さを検討できていない点である。周囲から技術を見て学ぶ機会があったとしても、それを本人が実行できるようにならなければ、それはモデリングが起こったとは言えない。今後はそういった観察学習の学びの深さまで検討できるような尺度を用いることや、自由記述によって観察学習の内容を検討することが求められると考えられる。

2点目は、子ども理解・関係形成効力感について、実習後に効力感が有意に低下し、先行研究(春原,2007;西尾・安達,2015など)と一致しない結果となった。先行研究にも教師効力感が上昇しないケースもあったが(e.g. 春原,2007における中学校実習生;児玉,2012)、有意な低下が見られるケースは管見の限りではあるが、ないものと思われる。これについては、なぜこのような結果になったのか、十分な考察ができたとは言いがたく、サンプルの偏りによるものなのか、研究計画上の問題なのか、その原因を捉えることはできなかった。

3点目は、実習中に得られる実習生の学びの一つとして観察学習を取り上げたが、それ以外が影響する側面も十分にあると考えられる。例えば、附属学校は今回の研究では効力感の



有意な上昇が見られなかったが、毎年実習生を受け入れる中で蓄積されたノウハウで、指導教員から充実した指導を受けられると考えられる。こうした指導教官から受ける指導は、教師効力感に良い影響を与えるのではないか。次章では、指導教官から受けるフィードバックがどのような効果があるのかを検討する。

## 引用文献

- Albert, S. (1977). Temporal comparison theory. *Psychological Review*, 84, 485-503.
- Allinder, R. M. (1994). The relationship between efficacy and the instructional practice of special education teacher and consultants. *Teacher Education and Special Education*, 17, 86-95
- Ashton, P. T. (1985). Motivation and the teacher sense of efficacy. In C. Ames & R. Ames (Eds.), *Research on Motivation in Education*, 2, Academic Press, 141-171
- Ashton, P. T., & Webb, R. B. (1986). *Making a difference: Teachers sense of efficacy and student achievement*. New York: Longman.
- Bandura, A. (1977) "Self-efficacy : To-ward a unifying theory of behavioral change. " *Psychological Review*, 84, 191-251.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: the exercise of control*. New York: W. H. Freeman and Company.
- Berman, P., McLaughlin, M., Bass, G., Pauly, E., & Zellman, G (1977). Federal programs supporting educational change.Vol VII: Factors affecting implementation and continuation (*Report No. R-1589/7-HEW*).Santa Monica, CA: The Rand Corporation (*ERIC Document Reproduction Service No.140 432*)
- Emmer, E.,& Hickman, J. (1991). Teacher efficacy in classroom management and discipline. *Educational and psychological measurement*, Vol.51, 755-765
- 江本リサ (2000). 自己効力感の概念分析 日本看護科学会誌 **20(2)**, 39-45
- Festinger, L. (1954). A theory of social comparison process. *Human Relations*, 7, 117-140
- 古屋健・音山若穂・坂田成輝 (2003). 高校生の心理的ストレス過程に関する基礎的研究 3 : ソーシャルサポートの効果 日本教育心理学会総会発表論文集 **45(0)**, 376
- 原野広太郎・江川政成・根元橋夫・田上不二夫 (1976). モデリング理論とその動向 教育心

- 理学年報 **15**, 122-141,
- 林武広・鹿江宏明・土井徹・間處耕吉 (2017). 小学校教育実習を通じた学生の意識変容 : 質問紙調査に基づく検討 比治山大学・比治山大学短期大学部教職課程研究 **3**, 110-116
- 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伴う変化— 日本教師教育学会年報 **16**, 98-108.
- 平岡永子・乾原正 (2001) 教師のバーンアウトと教師効力感の関係について日本教育心理学会総会発表論文集 **43(0)**, 102,
- 姫野完二 (2003). 教育実習の実態に関する基礎的研究 : 教職志望学生への質問紙調査を通して秋田大学教育文化学部教育実践研究紀要 **25**, 89-99
- 今林俊一・川畑秀明・有馬博幸 (2007). 教育実地研究に関する教育心理学的研究(8) 鹿児島大学教育学部研究紀要. 教育科学編 **59**, 61-76
- 磯崎尚子・西谷真美 (2014). 実習における教育実習生の意識変容と成長に関する研究富山大学人間発達科学部紀要 **9(1)**, 51-59
- 貝川直子・鈴木眞雄 (2006). 教師バーンアウトと関連する学校組織特性,教師自己効力感 愛知教育大学研究報告 教育科学 **55**, 61-69
- 萱原道春 (1991). 教育実習と自我同一性 金沢大学教育学部紀要 教育科学編 **40**, 55-71
- 北澤武・永井正洋・上野淳 (2010). ブレンディッドラーニング環境における eラーニングシステムの利用の効果に関する研究 : 学習者の動機づけと自己制御学習方略に着目して日本教育工学会論文誌 **32(3)**, 305-314
- 小林宏己 (2004). 教育実習生からみた附属校実習と公立校実習の差異と発展 東京学芸大学教育学部附属教育実践総合センター研究紀要 **28**, 23-31
- 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(3)**, 261-271
- 国立教育政策研究所 (2013). TALIS 日本版報告書「2013年調査結果の要約」  
[http://www.nier.go.jp/kenkyukikaku/talis/imgs/talis2013\\_summary.pdf](http://www.nier.go.jp/kenkyukikaku/talis/imgs/talis2013_summary.pdf) 2018/02/02 最終訪問
- Lave,J.,&Wenger,E.(1991). *Situated learning: Legitimate peripheral participation*. New York: Cambridge University Press(レイブ,J.・ウエンガー,E. 佐伯 胖(訳) (1993), 状況に埋め込まれた学習 : 正統的周辺参加 産業図書)

- 増田優子 (2015). メンタライゼーション能力の高さが教師志望学生の教師効力感と特性的自己効力感に及ぼす影響：小学校における教育実習についての検討 日本教育心理学会総会発表論文集 **57(0)**, 266
- 前原武子・平田幹夫・小林稔 (2007). 教育実習に対する不安と期待, そして実習のストレスと満足感 琉球大学教育学部教育実践総合センター紀要 **14**, 211-224
- 三島知剛 (2007). 教育実習生の実習前後の授業・教師・子どもイメージの変容 日本教育工学会論文誌 **31(1)**, 107-114
- 三島知剛 (2009). 教育実習中の他者との関わりと教育実習生の授業・教師・子どもイメージ, 授業観察力の変容 日本教育工学会論文誌 **33(1)**, 71-81
- 三島知剛・安立大輔・森敏昭 (2010). 教育実習生の実習前後における学習の継続意志の変容—実習前後の教師効力感の変容・実習の自己評価に着目して— 学習開発学研究 **3**, 91-99
- 三島知剛・林絵里・森敏昭 (2011). 教育実習の実習班における実習生の居場所感と実習前後における教職意識の変容 教育心理学研究 **59(3)**, 306-319
- 宮里新之介 (2017). 児童教育を専攻する短期大学生の実習における困難感の調査研究：保育士との比較を通して鹿児島女子短期大学紀要 **52**, 145-152
- 文部科学省 (2015). 「平成 27 年度公立学校教職員の人事行政状況調査結果(概要)」  
[http://www.mext.go.jp/component/a\\_menu/education/detail/\\_\\_icsFiles/afieldfile/2017/07/31/1380732\\_01.pdf](http://www.mext.go.jp/component/a_menu/education/detail/__icsFiles/afieldfile/2017/07/31/1380732_01.pdf) 2018/02/02 最終訪問
- 文部科学省 (2016). 「国立教員養成大学・学部, 大学院等の概要」  
[http://www.mext.go.jp/b\\_menu/shingi/chousa/koutou/077/gijiroku/\\_\\_icsFiles/afieldfile/2016/09/21/1377405\\_8\\_1.pdf](http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chousa/koutou/077/gijiroku/__icsFiles/afieldfile/2016/09/21/1377405_8_1.pdf) 2018/02/02 最終訪問
- 森下覚・尾出由佳・岡崎ちひろ・有元典文(2010). 教育実習における学習はどのように構成されているのか—教育的デザインと実践の保持のデザインのダイナミクス— 教育心理学研究 **58(0)**, 69-79
- 日本教育大学協会附属学校委員会 (2017). 国立大学・学部の附属学校園に関する調査～第2期中期目標・中期計画後期における附属学校園の改革の総括, 及び実態, 課題と展望～  
[http://www.jaue.jp/\\_src/sc1100/8d9197a791e58aw81e8aw959482cc958d91ae8aw8dz898082c98ad682b782e992b28db8-967b95b6.pdf](http://www.jaue.jp/_src/sc1100/8d9197a791e58aw81e8aw959482cc958d91ae8aw8dz898082c98ad682b782e992b28db8-967b95b6.pdf) 2018/02/02 最終訪問
- 西尾美紀・安達智子 (2015). 教職志望大学生の教師効力感変化に影響を及ぼす要因の検討—教育実習中の体験内容に着目して— 大阪教育大学紀要 第IV部門 **64(1)**,1-11,

野崎秀正 (2008). 実習場面における援助要請行動(1) 日本教育心理学会総会発表論文集  
**50(0)**, 372

大杉紘徳・横山茂樹・甲斐義浩・的場勝之・村田伸 (2015). 実習形態の違いによる学生の精神的ストレスに関連する要因の検討 Vol.42 Suppl. No.2 (第 50 回日本理学療法学会大会抄録集) **2014(0)**, 0047

斉藤恵美・神村栄一 (2011) コーピングの柔軟性が教育実習生のストレス反応に及ぼす影響  
健康心理学研究 **24(1)**, 34-44

坂野雄二・前田基成 (1984). 虚偽の心拍フィードバックがセルフ・エフィカシーの変動と心拍コントロールに及ぼす効果 千葉大学教育学部研究紀要 第 1 部 **35**, 23-33

坂田成輝・音山若穂・古屋健 (1999). 教育実習生のストレスに関する一研究 ー教育実習ストレス尺度の開発ー 教育心理学研究 **47**, 335-345

Schunk, D.H., Hanson, A.R., & Cox, P.D(1987). Peer-model attributes and children's achievement behaviors. *Journal of education Psychology*, **79**, 54-61

清水裕士 (2016). フリーの統計分析ソフト HAD : 機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案 メディア・情報・コミュニケーション研究 **1**, 59-73.

末次有加・紅林伸行 (2014). 教育参加カリキュラムの効果に関する実態調査(2)附属実習と地域実習の比較から パイディア : 滋賀大学教育学部附属教育実践総合センター紀要 **22**, 55-62

高田利武 (1993). 青年の自己概念形成と社会的比較:日本人大学生にみられる特徴 教育心理学研究 **41(3)**, 339-348

若松養亮・古川真美 (2013). 教育実習前後の教職志望意識変動と社会的比較 日本教育心理学会総会発表論文集 **55(0)**, 421

渡邊駿太・中西良文 (2017). 日本における教師効力感に関する研究の動向と展望 三重大学教育学部研究紀要 **68**, 245-254

山本奨・阿部茉奈・阿久津洋己 (2013). 教育実習ストレスに関する対処行動 岩手大学教育学部研究年報 **72**, 59-69

吉田道雄 (2005). 教育実習事後指導に対する参加者の評価(3) : 自由記述によるグループ・ワークの効果分析 熊本大学教育実践研究 **22**, 91-99

吉川肇子・久保真人 (1991). 成功, 失敗場面における比較対象の選択傾向の差異 : 社会的比較か継時的比較か? 社会心理学研究 **6(3)**, 148-154

米沢崇 (2007). 学部生からみた教育実習の意義に関する一考察--数量的分析および質的分析を通して広島大学大学院教育学研究科紀要. 第一部, 学習開発関連領域 56, 67-76

### 第3章：研究3

#### 実習中のフィードバックが教育実習生の教師効力感に与える影響 ～自尊感情，批判受容効力感，実習中の余裕度を含めた因果モデルの検討～

##### 問題と目的

研究2では，観察学習に加え，実習先や実習生の有無などの実習環境の違いが教師効力感に与える影響は，実習中の余裕度によって異なることが明らかになった。特に，充実した指導を行っていると言われる附属学校での実習で，一部の効力感の上昇が見られないことについては，どういった側面がそういった結果に影響しているのか，今後更なる検討が必要な点である。また，教育実習中の学びの1側面として観察学習に注目したが，教育実習中に教師効力感を高める要因となり得るものは他にもあると考えられる。

改めて教育実習生を対象とする教師効力感に関する研究を概観すると，実習後に教師効力感が向上するという結果が一定数得られているものの，実習中の体験が教師効力感にどのような影響を与えているかは十分に検討されているとは言えない。これに対して，春原(2007)と西尾・安達(2015)は，教育実習生に対して，「制御体験」「代理経験」「言語的説得」「生理的情動的状態」という，自己効力感の向上に影響する4つの情報源に基づいて，実習中の体験内容を尋ね，実習前後での教師効力感の変化との関連を検討した。その結果，「制御体験」にあたる「授業の成功体験」や「子どもとの親和体験」については一貫した結果が得られたが，その他の情報源に関しては，結果が一致しなかった。

この2つの研究は，Bandura(1977)による自己効力感の4つの情報源に基づいて調査を行ったものであるが，江本(2000)はそれ以外にも自己効力感の先行要因として働くものがあることを報告している(図3-1)。図3-1において，教育実習に関連するものは複数あると考えられる。例えば，ソーシャルサポートについては，三島・林・森(2011)がソーシ

