

# 女子大学生の教育実習における教師効力感と 実習不安に対するメンタライゼーション能力の影響

高 垣 マユミ  
吉 村 麻奈美  
牛 島 順 子  
田 爪 宏 二

## I. 問題と目的

### 1. 研究の背景

筆者らはこれまで、教育実習をより円滑かつ効果的に実施できるようにするための支援について検討するために、2015年から2020年にかけて6年間、継続的に関連研究を進めてきた(高垣・吉村, 2015; 高垣・吉村, 2016; 吉村・高垣, 2017; 吉村・高垣, 2018; 高垣・吉村・田爪, 2019; 高垣・吉村・田爪, 2020)。

上述した一連の研究の流れを受け、本研究では新たに教師効力感と自己認知、他者認知との関係に焦点を当てて調査分析を行いたいと考える。ここで教師効力感とは、「生徒の学習や発達に対して肯定的な効果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」であるとされており(Ashton, 1985)、教師の資質能力の高さと正の関連があると考えられている。実習においては、生徒の行動や意図、心的状態、さらには実習指導者のそれらについての適切な理解、すなわち他者