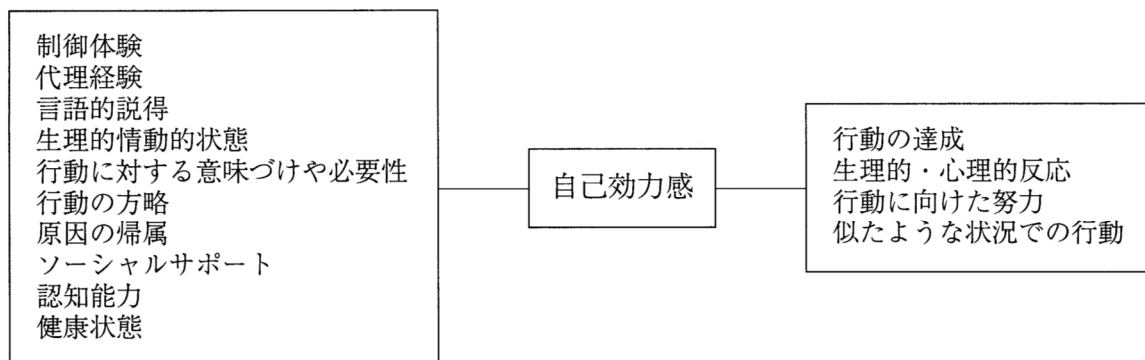


図3-1 江本(2000)による自己効力感の先行要件と結果

ナルサポートを受けやすい環境として心理的居場所感の重要性を指摘し、実習中の居場所感と教師効力感の関連を検討している。それ以外にも、行動の方略、行動についての意味づけや重要性などは実習中の体験によって獲得される可能性があると考えられる。その中心的な役割を果たすのが、実習中、実習校の教師から得られるであろう、実習生の行動に対するフィードバック(以下,FB)だと考えられる。「こういう時はこういった対応が良い」といった方略の提案や、「児童・生徒の成長を考えた時、こうした関わり方が重要」といった行動の意味づけに類されるようなFBを受けることが予想される。姫野(2003)は、実習中、授業実施後に実習生は何らかの指導を受けていることを明らかにし、その内容は、授業展開の方法から声の出し方まで多岐に渡っていることを示した。また、三島(2009)は、教育実習中の体験を測定する尺度を作成し、その中でも「指導教官から厳しく指導を受けた」のような「指導教官との関わり」に関する項目が、実習生の持つ授業や子どものイメージの変化にポジティブな影響を与えていることが明らかした。こうしたFBは、協力校や地元校のような公立学校よりも、普段から教育実習生を多く受け入れている附属学校でこそ充実していることが予想される。以上のように、実習中のFBが確かに存在し、実習生に何らかの影響を与えていることが明らかになっているが、教師効力感との関連を検討した研究はない。以上より、本研究では、実習前後の教師効力感の変化に、実習中のFBがどのように影響するのかを検討することとする。教師としてのモチベーションの1つの指標であり、また教師の精神的健康の指標でもある教師効力感の変化の仕組みと実習での体験内容の関連を明らかにすることは、中央教育審議会が2006年にまとめた答申「今後の教員養成・免許制度の在り方について」で述べられているような、質の高い教員養成を行う上で重要であり、現在の教育業界のニーズに合致していると考えられる。

では、まずFBは心理学的視点からどのように捉えられているのだろうか。FBとは、そもそも、機械工学分野における、「入力と出力のあるシステムで、出力に応じて入力を変化させること」(大辞林 第三版,2006)のことを指す。日本におけるFB概念を教育的側面から広く概観した山本(2015)によれば、まず教育評価の側面からFBが用いられ始め、その後に社会心理学、教育心理学の分野で用いられ始めたとされている。FBは、Hattie & Timperley(2007)によって、「受け手のパフォーマンスや理解の側面に関して、エージェント(人以外の媒体も含む)から得られる情報」とであると定義されている。特に、教育現場で良く用いられるであろう言語によるFB(言語的FB)については、日本でも研究が積み重ねられている。小学生を対象に言語的FBと達成動機の間を調査した深井

(1999)は、低学年ではFBの内容によって違いは見られないが、中・高学年では外的な要因に帰属させるFBは意欲を下げ、内的な要因に帰属させるFBは意欲を高める結果を示した。また、滝本(2004)は、8種類のFBが成功・失敗の場面の違い、FBされる際の相手との関係の違い(好きな相手か苦手な相手か)、自己評価の高低の違いで感情、学習意欲に与える影響がどう変わるかを検討し、どのような種類のFBでも、好きな相手からであれば感情も意欲も良い影響を与えることを明らかにした。滝本(2007)は、中学校における授業中の教師のFBの実態を調査し、正答に対してそれを繰り返す正答報告と、解答の正誤を伝える遂行FBが最も多いことを明らかにした。小学生を対象とした岸・澤邊・野嶋(2007)も類似した結果を報告しているが、解答の正誤を伝える結果FBの中にも下位カテゴリーがあり、教師はそれを使い分けていることを示唆した。また、言語的FBは大きく分けると、「褒める」のようなポジティブなFBと、「叱る」「注意する」のようなネガティブなFBがあり、これまでの研究でネガティブなFBよりもポジティブなFBのほうがやる気に良い影響を与える(名取, 2007; 名取, 2010 他)ことが示されてきたが、近年はそれを支持しない研究も上げられている。上司と部下の関係性の中でFBの効果を検討した山浦・堀下・金山(2013)は、上司と部下の関係性が悪いとポジティブなFBであっても学習活動を抑制することを示し、外山・湯・長峰・三和・相川(2017)は制御適合理論(Higgins, 2000)を援用し、促進焦点の場合はポジティブなプロセスFBが、防止焦点の場合はネガティブなプロセスFBが制御適合を生じさせ内発的動機づけに良い影響を与えることを示した。また、高崎(2007)は褒められても効果がない状況について検討しており褒める側と褒められる側の枠組のズレによって褒めがネガティブな影響を与える可能性があることを指摘している。このように、ポジティブなFBが常に効果があるとは限らないことを示す知見が増えつつある。

ではどのようなFBが効果的なのだろうか。学校の学習成果に関わる研究のメタ分析を行ったHattie(2012)によれば、子どもの学業成績に影響する教師の要因のうち、FBは4番目に効果があるとされている。さらに、その効果は大きな変動性があり、生徒の活動しているレベルに合わせて適切なFBが効果的であるとして、FBの4つのレベルを示している。その4つのレベルとは、「課題レベル(正しいか、正しくないか)」「プロセスレベル(方略の示唆)」「自己調整レベル(自身の行動プロセスの振り返りの補助)」「自己レベル(一般的な賞賛)」であり、課題から自己調整レベルにかけては、順に高度なFBとなるが、自己レベルのFBは課題に関する情報をあまり含まないため、あまり効果的ではないこと



とされている。本研究では、Hattie(2012)が示したこの4つのレベルのFBの考え方を援用し、教育実習中にこれらのFBがどの程度実習生に与えられ、それが実習生の教師効力感の変化にどう影響しているかを質問紙調査によって検討する。

自己効力感とFBの関連を検討した先行研究は複数見られ(前田・坂野, 1984; 前田・今水・田上, 1994 他), 遂行経験に関する情報源としてFBが機能することで自己効力感の上昇に影響することが示されている。また, 言語的なFBは, 前述した自己効力感の4つの情報源における, 「言語的説得」に該当する部分もあると考えられ, 自己効力感の上昇への影響力は強いことが予想される。

では, 実習生はFBを受けると, 必ず教師効力感が向上するのだろうか。FBの効果を左右する要因は複数あることが予想される。パーソナリティ要因では, まず自尊感情があげられる。自尊感情が高いことは, ある結果を達成するために必要な行動を自分がうまくできるかどうかの予期のことである自己効力感(Bandura, 1977)に正の関連があることが先行研究で示されている(塩見・中井, 2000; 平岡, 2009; 富岡, 2014)。一方で, 自尊感情が高い人は, 実習先の教員から受けるFBを素直に受け止められるだろうか。自尊感情が低い人の方が, 自身の悪い部分を認め, FBを取り入れることで, 行動を改善させる見通しを持つことができ, 効力感を向上させると予想される。自尊感情とFBがどのように関連し, 教師効力感に影響するのかは検討すべきであろう。

そもそも, FBは誰もが素直に受け入れることができるのだろうか。実習中に受けるであろうFBは, 自身の行動に関する賞賛もあれば, 行動に関する批判もあるだろう。教師として未熟である教育実習生の場合, FBの多くを批判が占めることが予想される。批判は, 自身の行動の至らない部分の指摘であり, 自分を成長させるために受け止めるべきものであることが多いが, そうとわかっていても耳をふさぎたくなるものである。しかし, 批判を上手く受け止められる人は, 「批判を聞き, 対応する」という行動に対して, 自分は上手くできるという予期を持っているのだと推測される。こうした批判受容は, 教育実習の場に限らず, 社会生活の中での自己の成長において重要であると考えられるが, これを心理学の概念として扱った研究は管見の限りであるが見あたらない。よって, 本研究では試行的に批判受容についての自己効力感を尺度化し, 教師効力感とFBとの関連を検討することとする。

また, 他のパーソナリティ要因としては外山ら(2017)が取り上げた制御焦点もその一つである。しかし, 制御焦点は, 実験的な操作など, 場面や状況によってコントロールされ

得ることが示されており，教育実習中のFBを質問紙でレトロスペクティブに尋ねる本研究のデザインでは，FBを受けた時点の状況やFBを受けた本人の当時の制御焦点を把握することは難しいと考えられるため，本研究では取り扱わないこととする。

一方で，外的な要因として，実習中の様子に着目したい。その中でも，実習中の余裕度がFBの効果に関連すると予想される。教育実習についての研究としては，教師効力感研究以外にも，教育実習ストレス研究の数は多く，それらの研究では，実習はストレスフルな環境であるとされている(坂田・音山・古屋，1999；斉藤・神村，2011 他)。慣れない環境や指導案の作成で忙しく，ストレス過多で余裕が持てない状態でFBを受けても，それを素直に受け止め，自身の行動を反省することはなかなか難しいのではないだろうか。ある程度の余裕を持った状態でFBを受けることで，自身の行動を振り返り，行動の改善に繋げることができると考えられる。そのため，実習中の余裕度はFBの効果을調整する要因となり得ると推測される。また，過度に多いFBは余裕度を低下させると考えられ，相互に影響し合うことが予想される。また，研究2では，余裕度と観察学習の程度，教師効力感の変化の関連を検討したが，ストレスが多いと考えられる環境において，余裕度の因子のうち「実習中のゆとり」が高いことで教師効力感に有意な影響を与えることが明らかになっている。

また，余裕度に先行する要因として，実習への準備状況があげられる。実習前に十分な準備ができている場合，実習に入っても精神的な余裕を保つことができると考えられる。研究2では，余裕度を目的変数に重回帰分析を行ったが，「実習中のゆとり」「実習の成功実感」の2つの因子それぞれで実習前の子ども理解・関係形成効力感が有意な影響を与えており，実習前の教職志望度や他の実習生の有無などは余裕度に影響しなかった。よって，余裕度に影響する先行要因を十分に検討することができたとは言いがたい。また，教師効力感の高い教師は高い水準の準備や計画を行う傾向があること(Allinder,1994)を踏まえると，実習の準備状況は教師効力感への直接の影響もあると考えられる。さらに，実習への準備が十分でない場合，実習先の教師の目に付く行動が増え，FBが増える可能性がある。FBの量が多すぎると，実習生の余裕がなくなることが予想され，余裕度の低下がFBの効果や教師効力感に影響する可能性が考えられ，本研究で扱う変数に先行する重要な要因であると予想される。

そして，実習中のFBや教師効力感に関連する要因として，教育実習の満足度が考えられる。適切なFBを受けることは，実習に対して満足することにつながり，それが教師効

力感の向上につながるのではないか。教育実習の満足度を取り扱った研究は高橋、大瀧、今村(2011)のみであるが、医学系の臨床実習における調査で実習の満足度を上げる研究は複数ある。その中でも、山口・和田・藤井・谷(2012)では臨床実習の満足度と実習指導者との関わりの関連を検討し、実習指導者が学生を理解し誘導するような関わり方をすることで実習満足度が高まることを示唆している。実習指導者との関わりの中には、FBも含まれると考えられ、FBによって実習の満足度が高まることが予想される。また、「教育実習でうまくやれた」という満足は、教師として上手くやっけていける、という予想につながり、教師効力感への影響が予想される。一方で、実習に限らない満足度と自己効力感を取り扱った研究では、FBの有無で授業の満足度や成績の違いを検討した北澤・永井・上野(2010)では共分散構造分析の結果、自己効力感から満足度の上位因子である授業に対する感情に向けて有意な正のパスが見られた。また、看護師の職務満足度を調査した澤田・羽田野・矢野・酒井(2004)でも、一般的自己効力感と自尊感情からなる中核的自己評価から職務満足に向けて有意な正のパスが見られており、先行研究を見る限り、効力感と満足度の因果関係は効力感が先行することが示唆されている。また、教育実習の満足度に近接していると考えられる教育実習の充実度を扱った仲矢・三島・高簾・稲田・後藤(2015)では、実習の充実度が高い実習生は、実習後に教職志望度が高まることを報告している。

仲矢ら(2015)に代表されるように、教職志望度を取り扱う教育実習研究は非常に多い。その中でも、西松(2008)は教育実習不安と教師効力感、教師志望度が実習の前後でどのように変化するかを検討し、教師効力感、教師志望度ともに実習を経て高まること、男性では一般的教師効力感と教師志望度との間で正の相関が、女性では個人的教師効力感と教師志望度と正の相関があることを示した。また、児玉(2012)は社会・認知的キャリア理論を教員養成に援用し、実習前後での教職効力感や教職興味、教職志望の変化が、職業的発達能力の違いによってどのように異なるかを検討し、教職効力感の変化が教職志望の変化に影響するが、影響する教職効力感因子は職業的発達能力の高低によって異なることを示している。以上のように、教職志望度は教師効力感と同様に教育実習によって変化するものであり、その変化には関連があることが示されている。一方で、春原(2007)は教職志望度が高いものほど実習によって教師効力感が向上するわけではないことを指摘しており、その関連はさらに検討されるべきところであろう。

以上より、教師効力感とFBの関連を検討する上では、多様な要因が相互に関連し合っ

ている可能性がある。そこで本研究では、実習中のFBが教師効力感に与える影響を検討する上で、FBの効果を調整すると考えられる要因である、自尊感情、批判受容効力感、実習中の余裕度、実習への準備状況、実習の満足度、教職志望度を合わせて問い、これらの変数の関係を、因果モデルを作成し検討することとする。本研究で想定している、教師効力感、教職志望度、実習の満足度を目的変数とする因果モデルを図3-2、3-3、3-4に示す。事前教職志望度、事前教師効力感、自尊感情、実習への準備の事前変数、実習中のゆとり、FBのタイプ、FBの主観量、批判受容効力感を実習中変数、事後教職志望度、事後教師効力感、実習の満足度を事後変数としてモデルを作成する。事前変数、事後変数については、同時点の変数間に共分散、もしくは誤差間の共分散を仮定する。また、時系列上、先と考えられるものから後だと考えられるものに向けてパスを引く。実習中変数については、批判受容効力感とFBは、相互に関係を持つことが想定される。批判受容効力感が高いことでFBを受けられることができるのか、もしくはFBを受けられることで批判受容効力感が高まるのか、その因果関係を仮説段階では推定できないため、「1.FB先行モデル(図3-2)」「2.批判受容効力感先行モデル(図3-3)」「3.並列モデル(図3-4)」の3つのモデルを作成し、それぞれの適合度指標を比較して最終モデルを選択することとする。FB先行モデル(図3-2)は、FBから批判受容効力感に向けてパスを引き、FBを受けられることで批判受容効力感に影響すること想定するモデルである。批判受容効力感先行モデル(図3-3)は、批判受容効力感からFBに向けてパスを引き、批判受容効力感が高いことでFBに影響するモデルである。並列モデルは、批判受容効力感とFBの間に共分散を仮定し、因果関係を想定しないモデルである。

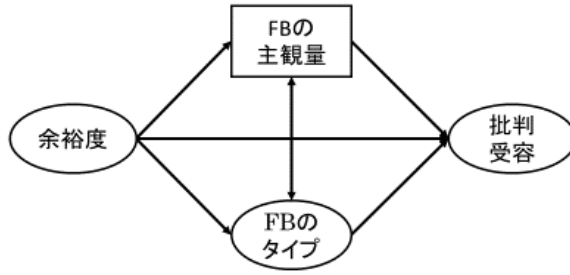


図 3-2 仮説モデル：FB 先行モデル

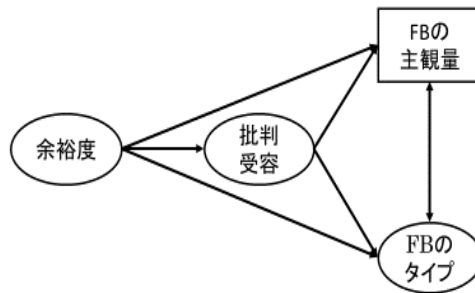


図 3-3 仮説モデル：批判受容効力感先行モデル

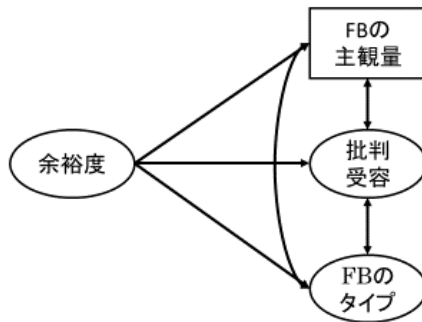


図 3-4 仮説モデル：並列モデル

注 1) 図 3-2, 3-3, 3-4 は実習中変数の関係を表した仮説モデルである。本来，因果モデル全体を示すべきところであるが，モデルが煩雑になるため，事前変数と事後変数を省略して示す。

注 2) 本来の因果モデルは，すべての事前変数から実習中変数，事後変数のすべてにパスを想定し，同様にすべての実習中変数から事後変数のすべてにパスを想定したモデルである。

## 方法

### 1.調査対象者

2016年9月に4週間の教育実習に参加した国立A大学の学生のうち、事前調査、事後調査のいずれにも回答した80名を分析対象とした。批判受容に関する効力感尺度、実習中の余裕度尺度の因子分析のみ、事後調査で欠損値がなかった93名で分析を行った。

### 2.調査時期

実習前(7月下旬)、実習後(10月上旬～12月上旬)の2回で行った。

### 3.調査手続き

実習前、実習後のどちらも学生の所属するゼミナール、もしくは学科の大学教員を通じて配布し、回収を行った。調査の結果は研究目的で使用し、個人の特定制や成績につながることはない旨を書面で説明し、インフォームドコンセントを取った。

### 4.質問紙の構成

事前調査

- ①フェイスシート。性別、所属する専攻・コース、実習校種(附属学校、実習協力校、地元校、実習なし)、実習学年(幼、小1～高3)、担当教科を尋ねた。
- ②教育学部生用教師効力感尺度(春原, 2007)。教員としての職務上の自己効力感を尋ねる尺度であり、「教授・指導効力感」「学級経営・管理効力感」「子ども理解・関係形成効力感」の3因子構造で、計26項目の尺度である。「あなたがもし教師になった場合、次の各項目にあなたはどの程度当てはまると感じますか」という教示文を示し、「全くそう思わない(1)」～「非常にそう思う(6)」の6件法で回答を求めた。
- ③教職志望度。「今現在、あなたは卒業後の進路についてどう考えていますか」という教示文を示し、「教職に就くつもりである」「教職に就くつもりであるが変更の可能性がある」「教職は進路における有力な選択肢の一つである」「教職は進路における選択肢であるが有力ではない」「教職につかないつもりであるが変更の可能性がある」「教職には就かないつもりである」の6つのうち最も当てはまるものの回答を求めた。
- ④自尊感情尺度(Mimura & Griffith, 2007)。人が自分の価値や能力をどのように感じているのかを尋ねる尺度であり、Rosenberg(1965)を翻訳したもので、単因子構造、10項目の尺度である。「以下の質問にどの程度当てはまりますか」という教示文を示し、「そう思わない(1)」～「そう思う(4)」の4件法で回答を求めた。
- ⑤教育実習に向けた準備状況。『まったく準備していない』を0、『今すぐ実習に参加

できる』を10とした時、あなたの準備状況はいくつですか」と教示文を示し、11段階で回答を求めた。

#### 事後調査

- ①フェイスシート。事前調査と同様の内容を尋ねた。
- ②教育学部生用教師効力感尺度(春原, 2007)。事前調査と同様の内容を尋ねた。
- ③教職志望度。事前調査と同様の内容を尋ねた。
- ④FBの主観量。FBについて説明をした上で、実習中に受けたFBの量について、「少なすぎた(1)」～「ちょうど良かった(3)」～「多すぎた(5)」の5段階で回答を求めた。
- ⑤FBの質。Hattie(2012)のFBの4つのレベルを参考に、心理学系の大学教員と著者の2名で協議の上、それぞれのレベルで1つの項目、計4項目を設定した。「あなたの受けたFBは、以下の4つのFBのタイプでは、それぞれどの程度当てはまりますか」という教示文を示し、課題レベルのFB(以下、課題FB)、プロセスレベルのFB(以下、プロセスFB)、自己調整レベルのFB(以下、自己調整FB)、自己レベルのFB(以下、自己FB)の4つについて、「ぜんぜんなかった(1)」～「よくあった(6)」の6件法で回答を求めた。なお、各項目では、そのレベルのFBについて、具体例も交えて説明した。
- ⑥批判受容効力感尺度。相川(2009)、菅沼(1989)を参考に、他人から批判・非難を受けたとき、どのような行動を取ることができるかを尋ねる項目を、心理学系の教員と著者の2名で協議して、11項目を設定した。「以下の質問に、あなたはどの程度当てはまりますか」という教示文を示し、「全く当てはまらない(1)」～「とても当てはまる(6)」の6件法で回答を求めた。
- ⑦実習中の余裕度尺度。実習中、精神的な余裕があったかを尋ねる尺度であり、研究2で作成したものを使用した。「実習中のゆとり」「実習の成功実感」の2因子構造で、計11項目の尺度である。「あなたの実習の内容についてお尋ねします。次の各項目にどの程度当てはまると思いますか」という教示文を示し、「全くそう思わない(1)」～「非常にそう思う(6)」の6件法で回答を求めた。

#### 5.分析方法

分析には、清水(2016)のHAD16.0およびIBM SPSS Amos 22を利用した。

## 結果

### 1.尺度構成

#### 1-1.批判受容効力感尺度の探索的因子分析と信頼性

11項目に対して、最尤法・promax回転による探索的因子分析を行った。まず、固有値1以上を示した因子が3つあったため、ガットマン基準に従って因子数を3として分析を行ったところ、安定した解が得られた。その他の因子数決定の指標を確認すると、MAP(最小平均偏相関)の得点からは1因子構造、対角SCM平行分析からは3因子構造が提案された。1因子構造での分析も試みたが、AICの値を比較すると1因子構造の場合、103.66となり、3因子構造の場合、76.97となったため、AICの値が低い3因子構造をすることとした。その後、因子負荷量が.35以下となった「10.自分の行動を非難されても、自分に責任はないと考えることができる」を削除した。また、「8.非難を受けたとしても、それに左右されず自分自身をやりたいことを貫くことができる」は、逆転項目として設定したが、因子負荷量がマイナスを示したため、逆転せずに分析した。最終的な累積寄与率は61.69%であった。結果を表3-1に示す。

第1因子は「責められた内容に対して、どう対応するか示すことができる」「納得がいかないアドバイスの中からでも、自分に要求されていることに気付くことができる」などの5項目で構成され、批判に対してどう対応するかの項目が多かったため、この因子を「批判への対応」と命名した。第2因子は「きつく注意されたことについて、素直に謝ることができる」「批判を受けた時、言い訳などしないで率直に批判に耳を傾けられる」などの3項目で構成され、批判に対して反発せずに受け止めることに関する項目が多かったため、この因子を「批判の受け止め」と命名した。第3因子は「批判された時、耳をふさぎたくなる気持ちをなくすことはできない(逆転項目)」「厳しい評価を受けると、相手のことを恨めしく思わずにはいられない(逆転項目)」の2項目で構成され、逆転項目が集まった。批判を避けたい気持ちについての項目であると考え、この因子を「批判への抵抗」と命名した。なお、逆転項目であるため、この下位尺度得点が高い場合は、批判への抵抗感が低いことを示す。

尺度の信頼性検討のため、欠損値のない80名のデータを対象に $\alpha$ 係数を算出した。批判への対応が $\alpha=.72$ 、批判の受け止めが $\alpha=.64$ 、批判への抵抗が $\alpha=.71$ となり、批判への対応と批判への抵抗に関しては十分な内的整合性が得られたと考えられる。批判の受け止めについては、十分な内的整合性が得られたと言えないが、今後の分析に必要な変数で



あると考え、本研究では批判の受け止めを含めた各因子に含まれる項目の平均値を下位尺度得点としてその後分析に用いることとした。

### 1-2. 実習中の余裕度尺度の確認的因子分析と信頼性

研究 2 で得られた、2 因子構造が本研究でも同様の構造を採るか検証するために、構造方程式モデリングによる確認的因子分析を行った。母集団の推定には最尤法を用いた。また、修正指数に従って項目間に共分散を設定し分析を進めた。その結果、適合度指標は  $\chi^2(39) = 65.66 (p < .01)$ , CFI = .935, RMSEA = .086 となり、データとモデルの当てはまりは概ね許容できることが示された。よって本研究でも研究 2 と同様の因子構造で研究を進めることとした。結果を図 3-5 に示す。

欠損値のない 80 名のデータを対象に信頼性係数を算出した結果、実習中のゆとりが  $\alpha = .82$ 、成功実感が  $\alpha = .72$  となり、十分な内的整合性が得られたとして、各因子に含まれる項目の平均値を下位尺度得点としてその後の分析に用いることとした。また、本研究ではサンプル数が少ないことを踏まえ、概念的な観点から実習中のゆとりの方が本研究の目的上重要であると考え、実習の成功実感は因果モデルの検討では扱わないこととした。

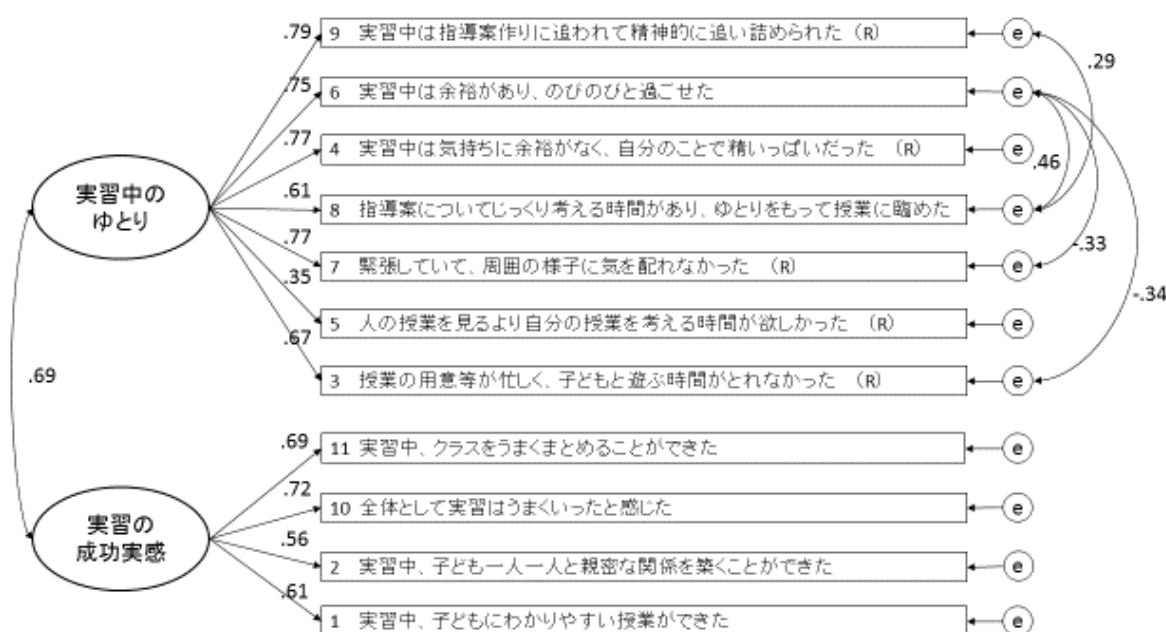


図 3-5 実習中の余裕度尺度の確認的因子分析の結果

表 3-1 批判受容効力感の探索的因子分析結果

項目	因子負荷量			h <sup>2</sup>
	I	II	III	
<b>I 批判への対応</b>				
6 責められた内容に対して、どう対応するか示すことができる。	.82	.10	-.23	.67
9 厳しく注意されてもとりあえず受け入れ、感謝することができる。	.55	.19	.17	.57
11 批判されると、自分のやるべきことがわからなくなる。(R)	.51	-.09	.21	.33
2 納得がいかないアドバイスの中から、自分に要求されていることに気付くことができる。	.51	.21	-.01	.41
8 非難を受けたとしても、それに左右されず自分自身をやりたいことを貫くことができる。	.51	-.22	.16	.25
<b>II 批判の受け止め</b>				
4 きつく注意されたことについて、素直に謝ることができる。	-.18	.96	.03	.79
1 批判を受けた時、言い訳などしないで率直に批判に耳を傾けられる。	.18	.55	-.05	.41
7 自分に合わない助言をされても、それを最後まで聞くことができる。	.03	.38	.04	.17
<b>III 批判への抵抗</b>				
5 批判された時、耳をふさぎなくなる気持ちをなくすことはできない。(R)	.09	-.10	.73	.53
3 厳しい評価を受けると、相手のことを恨めしく思わずにはいられない。(R)	-.01	.25	.65	.61

因子間相関

因子 II	-
因子 III	.39

注) N=93 Rは反転項目

表 3-2 各変数の相関係数、記述統計量、α係数

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	Mean	(SD)	α係数
1 学級経営・管理 Pre得点	-												3.15	(0.69)	.91
2 教授・指導 Pre得点	.61**	-											3.21	(0.59)	.82
3 子ども理解・関係形成 Pre得点	.67**	.58**	-										3.58	(0.71)	.75
4 学級経営・管理 Post得点	.56**	.45**	.44**	-									3.43	(0.63)	.89
5 教授・指導 Post得点	.31**	.49**	.38**	.73**	-								3.51	(0.59)	.81
6 子ども理解・関係形成 Post得点	.29**	.35**	.50**	.65**	.69**	-							3.93	(0.73)	.78
7 実習中のゆとり	.21+	.30**	.36**	.34**	.29**	.38**	-						3.36	(1.01)	.87
8 実習の成功実感	.25*	.44**	.46**	.46**	.56**	.64**	.51**	-					3.79	(0.77)	.72
9 自尊心	.44**	.44**	.38**	.41**	.34**	.20+	.29**	.29**	-				2.44	(0.49)	.86
10 批判への対応	.30**	.28*	.16	.42**	.37**	.30**	.27*	.21+	.41**	-			3.87	(0.66)	.72
11 批判の受け止め	.14	.12	.10	.12	.13	.20+	.05	.10	.07	.45**	-		4.74	(0.63)	.64
12 批判への抵抗	.05	.14	-.03	.10	.09	.11	.21+	.14	.17	.47**	.51**	-	3.69	(1.05)	.71

\*\* p < .01, \* p < .05, + p < .10

表 3-3 教師効力感と教職志望度における実習先の違い(2)×時期ごとの平均値  
(標準偏差)とその比較

	事前得点		事後得点		主効果		交互作用
	附属学校	協力校・母校	附属学校	協力校・母校	時期	実習先	
①学級経営・管理	3.20 (0.10)	3.06 (0.13)	3.33 (0.09)	3.58 (0.11)	22.67 ***	0.18	7.88 **
②教授・指導	3.15 (0.08)	3.38 (0.08)	3.29 (0.11)	3.72 (0.10)	23.18 **	4.37 *	2.22
③子ども理解・関係形成	3.54 (0.10)	3.85 (0.10)	3.64 (0.13)	4.06 (0.13)	18.56 **	1.14	0.43
④教職志望度	2.52 (0.24)	2.10 (0.31)	2.50 (0.25)	2.03 (0.33)	0.15	1.33	0.04

\*\*\* $p < .001$  \*\* $p < .01$  \* $p < .05$

①の多重比較の結果、協力校・母校で事前<事後( $t=4.79, p < .001$ )

表 3-4 各変数における実習先の違いごとの平均値(標準偏差)とその比較

	附属学校	協力校・地元校	Welch 検定	df
	Mean (SD)	Mean (SD)		
課題レベルFB	5.40 (0.99)	4.97 (1.00)	1.88 +	60.73
プロセスレベルFB	5.14 (1.14)	4.30 (1.51)	2.63 *	48.89
自己調整レベルFB	3.76 (1.19)	3.53 (1.61)	0.67	47.93
自己レベルFB	4.16 (1.38)	3.73 (1.41)	1.32	59.91
FBの主観量	2.80 (0.45)	2.57 (0.57)	1.91 +	50.83
実習中のゆとり	3.09 (0.92)	3.80 (1.01)	3.11 **	56.67
成功実感	3.70 (0.78)	3.94 (0.72)	1.44	65.51
自尊感情	2.45 (0.49)	2.42 (0.51)	0.31	59.32
批判への対応	3.84 (0.66)	3.91 (0.66)	0.48	61.28
批判の受け止め	4.74 (4.73)	0.59 (0.70)	0.04	53.32
批判への抵抗	3.63 (3.78)	0.99 (1.15)	0.61	54.36

\*\* $p < .01$  \* $p < .05$  + $p < .10$

### 1-3.各尺度の信頼性係数と相関係数，記述統計量

教師効力感尺度は，研究 2 と同様に春原(2007)の因子構造に従って 3 因子であると想定し，尺度構成を行うこととした。26 項目のうち，「まとまりのあるクラスを作る自信がある」など 11 項目を「学級経営・管理効力感」，「活動をスムーズに進めるための手順を作りあげることができる」など 9 項目を「教授・指導効力感」，「子どもの目の高さでものを見ることができる」など 6 項目を「子ども理解・関係形成効力感」とした。

尺度の信頼性検討のために，事前調査，事後調査それぞれで  $\alpha$  係数を算出した。学級経営・管理効力感が事前調査で  $\alpha = .91$ ，事後調査で  $\alpha = .89$ ，教授・指導効力感が事前調査で  $\alpha = .82$ ，事後調査で  $\alpha = .81$ ，子ども理解・関係形成効力感が事前調査で  $\alpha = .75$ ，事後調査で  $\alpha = .78$  となった。それぞれ十分な内的整合性が得られたとして，各因子に含まれる項目の平均値を下位尺度得点としてその後の分析に用いることとした。

同様に，自尊感情尺度も，内田・上埜(2010)に従い，1 因子であると想定して尺度構成を行った。信頼性係数を算出した結果， $\alpha = .86$  となり十分な内的整合性があることが示された。よって，項目の平均値を尺度得点としてその後の分析に用いることとした。

以上の信頼性係数と，相関係数と記述統計量を表 3-2 に示す。

## 2.平均値の差の検定

### 2-1.教師効力感・教職志望度における，実習の前後・実習先の違いによる比較

実習の前後で教師効力感と教職志望度は上昇したか，それは実習先によってどのように異なるかを検討するために，時期(事前・事後)，実習先(附属学校，協力校・地元校)を独立変数，教師効力感得点，教職志望度を従属変数として，時期(2)×実習先(2)の混合計画 2 要因分散分析を行った。なお，研究 2 に比べ，サンプル数が少ないことから，協力校と地元校は同一の群として扱うこととした。結果を表 3 に示す。

学級経営・管理効力感では，時期の主効果が有意であり( $F(1,78)=22.67, p<.001$ )，Bonferroni 法による多重比較の結果，事前より事後の方が効力感が高かった( $t=4.76, p<.001$ )。以降，多重比較はすべて Bonferroni 法で行った。また，交互作用が有意( $F(1,78)=7.88, p<.001$ )であった。単純主効果検定の結果，協力校・地元校で時期の効果が有意であり( $F=22.92, p<.001$ )，事前より事後の方が効力感が高かった( $t=4.79, p<.001$ )。

教授・指導効力感では，実習先，時期の主効果が有意(実習先: $F(1,78)=4.37, p<.05$ ，時期: $F(1,78)=22.18, p<.001$ )であり，多重比較の結果，実習先では附属学校より協力校・地元校の方が効力感が高く( $t=4.79, p<.05$ )，時期では事前より事後の方が効力感が高かった

( $t=4.81, p<.001$ )。交互作用は有意にはならなかった。

子ども理解・関係形成効力感では、時期の主効果が有意(時期: $F(1,78)=18.56, p<.001$ )であり、多重比較の結果、事前より事後の方が効力感が高かった( $t=4.31, p<.001$ )。

教職志望度では、いずれの主効果・交互作用も有意にはならなかった。

## 2-2.各変数の実習先の違いによる比較

教師効力感以外の変数が実習先によってどのように異なるのかを検討するために、実習先の違い(附属学校、協力校・地元校)を独立変数、FBのタイプ(課題、プロセス、自己調整、自己)、FBの主観量、実習中の余裕度(実習中のゆとり、実習の成功実感)、自尊感情、批判受容効力感(批判への対応、批判の受け止め、批判への抵抗)を従属変数とした Welch 検定を行った。結果を表 3-4 に示す。なお、FBの主観量は、「ちょうどよい」を 3、「多かった」「少なかった」を 2、「多すぎた」「少なかった」を 1 とコーディングし直して分析を行った。

FBでは、プロセスFBで有意な差が( $t(48.89)=2.63, p<.05$ )、課題FBとFBの主観量で有意傾向のある差が見られた(課題: $t(60.73)=1.88$ , 主観量: $t(50.83)=1.91$ , いずれも $p<.10$ )。いずれも協力校・地元校よりも附属学校の方が得点が高かった。

また、実習中の余裕度では、実習中のゆとりで有意な差が見られ( $t(56.67)=3.11, p<.01$ )、附属学校よりも協力校・地元校の方が得点が高かった。

その他の変数では有意な差は見られなかった。

## 2-3.FBのタイプごとの比較

実習中に受けるFBはタイプによって頻度に差があるのかを検討するために、FBの4タイプを従属変数とした被験者内1要因分散分析を行った。結果を表 3-5 に示す。

タイプの主効果が有意となり( $F(3,237)=31.94, p<.001$ )、多重比較の結果、課題FBが他の3つのFBよりも有意に多く(課題-プロセス: $t=2.74, p<.05$ , 課題-自己調整: $t=9.12, p<.001$ , 課題-自己: $t=6.13, p<.001$ )、次いでプロセスFBが他の2より有意に多かった(プ

表 3-5 FBのタイプごとの平均値(標準偏差)とその比較

	課題FB	プロセスFB	自己調整FB	自己FB	<i>F</i>	<i>df</i>
<i>Mean</i>	5.24	4.83	3.68	4.00	31.94 ***	3, 237
( <i>SD</i> )	(0.11)	(0.15)	(0.15)	(0.16)		

\*\*\*  $p < .001$ ,

多重比較の結果、課題FB>プロセスFB>自己調整FB=自己FB

ロセス-自己調整： $t=7.09$ ,  $p<.001$ , プロセス-自己： $t=4.07$ ,  $p<.01$ )。自己調整 FB と自己 FB の間に有意な差は見られなかった。

### 3.構造方程式モデリング

図 2, 3, 4 で示した仮説モデルに基づいて共分散構造分析によるパス解析を行った。分析に先立ち、サンプル数に対して、モデルを構成する項目数が多いため、適合度が不適切に低下するのを防ぐために各下位尺度でアイテムパーセリングを行った。各下位尺度で測定変数が 3 つになるようにした。下位尺度が 4~5 項目で構成されている場合は、一部項目得点をそのまま用いた。また、批判受容効力感の「批判への抵抗」は項目が 2 つしかないが、2 項目のみを分析で使用した。

モデルの検討は、サンプル数を考慮し、教師効力感の因子ごとに 3 つのモデルを作成し行った。修正指数に従ってパスを修正し、 $p<.10$  となるパスを残して分析を進めた。適合度指標を比較した結果(表 6)、3 因子ともに FB 先行モデルの適合度が最も良かったため、本研究ではこのモデルを採用することとした。また、モデルの検討の中で、実習の準備状況が、他の変数に対して有意なパスがなかったことから、モデルから外した分析を行った。

最終的に得られたモデルを図 6, 7, 8 に示す。適合度指標は、学級経営・管理効力感(図 5)では、 $\chi^2(321)=384.279(p=.009)$ , CFI=.941, RMSEA=.050 であった。教授・指導効力感(図 6)では、 $\chi^2(326)=370.363(p=.046)$ , CFI=.953, RMSEA=.046 となり、子ども理解・関係形成効力感(図 7)では、 $\chi^2(258)=411.376(p=.001)$ , CFI=.909, RMSEA=.057 となった。すべてのモデルで許容できる適合度が得られたとしてモデルの検討を終了した。

表 3-6 各因果モデルの適合度指標

	モデル	$\chi^2(df)$	CFI	RMSEA	AIC
学級経営 ・管理	1	370.363 (326)	.953	.042	530.363
	2	379.587 (326)	.944	.046	539.587
	3	378.656 (326)	.945	.045	538.656
教授・指導	1	384.279 (321)	.941	.050	554.279
	2	388.476 (320)	.936	.052	560.476
	3	401.016 (323)	.928	.055	567.016
子ども理解・ 関係形成	1	411.376 (327)	.909	.057	569.376
	2	411.133 (325)	.907	.058	573.133
	3	417.751 (329)	.904	.058	571.751

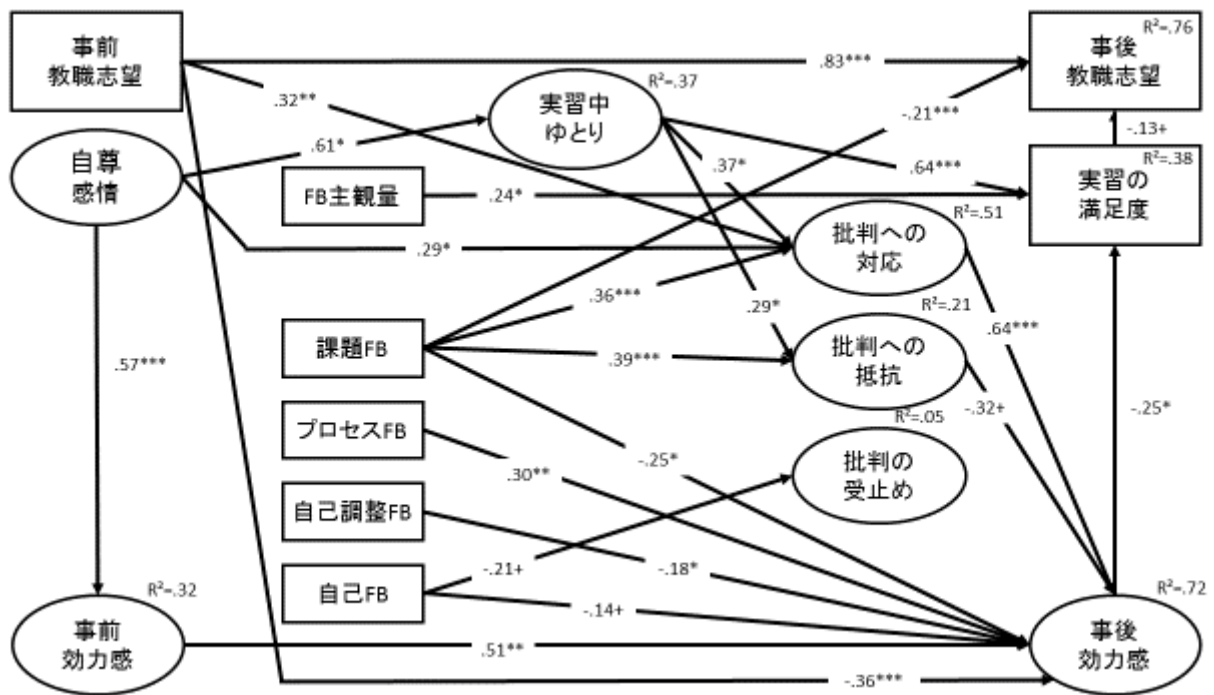


図 3-6 学級経営・管理効力感における因果モデル(N=80)

注 1)\*\*\* $p < .001$  \*\* $p < .01$  \* $p < .05$  + $p < .10$

注 2)値は標準化推定値。観測変数および誤差，共分散は省略した。

以下，図 3-7，3-8 も同様である。

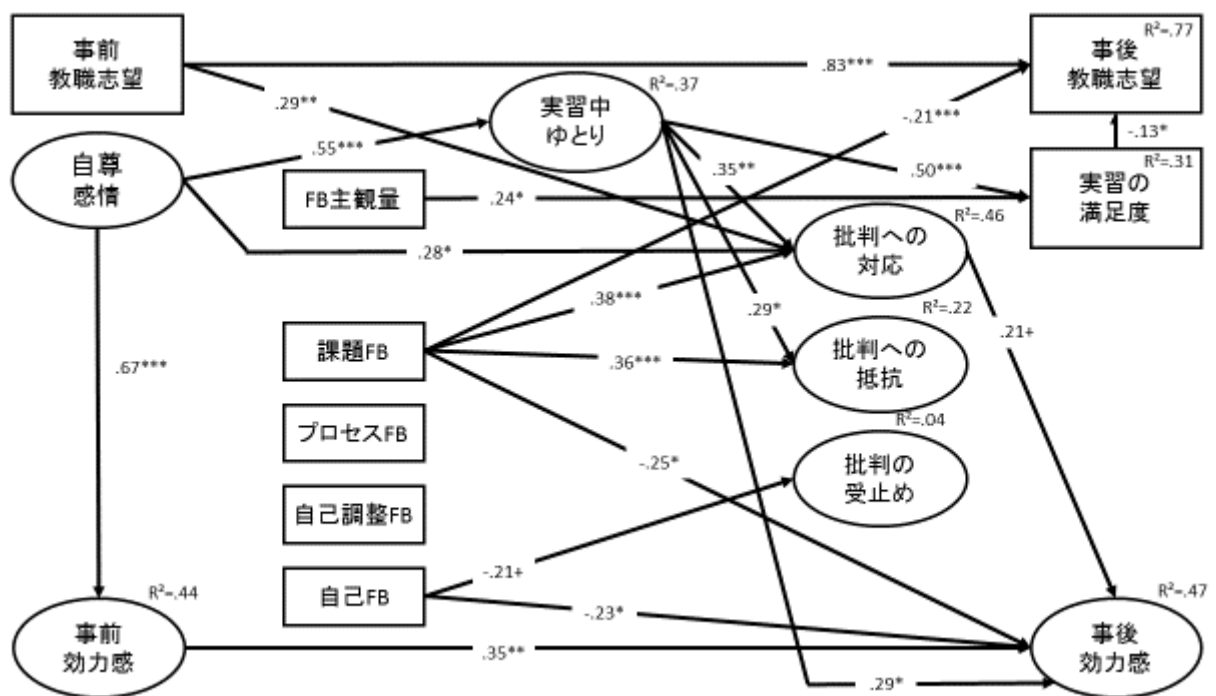


図 3-7 教授・指導効力感における因果モデル(N=80)

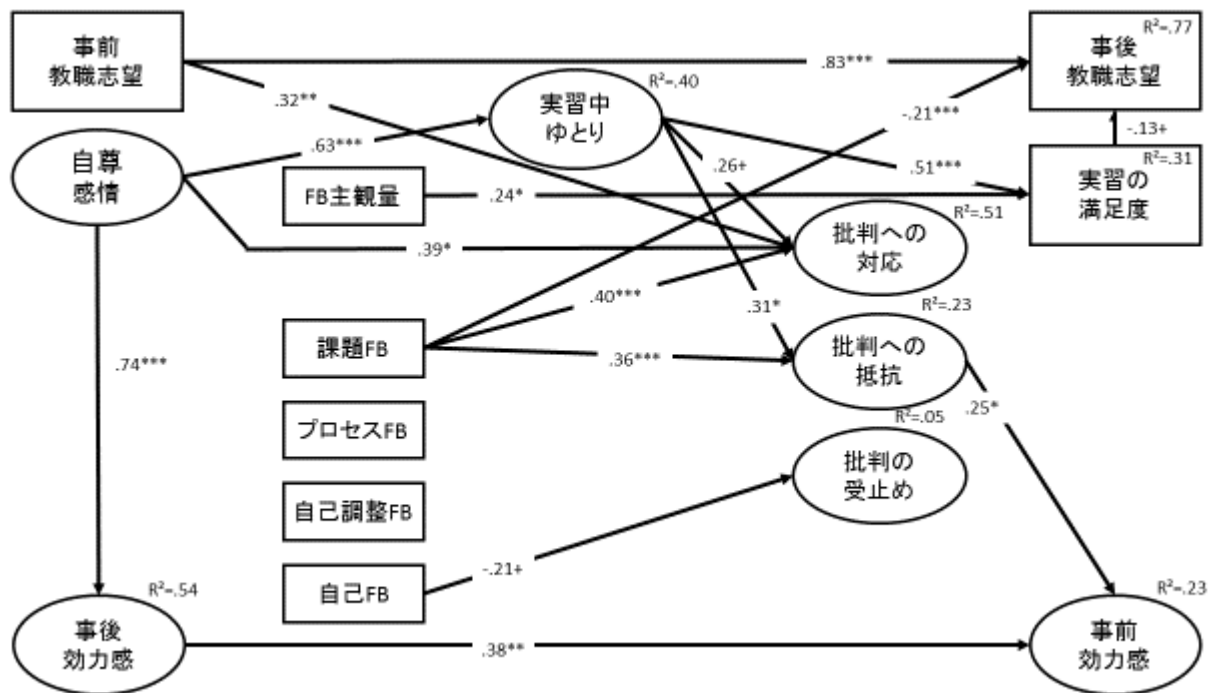


図 3-8 子ども理解・関係形成効力感における因果モデル(N=80)

## 考察

本研究の目的は、実習中のFBが教師効力感に与える影響を検討する上で、FBの効果を調整すると考えられる要因である、自尊感情、批判受容効力感、実習中の余裕度、実習への準備状況、実習の満足度、教職志望度を合わせて問い、これらの変数の関係を、因果モデルを作成し検討することであった。

### 1. 批判受容効力感について

尺度構成のために探索的因子分析を行った結果、「批判への対応」「批判の受け止め」「批判への抵抗」の3因子が見出された。項目選定時に想定していた単因子構造は支持されず、実習生の批判に対する捉え方は、「対応することができるか」「受け止めることができるか」「自分の気持ちをコントロールできるか」に分化していることが示されたと言えよう。「批判の受け止め」は批判をちゃんと聞く、受け止め謝る、という批判に対しての受容に関する効力感であり、この尺度における中核的な概念であると考えられる。「批判への対応」は要求されていることを理解する、対応する、といった、批判に対して具体的な対応行動を起こせるか、という効力感であり、批判を聞いた上でどう動くか、という、より先の段階にある概念である。また、「批判への抵抗」は批判された際に起こる、批判に対する自分の



ネガティブな思いをコントロールできるか、という効力感であり、自分の感情のコントロールも批判受容を行う上で欠かせない要素であると考えられる。

批判受容行動を概念的な視点から考えると、実際に批判を受けた際、まず行われるのは「批判の受け止め」であり、きちんと批判を聞くことが求められるだろう。その上で、「批判への対応」が行われ、具体的な対応行動が起こされると考えられる。そして、「批判への抵抗」がそれらの行動を調整すると考えられる。つまり、「批判の受け止め」が第一段階であり、その後の第2段階が「批判への対応」であると想定される。「批判への抵抗」はそれらの段階それぞれに作用し、行動の善し悪しやスムーズさが決まるのではないかと考えられる。「批判への抵抗」が低い場合は、謙虚に批判を受け止め、その批判を生かして行動にうつす、という批判受容行動がスムーズに行えると考えられ、逆に「批判への抵抗」が高い場合は、批判受容行動のどこかで「なんでこんなこと言われなきゃいけないんだ」というようなネガティブな思いが生起し、行動のスムーズさに影響することが考えられる。一方で、「批判への対応」が高い場合は対応行動への自信が高いことであり、その自信の高さによって「無茶な要求でもある程度のことではできる」と考え、「批判への抵抗」を下げる可能性もあり、それによって「批判の受け止め」がうまくできるように感じることもあると考えられる。因子間には相互に影響を及ぼし合うような関係が考えられ、これらの因子が相互に影響することによって、批判受容行動がよりスムーズに行われるようになっていくことが推察される。また、下位尺度間の相関は、対応・受け止め間で  $r=.45$ 、対応・抵抗間で  $r=.47$ 、受け止め・抵抗間で  $r=.51$  であり、どれも中程度の相関が認められた。ここからも、前述したような因子間の相互関係があることが推察される。

本研究では実習中のFBの効果を考える上での試行的な尺度作成であり、「批判の受け止め」の尺度は内的整合性が十分に得られないなど、問題も見られた。項目の設定も「厳しく注意されても～」「自分に合わない助言を～」などの、合理性を欠いた批判についての項目が多くあった。今回の因子構造を元に、項目やサンプル数を増やして検討を行うことで、批判受容における自己効力感をより精緻化することができると考えられる。また、批判受容効力感は、ソーシャルスキル(菊池, 2004; 相川, 2011 他)やコミュニケーション・スキル(藤本・大坊, 2007)、他者理解(青木, 2011)、他者受容(藤川・大本, 2015)など、他人との関わりを扱う概念との関連があることが推察される。こうした概念との関連を見ることで、概念的な妥当性を確認することが今後の課題であろう。

## 2.因果モデルの検証

本研究では、仮説段階で作成した3つのモデルを作成し、それぞれの適合度を比較することでモデルの検討を行った。その結果、FB 先行モデルが採択された。実習中に受けるFBによって実習生の批判受容効力感が変化するという因果関係が支持され、その変化とFB そのものが教師効力感に影響するというモデルとなった。本研究では、教師効力感の因子ごとにモデルを作成したため、全モデルに共通する部分を考察した後に、因子ごとの違いを考察する。

まず、教職志望度については、事前の教職志望度と課題FBが事後の教職志望度に影響することが明らかになった。課題FBからは負のパスが見られ、「これができてない」という指摘を受けることが教師になりたいという思いを低めることが示された。一方で、事前の教職志望度からは強い正のパスが見られた。これは、教師になることを目的に大学へ進学した教育学部の学生を対象としていることが影響していると考えられ、教育実習での体験に関わらず、入学した時点で教員になることを強く志望しているため、変化があまりなかったことを示していると考えられる。教育学部の学生を対象に、実習前、実習後に加え2回の実習中を含めた4時点で進路希望と実習不安を調査した長谷川・浅野(2008)では、約半数が一貫して教職を志望し、実習を経て教職を志望しなくなるのは約10%であることを報告しており、これは本研究の結果と一致するものだと考えられる。また、実習の満足度から事後の教職志望度に弱い負のパスが見られた。これは先行研究にはない結果である。仲矢ら(2015)では実習の充実度が高いことが教職志望度の上昇に影響することを示している。充実度は満足度に近接した概念であると考えていたが、本研究の結果と照らし合わせると、本来は異なる概念である可能性がある。また、実習での達成感や満足感が「実習で満足したから教員にはもうなる必要はない」という考えに至らせる可能性も全くないわけではないと考えられる。逆に、教育実習でうまくできなかったという意識が教職に就きたいという思いを高めることも想定される。教職志望と実習の満足度の関連は今後さらに検討されるべき部分であると考えられる。

また、実習の満足度は、実習中のゆとりとFBの主観量から正のパスが見られ、本研究では実習の満足度を低める要素は見られなかった。特に実習中のゆとりからは比較的強いパスが出ており、ゆとりある実習が実習の満足度を高めることが示された。一方で、実習中のゆとりには自尊感情からのみ正のパスが見られた。研究2では先行要因が十分に検討されていないことが課題となっていたが、決定係数が $R^2=.37\sim.40$ であることから、本研

究で強い影響力を持つ変数があることが示された。自尊感情が高いということは、「自分はこれで良い(good enough)と感じている」ということ(内田・上埜, 2010)であり, 自分自身に価値を感じている状態である。福留・藤田・戸谷・小林・古川・森永(2017)によれば, 自尊感情はストレスと負の相関があることを明らかにしており, 斉藤・岡安(2011)でもストレス反応から自尊感情に負のパスが見られているため, 自尊感情とストレスは負の相関関係を持つことが推察される。ここから, ストレスと背反する概念であると考えられる実習中のゆとりとは正の関連を持つことが考えられる。ゆとりある実習のためには, 自尊感情を高めることが有効である可能性が示される結果となったが, 一方で, 脇本(2010)が自尊心の不安定さを指摘しており, 自尊心の高低以外に不安定さを指標として取り上げている。実習中の困難な出来事は自尊感情を低める可能性もあり, 自尊感情を調整することで実習のゆとりをコントロールすることは難しいと考えられる。

本研究で試行的に作成した批判受容効力感は, 因子ごとに異なった変数から影響を受けていることが明らかになった。まず, 批判への対応は, 事前の教職志望度, 実習中のゆとり, 課題 FB, 自尊感情がプラスに影響することが明らかになった。パス係数は  $\beta=.26\sim.40$  の範囲であり, どの変数からも同程度の影響を受けていると考えられる。本研究の主たる目的である FB の効果としては, 課題 FB からのみパスが有意となった。「これができていて, これができていない」という FB を実習中に継続的に受け, それに対応することで, 批判への対応することについての効力感が高まったのだと推察される。同様に, 実習中のゆとりからも正のパスが見られた。精神的にゆとりがあることで, 様々な対応ができることにつながると考えられ, 妥当な関連であると考えられる。また, 批判への抵抗も, 課題 FB と実習中のゆとりから正のパスが見られた。課題 FB を受けることで, そういった批判に対して慣れが生まれ, 抵抗感が低まること, 精神的なゆとりが批判へのネガティブな気持ちのコントロールにつながることが推察される。一方で, 批判の受け止めは, 自己 FB から有意傾向の負のパスが見られた。実習中の自己 FB は, 実習生への行動面や特性面の賞賛というよりは, 実習中, 悪戦苦闘しながら努力する姿に対して, 慰労の意味合いを持って伝えられることが多いと考えられる。そうした, ある意味で優しすぎる FB は, 厳しい批判を受け止めることに関する効力感に対してマイナスに働く可能性が示唆されたと言えよう。一方で, 批判への対応の決定係数は  $R^2=.46\sim.51$  とある程度高いものの, 批判への抵抗, 批判の受け止めの決定係数はそれぞれ  $R^2=.21\sim.23$ ,  $R^2=.04\sim.05$  と低く, 先行要因に関しては今後さらに検討が必要であると考えられる。

次に教師効力感については、本研究で扱った変数から因子ごとに異なった影響を受けることが明らかになった。まず、学級経営・管理効力感では、すべての種類のFBと批判受容効力感の批判への対応、批判への抵抗、事前の教職志望度、そして事前の学級経営・管理効力感からパスが見られた。まずFBは、課題FBと自己調整FBから負のパスが、プロセスFBから正のパスが見られた。米沢(2007)は、実習中の学級経営の実践機会が少ないために、教育実習生は実習中に学級経営の基礎的力量を身につけることは難しいと考えていることを指摘しており、そういった状況で、学級経営の出来・不出来に関するFBや、自分の行動を省み自問自答を促すようなFBを受け取っても、「できてない」という認知を促進させ、失敗経験を強くすり込むことになり、マイナスの効果になったと考えられる。実践の機会も学級経営の具体的なスキルも乏しい実習生にとっては、具体的な方略を提案するFBの方が効果が高いことを示す結果となった。また、自己FBから有意傾向の負のパスが見られた。これは教授・指導効力感でも同様であり、Hattie(2012)で指摘されている内容を支持する結果であると考えられる。続いて、批判受容効力感からは批判への対応からは正のパス、批判への抵抗から有意傾向の負のパスが見られた。これらはいずれも課題のFBによって高められる因子であり、課題FBは直接効果に加え、それぞれの因子を媒介して相反する影響を与えることが示唆された。課題FB単体の効果では負の影響を与え、批判への抵抗を媒介することでも負の影響を与えるが、批判への対応を媒介することで正の影響を与えるということであり、課題FBの効果は批判への対応に自信を持てるかどうかで効果が変わることが本研究で明らかになったと考えられ、意義深い知見であると考えられる。学級経営・管理効力感の問題を起こす子どもへの対応について尋ねる項目が含まれているため、批判への対応がうまくできると感じられるようになることで、学級経営もうまくできると感じられるようになるのだと推察される。批判への対応からのパス係数は $\beta=.67$ であり、これは事前の学級経営・管理効力感からのパス係数( $\beta=.51$ )よりも大きいものであり、批判への対応行動への自信を高めることは学級経営への自信に強く影響されることが示された。そして、事前の教職志望度から負のパスが見られた。教職志望度の違いが実習前後での教師イメージの変化に影響していることを三島・山口・森(2009)が指摘しており、教職志望度が高いことは教師という仕事に対してのイメージを明確に持っており、それは「教師はこうしたことができなければならない」といった、自己の中に強迫的なイメージを持つことにつながっていることが想像される。こうした教職志望度の高さに起因する強迫的なイメージは、実習において実践の機会が少ない学級経営の領域では、

「教師は学級経営もできなければいけないのに、実習中に学級経営に関する実践を行えなかった」という意識を生み、学級経営に関する効力感を低めたのではないかと考えられる。一方で、教職志望度も課題 FB と同様に批判への対応に正のパスが見られており、批判への対応を媒介することで、教職志望度単体の効果と相反した効果を学校経営・管理効力感に与えることが明らかとなった。学級経営に関する実践の機会が実習中に乏しいことはこれまでに述べてきた通りであり、そうした現状が本研究においても一部の変数からの負の効果に現れていると考えられる。しかし、批判への対応を高めることで学級経営・管理効力感へ良い影響を与える、という本研究の結果は、実習の中で学級経営に関する自信を間接的に高める方法について示唆していると考えられる。

次に、教授・指導効力感については、課題 FB、自己 FB、批判への対応、実習中のゆとり、そして事前の教授・指導効力感からパスが見られた。事前の教授・指導効力感を除くと、一番効果が大きいのは実習中のゆとりであり、 $\beta=.29$  の正のパスが見られた。これは研究 2 の知見をさらに支持するものであり、実習中の精神的なゆとりは教えることに良い影響を与えることが改めて支持されたと考えられる。また、課題 FB と自己 FB からはいずれも負のパスが見られた。自己 FB については前述した通りであるが、十分に実践の機会があると考える教授・指導においても、「ここができていない」といった課題を FB することがマイナスに働くことが明らかになった。また、プロセス FB と自己調整 FB からのパスは有意にはならなかった。三島・林・森(2011)は、指導教員による教壇実習に関する指導・支援によって高まる、心理的居場所感における役割感、教授・指導効力感の変容には影響しなかったことを報告しており、直接的ではないにせよ、教授・指導への自信に指導教員からの働きかけが影響しないことを示唆する先行研究もあり、本研究の結果と矛盾しないものである。課題 FB はプロセス FB、自己調整 FB よりも低次のレベルの FB だが、それらの土台となるものであり、重要であることを Hattie(2012)は述べている。一方で、挑戦的な目標と FB の関係について、挑戦がない場合、FB はほとんど価値も効果もないものになることを指摘している。これを実習生に当てはめた時、実習生は教育実習を「自分自身の成長のための挑戦的な課題」ではなく、「教員免許を取得する上で必要なこなすべき課題」と捉えているのではないかと考えられる。教育実習前後で教職へのイメージを調査する研究(三島,2007; 三島・林・森, 2011 他)は散見されるものの、教育実習のイメージ自体を調査した研究は長谷川・浅野(2004)と三島・一柳・坂本(2014)のみであり、いずれも肯定的なイメージを持つことを指摘しているが、実習の負担感やタスク感のような要素は検

討されていない。教員養成系大学・学部であれば、教員免許の取得は卒業要件に含まれるケースは非常に多い。そのため、教育実習への動機づけという視点から考えると、教育実習への参加に関して自律性は低いと考えられ、自己決定理論を援用すれば、その状態での動機づけは外的調整、もしくは取り入れ的調整の段階にあると考えられる。古川(1977)は、内発的な動機づけと自律性、正誤のFBが正の相関を持つことを報告しており、ここから逆に外発的な動機づけは自律性や正誤のFBと負の相関を持つことが予想される。よって、教育実習自体に対して内発的に動機づけられていない実習生は、行動の正誤を伝えられる課題FBはマイナスに働くのではないかと、ということが想定される。特に教授・指導は教育実習での中核的な経験であり、同時に教授・指導に関するFBをもらうことが多いと予想され、前述したようなことが十分に起こりうると考えられる。実習中のFBを効力感に対して有効に働かせるためには、教育実習自体に自律的な動機づけを持つ必要がある可能性は十分にあるだろう。

最後に、子ども理解・関係形成効力感については、批判への抵抗と事前の子ども理解・関係形成効力感からのみパスが見られ、いずれも正のパスが見られた。批判への抵抗をあまり感じなくなると、子どもの目線で考えたり人間関係を構築したりことについて自信が高まるということが明らかになった。批判への抵抗が低くなることで、大学生である自分と実習先の子どもとの間にある違いや、自分の理解を超えた部分などを抵抗なく受け入れることができるようになったのかもしれない。小林(2011)は、実習生の約85%が実習中子どもが理解できない場面に遭遇し、そのうちの約60%がその問題の所在は子ども自身にあると感じていることを報告し、西坂(2002)は幼稚園教諭のストレス因子の一つとして「子ども理解・対応の難しさ」があることを示し、保育者効力感から負のパスが見られることを明らかにした。また、三島(2009)は実習前後で実習生が持つ子どもの対するイメージがよりネガティブに変化することを明らかにしている。教育実習では毎日子どもと接する中で、今までに見たことのない子どもの一面を見ることもあり、それを素直に受け入れ難いこともあるだろう。一方で、西尾・安達(2015)は教師効力感の3因子のうち、実習前後のどちらも子ども理解・関係形成効力感が一番高いことを示しており、実習中の子どもとの親和体験によって高められることを明らかにした。それでも子どもとの関わりの中で、子どもについてポジティブに感じる部分もネガティブに感じる部分も受け入れることができるようになっていくのではないかと。今回扱った変数で有意な影響を与えるものは限られており、決定係数も  $R^2=.23$  と決して高くないため、子ども理解・関係形成効力感の変化に

影響する要因を十分に検討できたとは言いがたい。特に、FB からは有意なパスが一つも見られなかった。児玉(2012)でも子ども理解場面における個人的達成が効力感に部分的に良い影響を与えており、西尾ら(2015)を支持する結果となっている。これらの知見から、子どもと関わる体験に効果があることが示されており、他の因子以上に自分自身の遂行体験が強く影響する因子である可能性がある。今後は、実習中の遂行体験や個人的達成を尋ねる項目を FB と合わせて尋ね、その影響の違いを検討する必要がある、今後の課題であると考えられる。

### 3.まとめと今後の課題

本研究から、実習中の FB が効力感に与える影響は教師効力感の下位因子ごとに異なり、FB が有効に働く因子もあれば、FB が影響しない因子があることが明らかとなった。特に、学級経営・管理効力感においては、課題 FB と事前の教職志望度が批判受容効力感の批判への対応を媒介することで異なった効果を与えることが明らかとなった点は本研究の中でも有用な知見であると考えられる。協力校・地元校よりも附属学校で課題 FB とプロセス FB が多いことを踏まえると、附属学校での実習は学級経営・管理効力感を高めるための素地があると言えるだろう。研究 2 では精神的なゆとりがない実習になりやすい附属学校での実習は教師効力感の上昇にはあまり適してないことが示唆されたが、本研究で附属学校の実習による新たな可能性が示されたと考えられる。学級経営の実践の機会を今以上に作るのはどの実習先であっても難しいことが推察される。他の実習先よりも FB が多く、指導のノウハウの蓄積も多い附属学校は、他の実習先では高めにくい、学級経営に関する自信を深めることができるのではないか。学級経営における工夫を FB として伝えたり、実習生のニーズやレベルを把握してそれにあった FB を与えたりすることで教師効力感に良い影響を与えられると推察される。一方で、増田・田爪(2015)は実体験の伴わない、仮想的な効力感の存在を指摘している。学級経営に関する実践の機会が少なからずあった上で、さらに批判受容効力感を高めることで、直接的・間接的に学級経営・管理効力感が高められるような、相乗効果が期待できるような教育実習が理想的であると考えられる。

今後の課題としては、3点あげられる。

1点目は、本研究で扱ったサンプル数の少なさである。アイテムパーセリングを行ったり、教師効力感の因子ごとにモデル検討を行ったりすることでサンプル数の少なさによる問題が起きないように配慮してきたが、それでもサンプル数が少ないために、結果の解釈は限定的なものであると考えられる。また、研究 2 で扱った、実習先などの実習環境を変

数として扱っていない。他の教員養成系学部や、非教員養成系学部を対象に調査を行い、十分なサンプル数を得た上で、実習先の違いを用いた多母集団同時分析を行うことで今回とは異なった因果関係が明らかになる可能性は十分にあるだろう。

2点目は批判受容効力感尺度の信頼性・妥当性である。本研究から、試行的に作られたこの尺度の下位因子が教師効力感に影響することが示されたが、批判受容行動に対する効力感を測るこの尺度は教育実習場面に限らず、他の場面での批判受容行動を測ることも可能であると考えられる。そのため、今後の研究でこの尺度の妥当性が確認されることで、本研究で得られた知見がさらに生きるのではないか。同時に、短期間に多量のFBを受け教育実習における、教員養成課程以外の意味合い、つまり社会人基礎力(経済産業省、2006)の育成のような、教員養成に縛られない人材育成の場としての意味合いも生まれると考えられる。社会人基礎力の一つであるチームで働く力の中に、「傾聴力」「ストレスコントロール力」が含まれており、これは批判受容効力感における批判の受け止め、批判への抵抗に相当する要素であると捉えることができる。批判受容効力感の他の文脈での研究が進むことで、その変化に影響するFBを多く受けられる教育実習は、教員養成とは違う別の価値を持つ可能性がある。今後、信頼性・妥当性を検討する研究が行われることで、他の文脈での研究への発展が待たれる。

3点目は、実習生の教育実習への動機づけである。前述したように、実習生への教育実習への自律性は低く、その動機づけは内発的ではない可能性がある。教員免許の取得が卒業要件ではない非教員養成系学部の学生と比較することで、新たな知見がえられる可能性がある。非教員養成学部の学生であっても、免許取得には必ず教育実習が必要であるため、同様に内発的な動機づけでないことも考えられる。しかし、実習中のFBがより効果的に作用するためには、実習生が「実習は自己成長の場であり、それを積極的に挑戦したい」と思っている必要があると考えられる。今後さらに検討されるべき観点であると考えられる。



## 引用文献

- Allinder, R. M. (1994). The relationship between efficacy and the instructional practice of special education teacher and consultants. *Teacher Education and Special Education*, **17**, 86-95
- 相川充 (2011). 教師のソーシャルスキル自己評定尺度の構成 東京学芸大学紀要. 総合教育科学系 **62(1)**, 133-148
- 相川充 (2008). ライブラリ ソーシャルスキルを身につける-1 先生のためのソーシャルスキル サイエンス社
- 青木万里 (2011). 他者理解尺度の作成と活用実践 鎌倉女子大学紀要 **(18)**, 39-51
- Bandura, A. (1977) "Self-efficacy: To-ward a unifying theory of behavioral change. "*Psychological Review*, *Vol.84*, 191-251.
- 中央教育審議会(2006) 「今後の教員養成・免許制度の在り方について」  
[http://www.mext.go.jp/b\\_menu/shingi/chukyo/chukyo0/toushin/1212707.htm](http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo0/toushin/1212707.htm)
- 大辞林 第三版 (2006). 松村明(編) 三省堂
- 江本リサ (2000). 自己効力感の概念分析 日本看護科学会誌 **20(2)**, 39-45
- 深井奈緒 (1999). 小学生の達成動機に与える言語的フィードバックの影響日本教育心理学会総会発表論文集 **41(0)**, 498
- 福留広大・藤田尚文・戸谷彰宏・小林渚・古川善也・森永康子 (2017). 中学生におけるローゼンバーグ自尊感情尺度の2側面 教育心理学研究 **65(2)**, 183-196
- 藤川順子・大本久美子 (2015). 高校生の自己受容・他者受容と親との関わりの関連 大阪教育大学紀要. 第4部門, 教育科学 **64(1)**, 81-92
- 藤本学・大坊郁夫 (2007). コミュニケーション・スキルに関する諸因子の階層構造への統合の試み パーソナリティ研究 **15(3)**, 347-361
- 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伴う変化－ 日本教師教育学会年報 **16**, 98-108.
- 長谷川順一・浅野文恵 (2004). 学校教育教員養成課程3年次生の進路希望と教育実習イメージ 香川大学教育実践総合研究 **8**, 147-156
- 長谷川順一・浅野文恵 (2008). 学校教育教員養成課程3年次生の教育実習不安(3): 教科の授業以外の事項について 香川大学教育実践総合研究 **16**, 181-188
- Hattie, J.(2012). Visible Learning for Teachers: Maximizing Impact on Learning (J ,

ハッティ 原田信之(訳) (2017) 学習に何が最も効果的か メタ分析による学習の可視化：教師編 あいり出版)

Hattie, J., & Timperley, H. (2007). The power of feedback. *Review of Educational Research*, 77, 81-112.doi:10.3102/003465430298487

Higgins, E. T.(2000). Making a good decision : Value from fit. *American psychologist*, 55, 1217-1230.

平岡清志 (2009). 教育実習事前・事後の自己効力感および自尊感情の変化 日本教育心理学会総会発表論文集 51(0), 96,

姫野完二 (2003). 教育実習の実態に関する基礎的研究：教職志望学生への質問紙調査を通して秋田大学教育文化学部教育実践研究紀要 25, 89-99

古川久敬 (1977). 職務複雑性と従業員の満足度および内的モチベーションとの関係性 実験社会心理学研究 17(1), 22-29

貝川直子・鈴木眞雄 (2006). 教師バーンアウトと関連する学校組織特性,教師自己効力感 愛知教育大学研究報告 教育科学 55, 61-69

菊池章夫 (2004). Kiss-18 研究ノート 岩手県立大学社会福祉学部紀要 6(2), 41-51

岸俊行・澤邊潤・野崎栄一郎 (2007). 一斉授業における教師の言語的フィードバックの実態日本教育工学会論文誌 31, 105-108

北澤武・永井正洋・上野淳 (2010). ブレンディッドラーニング環境における eラーニングシステムの利用の効果に関する研究：学習者の動機づけと自己制御学習方略に着目して日本教育工学会論文誌 32(3), 305-314

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(3), 261-271

小林勝年 (2011). 子どもが理解できなかった時--教育実習での学生の体験 鳥取大学教育研究論集 1, 11-28

草海由香里(2014). 公立小・中学校教師の休職・退職意識に影響を及ぼす諸要因の検討 パーソナリティ研究 23(2), 67-79

国立大学法人 愛知教育大学・(株)ベネッセホールディングス ベネッセ研究所 (2016). 「教員の仕事と意識に関する調査」 [http://hato-project.jp/aeu/report/mt\\_files/p4\\_teacher\\_image\\_2\\_160512.pdf](http://hato-project.jp/aeu/report/mt_files/p4_teacher_image_2_160512.pdf)

- 前田基成・今上靖・田上不二夫 (1994). 言語的フィードバックが自己効力感の変容と心拍コントロールに及ぼす効果 上田女子短期大学紀要 **17**, 41-50
- 増田優子・田爪宏二 (2015). 教師志望学生における教師効力感と特性的自己効力感との関係－実習経験者と実習未経験者との比較－ 京都教育大学教育実践研究紀要 **15**, 211-217
- Mimura, C. & Griffiths, P. (2007). A Japanese version of the Rosenberg Self-Esteem Scale: Translation and equivalence assessment, *J Psychosomatic Res*, **62** 589-594
- 三島知剛 (2007). 教育実習生の実習前後の授業・教師・子どもイメージの変容 日本教育工学会論文誌 **31(1)**, 107-114
- 三島知剛 (2009). 教育実習中の他者との関わりと教育実習生の授業・教師・子どもイメージ, 授業観察力の変容 日本教育工学会論文誌 **33(1)**, 71-81
- 三島知剛・山口あゆみ・森敏昭 (2009). 教育実習生の教職志望度に関する研究：実習生の授業・教師イメージ・教師効力感・実習の自己評価に着目して 学習開発学研究 **2**, 11-18
- 三島知剛・安立大輔・森敏昭 (2010). 教育実習生の実習前後における学習の継続意志の変容－実習前後の教師効力感の変容・実習の自己評価に着目して－ 学習開発学研究 **(3)**, 91-99
- 三島知剛・林絵里・森敏昭 (2011). 教育実習の実習班における実習生の居場所感と実習前後における教職意識の変容 教育心理学研究 **59(3)**, 306-319
- 三島知剛・一柳智紀・坂本篤史 (2014). 教員免許取得を目指す学生の教育実習に対するイメージ：実習経験, 教職志望度に着目したメタファ法による検討 日本教育心理学会総会発表論文集 **56(0)**, 399
- 仲矢明孝・三島知剛・高旗浩志・稲田修一・後藤大輔 (2015). 3年次教育実習に関する学生の意識の検討 ー平成25年度受講生アンケートの結果からー 岡山大学教師教育開発センター紀要 **5**, 26-34
- 名取洋平 (2007). 指導者のことばがけが少年サッカー競技者の「やる気」におよぼす影響 教育心理学研究 **55(2)**, 244-254
- 名取洋平 (2011). 指導者のことばがけの理由を少年サッカー競技者はどう捉えるか：競技レベルの違いによる比較 日本教育心理学会総会発表論文集 **53(0)**, 349
- 西松秀樹 (2008). 教師効力感, 教育実習不安, 教師志望度に着目した教育実習の効果 キ

キャリア教育研究 **25**, 89-96

西尾美紀・安達智子 (2015). 教職志望大学生の教師効力感変化に影響を及ぼす要因の検討 —教育実習中の体験内容に着目して— 大阪教育大学紀要 第IV部門 **64(1)**,1-11,

西坂小百合 (2002). 幼稚園教諭の精神的健康に及ぼすストレス,ハーディネス,保育者効力感の影響 教育心理学研究 **50(3)**, 283-290

Rosenberg, M.(1965). *Society and adolescent self-image New Jersey*: Princeton University Press.

斉藤恵美・神村栄一 (2011).コーピングの柔軟性が教育実習生のストレス反応に及ぼす影響健康心理学研究 **24(1)**, 34-44

坂野雄二・前田基成 (1984). 虚偽の心拍フィードバックがセルフ・エフィカシーの変動と心拍コントロールに及ぼす効果 千葉大学教育学部研究紀要 第1部 **35**, 23-33

坂田成輝・音山若穂・古屋健 (1999). 教育実習生のストレスに関する一研究 —教育実習ストレス尺度の開発— 教育心理学研究 **47**, 335-345

澤田忠幸・羽田野花美・矢野紀子・酒井淳子 (2004). 女性看護師の職務満足と心理的 Well-Being に及ぼす個人特性要因の影響 : 中核的自己評価の役割日本看護研究学会雑誌 **27(4)**, 45-52

塩見忠雄・中井晶子 (2000). 児童の学業達成における自己効力感と自尊感情日本教育心理学会総会発表論文集 **38(0)**, 475

清水裕士 (2016). フリーの統計分析ソフト HAD : 機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案 メディア・情報・コミュニケーション研究, **1**, 59-73.

菅沼憲治 (1989). アサーティブ=チェックリスト 青年心理 **75**, 94-96

総務省統計局 (2011) 平成 23 年社会生活基本調査 <http://www.stat.go.jp/data/shakai/2011/index.htm>

高橋裕子・大瀧ミドリ・今村聡美 (2011). 幼稚園教育実習における事前準備の習熟度と事後の自己評価について : 「教材研究」「子どもの気持ちの読み取り」「満足度」の観点から 東京家政大学研究紀要. 1, 人文社会科学 **51**, 7-13

滝本祥子 (2004). 学習意欲に影響を及ぼす言語的フィードバックに関する研究 日本教育心理学会総会発表論文集 **46(0)**, 429

滝本祥子 (2007). 授業場面における教師による言語的フィードバックの実態日本教育心

理学会総会発表論文集 **49(0)**, 602

高崎文子 (2011). 「ほめ」に効果がない状況の要因分析：ほめられる側に焦点をあてた分析から ソーシャル・モチベーション研究 **6**, 40-53

富岡比呂子 (2014). 児童の学校適応感について：自尊感情・自己効力感との関連に着目して 日本教育心理学会総会発表論文集 **56(0)**, 266

外山美樹・湯立・長峰聖人・三和秀平・相川充 (2017). プロセスフィードバックが動機づけに与える影響：制御焦点を調整変数として 教育心理学研究 **65(3)**, 321-332

内田知宏・上埜高志 (2010). Rosenberg 自尊感情尺度の信頼性および妥当性の検討-- Mimura & Griffiths 訳の日本語版を用いて 東北大学大学院教育学研究科研究年報 **58(2)**, 257-266

脇本竜太郎 (2010). 自尊心の高低・不安定性の2側面と達成動機の関連 パーソナリティ研究 **18(2)**, 117-128

渡邊駿太・中西良文 (2017). 日本における教師効力感に関する研究の動向と展望 三重大学教育学部研究紀要 **68** 245-254

山口泉・和田三幸・藤井菜穂子・谷浩明 (2012). 臨床実習の満足度に影響する要因について:実習指導者との関わりに着目して 日本理学療法学会大会 2012, 48101650-48101650

山本佐江 (2015). 日本におけるフィードバック概念受容の検討東北大学大学院教育学研究科研究年報 **63(2)**, 297-314

山浦一保・堀下智子・金山正樹 (2013). 部下に対する上司のポジティブ・フィードバックが機能しないとき 心理学研究 **83(6)**, 517-525

米沢崇 (2007). 学部生からみた教育実習の意義に関する一考察--数量的分析および質的分析を通して広島大学大学院教育学研究科紀要. 第一部, 学習開発関連領域 **56**, 67-76

## 第4章：総合考察

本研究は「教育場面において、子どもの学習や発達に望ましい変化をもたらす教育的行為をとることができる、という教師の信念(Ashton, 1985)」である「教師効力感」について、多角的に検討を行った。

改めて本研究について振り返ると、研究1では、日本における教師効力感研究を概観し、その成果と課題について検討した。まず、教師効力感概念の整理を行った。その上で、海外で行われた教師効力感研究で開発された尺度を翻訳した研究、日本の教師を対象に教師効力感尺度を検討した研究について検討した。その後、研究の対象別の整理と、教師効力感と合わせて扱われた変数別の整理を行い、研究の到達点と今後の研究における論点を述べた。

続いて研究2では、教育実習前後の教師効力感の変化を規定する要因として、実習中の観察学習と実習先や他の実習生の有無などの実習環境に着目して、教師効力感の変化を検討することを目的とした。その際に、実習中の余裕度に着目し、観察学習の回数・参考度と実習環境が教師効力感の変化に与える影響が、実習中の余裕度の違い、特に下位尺度の一つである実習中のゆとりの違いによってどのように異なるのかを検討した。2つの大学の教育実習生171名を対象として、時期×実習中のゆとりの高低×実習先、時期×実習中のゆとりの高低×他の実習生の有無、時期×実習中のゆとりの高低×観察学習のタイプの3種類の混合計画3要因分散分析を行った結果、①協力校・地元校では実習の前後で教授・指導効力感の有意な上昇が見られるが、附属学校では見られないこと、②他に実習生がない時はゆとりがない方が教授・指導効力感が増加し、他に実習生がいる時はゆとりがある方が教授・指導効力感が増加すること、③実習生中心・教員中心の観察学習の場合はゆとりがある方が実習前後で学級経営・管理効力感の有意な上昇が見られるが、他の実習生・教員など様々な対象に対して観察学習ができた場合はゆとりがない方が学級経営・管理効力感が増加すること、④一方で、教授・指導効力感の場合は様々な対象での観察学習ができた場合でもゆとりがある方が実習前後での増加が見られること、などが明らかとなった。

そして、研究3では、教育実習前後の教師効力感の変化を規定する要因として、実習中のフィードバックに着目した。その上で、教師効力感と実習中のフィードバックに関連があると考えられる、自尊感情、批判受容効力感、実習中の余裕度、実習への準備状況、実習の満足度、教職志望度を合わせて調査し、これらの変数による教師効力感変化の因果

モデルを検討することを目的とした。教育実習生 80 名を対象に共分散構造分析を行った結果、①フィードバックの効果は教師効力感の因子によって異なること、②フィードバックのうち、プロセスレベルのフィードバックは学級経営・管理効力感に正の影響を与えること、③フィードバックのうち、課題レベルのフィードバックは教職志望度と一部の教師効力感に負の影響を与えるが、批判受容効力感の下位尺度の一つである批判への対応を媒介して教師効力感に正の影響を与えること、などが明らかとなった。

これらの結果を踏まえ、教育実習において教師効力感を取り扱った本研究の意義を考察し、教育実習改善の具体案を提案したい。

教師効力感研究には、研究対象で研究を類別すると、研究 1 で述べたように、現職教員を対象としたものと、教職志望学生や教育実習生を対象としたものの 2 つに分けられる。前者は教師のメンタルヘルスを検討する上での 1 つの指標として教師効力感が用いられることが多く(平岡・乾原, 2001; 貝川・鈴木, 2006; 草海, 2014 他)、後者は教員免許取得において欠くことのできない教育実習の前後での教師効力感の変化を検討する研究が多い(西松, 2008; 三島・安立・森, 2010; 三島・林・森, 2011; 増田・田爪, 2015 他)。一方で、教職志望学生が持つ教師効力感と現職教員が持つ教師効力感が同じものを意味する、ということとは決して言えないだろう。教育活動に対する自信である教師効力感において、教職志望学生の教師効力感と現職教員の教師効力感が尺度得点の数値の上で同じであっても、実際の教育行動への自信は異なるものであると考えられる。なぜなら現職教員は自分自身の実践経験の中で、より具体的に教育活動への自信を持つようになると考えられるが、実習生が実践経験を積む機会は非常に限られているためである。その機会として最も連続的で長期間であるものとして、教育実習が上げられる。限られた実践の機会としての教育実習を、どうすればより効果的に教育行動への自信を高められるか、それを検討するのが本研究のような教育実習前後をターゲットにした教師効力感研究の意義であると考えられる。

実習先の児童・生徒、教員、本人の特性など、多様な要因の相互作用的な出来事である教育実習の中で、実習生は様々な経験を積み、それが教師効力感に反映される。個人個人が積む経験一つ一つの効果・影響を検討するのは、心理学の量的な研究手法では非常に難しい。しかし、その経験に左右しうる要素として、実習先や他の実習生の有無などの実習環境に着目し、その違いによって教師効力感が増減することを量的な研究手法で明らかにした研究 2 は、教育実習の内容を検討する上でのベースとなり得る可能性がある。実習環境は、実習生自身にはコントロールできないものであり、それによって教師としての自信が持てるかど

うかが変わる,という結果は,教育実習をデザインする側である,大学,並びに実習受け入れ校に対する教育実習の改善を促す材料となり得るだろう。その上で,実習環境の違いによって得られる程度や形が異なる,実習中のゆとりや観察学習(研究 2),フィードバック(研究 3)の教師効力感への影響・効果を明らかにした。「実習環境によって得られる経験が異なり,その違いが教師効力感の変化に影響すること」という本研究での知見を,それぞれの実習環境ごとでの教育実習の改善に生かすことができれば,本研究の意義は十分に果たされたとと言えるだろう。

本研究の知見から考えられる具体的な改善案としては,まず,「①実習中にある程度のゆとりがある方が効果的であり,実習生が切羽詰まるようなデザインは避けること」が上げられる。一方で,ゆとりがありすぎても実習での学びは薄くなる。実習生のゆとりを把握し,適度な充実感を感じられるように指導教員など周囲が調整することが求められる。また,研究 2の結果から,「②実習生の授業を見せるより,教員の授業を見て盗ませた方が良いこと」も改善案として提案できる。特に,指導教員の授業を何度も見せるよりは,その他の教員の授業を複数種類見ることが効果があると考えられる。多数の実習生を受け入れる附属学校でその機会を持つのは難しいことなのかもしれないが,教員が行う授業を見ることを通して,具体的かつ効果的な教育手法を盗ませるようなデザインに切り替える方が効果的であるとされる。そして,研究 3の結果からは,「③できている,できていないというフィードバックや褒めるというフィードバックより,具体的なやり方を示すフィードバックを与える機会を増やすこと」を提案したい。②でも同様のことが言えるが,実践経験不足の実習生にとっては,具体的な手法を知る・身につけることが教師効力感の向上に大きな意味を持つ。研究 3において,フィードバックの中で教師効力感に対して,単独で正の効果を持ったのは,教師効力感の因子によって限定的ではあるが,プロセスフィードバックのみであり,課題フィードバックや自己フィードバックを与えるより,プロセスフィードバックの方が効果的であると推察される。また,自己調整フィードバックは実践経験不足の実習生には時期尚早である可能性が研究 3から示唆されている。プロセスフィードバックのような,方略を具体的に伝えるフィードバックが一番効果的だと考えられる。

以上,本研究の知見をもとに 3つの具体案を提案した。これらが実際の教育実習に生かされることを願うばかりである。

最後に,本研究での課題を二つ挙げる。一つは,実習生が元々持っている特性的な変数を自尊感情のみしか扱っていない点である。教育実習は,本人の持つ「特性や経験」が「実習



環境」や「実習上の出来事」と組み合わせることで、本人に様々な影響をもたらす、相互作用的な出来事である。特性的自己効力感(増田・田爪, 2015)や、メンタライゼーション能力(増田, 2015),職業的発達能力(児玉, 2012),教師からの被教育経験(三島・井上・森, 2012)など、先行研究では多様な視点からの検討がなされている。実習中の余裕度が教師効力感に影響するという本研究の知見から、実習中の精神的なゆとりに関連するであろうと考えられる、援助要請スキル(本田・新井・石隈, 2010)や社会的比較(Festinger, 1954)などは今後の研究で取り扱われるべき特性的な変数であると考えられる。こうした研究によって、どういった「特性や経験」が「実習環境」や「実習上の出来事」と相互作用して、教師としての自信に良い影響を与えるのかが明らかになれば、さらに教育実習の改善に生かすことができるだろう。

もう一つは、そもそもの話として、教育実習で教師効力感を高めることは本当に良いことなのか、という視点である。教育実習という4週間という短い期間での成功体験によって、不正確に教師効力感が高まる可能性は十分にあるだろう。増田・田爪(2015)は、実際の体験を伴わない、仮想的な教師効力感の存在を指摘している。近年、自尊感情の不安定さ(脇本, 2010)や、仮想的有能感(速水・木野・高木, 2004)のような、自己の能力に対する認知の不安定さ・不正確さは、心理学研究の論題の一つとなっていると考えられる。特に教師効力感の場合、不正確に高い教師効力感を持ったまま教員となった場合、その後に教員として生活する中で自分自身の能力について、誤った認識を持っていたことを思い知り、それによって精神を病むこともありうるだろう。今後は、教員養成段階から新任教員段階にかけての縦断的な調査によって、教師効力感がどのように変化するかを検討し、教員養成段階での教師効力感の意味を考える必要があるだろう。現段階では、教師効力感が高いことで高い水準の準備を行うこと(Allinder, 1994)や、実習で教師効力感を高めた学生は、その分野についてさらに学習する意欲を高くもち、教師効力感を低めた学生はその分野について学習する意欲が低くなる可能性があること(三島・安立・森, 2010)などを踏まえると、教育実習によって教師効力感が高まることは望ましいと言えるだろう。今後更なる研究が積み重ねられることが期待される。

## 引用文献

Allinder, R. M. (1994). The relationship between efficacy and the instructional practice of special education teacher and consultants. *Teacher Education end*

- Ashton, P. T. (1985). Motivation and the teacher sense of efficacy. In C. Ames & R. Ames (Eds.), *Research on Motivation in Education, Vol.2*. Academic Press, 141-171
- Festinger, L. (1954). A theory of social comparison process. *Human Relations*, 7, 117-140
- 速水敏彦・木野和代・高木邦子 (2004). 仮想的有能感の構成概念的妥当性の検討 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 51, 1-8
- 平岡永子・乾原正 (2001) 教師のバーンアウトと教師効力感の関係について日本教育心理学会総会発表論文集 43(0), 102,
- 本田真大・新井邦二郎・石隈利紀 (2010). 援助要請スキル尺度の作成 学校心理学研究 10(1), 33-40
- 貝川直子・鈴木眞雄 (2006). 教師バーンアウトと関連する学校組織特性,教師自己効力感 愛知教育大学研究報告 教育科学 55, 61-69
- 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(3), 261-271
- 草海由香里 (2014). 公立小・中学校教師の休職・退職意識に影響を及ぼす諸要因の検討 パーソナリティ研究 23(2), 67-79
- 増田優子 (2015). メンタライゼーション能力の高さが教師志望学生の教師効力感と特性的自己効力感に及ぼす影響 : 小学校における教育実習についての検討 日本教育心理学会総会発表論文集 (57), 266,
- 増田優子・田爪宏二 (2015). 教師志望学生における教師効力感と特性的自己効力感との関係ー実習経験者と実習未経験者との比較ー 京都教育大学教育実践研究紀要 15, 211-217
- 三島知剛・山口あゆみ・森敏昭 (2009). 教育実習生の教職志望度に関する研究 : 実習生の授業・教師イメージ・教師効力感・実習の自己評価に着目して 学習開発学研究 2, 11-18
- 三島知剛・安立大輔・森敏昭 (2010). 教育実習生の実習前後における学習の継続意志の変容ー実習前後の教師効力感の変容・実習の自己評価に着目してー 学習開発学研究 (3), 91-99

- 三島知剛・井上菜美・森敏昭 (2012). 教職志望学生の教職意識と小学校時代における教師からの被教育体験への認知との関係：学部1年生と3年生の差異に着目して 日本教育工学会論文誌 **35(4)**, 345-356
- 西松秀樹 (2008). 教師効力感, 教育実習不安, 教師志望度に及ぼす教育実習の効果 キャリア教育研究 **25**, 89-96
- 西尾美紀・安達智子 (2015). 教職志望大学生の教師効力感変化に影響を及ぼす要因の検討－教育実習中の体験内容に着目して－ 大阪教育大学紀要 第IV部門 **64(1)**, 1-11
- 脇本竜太郎 (2010). 自尊心の高低・不安定性の2側面と達成動機の関連 パーソナリティ研究 **18(2)**, 117-128

## 謝辞

本研究を執筆するにあたり,調査に回答いただきました学生の皆様,並びにご協力賜りましたすべての方に厚く御礼申し上げます。特に,テーマの設定,調査の実施,分析,執筆のすべてにおいて丁寧かつ的確なご指導をいただきました,指導教官の中西良文先生に心より感謝申し上げます。研究の方向性を模索していた段階で,展望論文の執筆を勧めていただいたことが,本研究の第一歩でした。本当にありがとうございました。

また,学校教育領域の松浦均先生,南学先生,瀬戸美奈子先生に貴重なご助言をいただきました。記して感謝申し上げます。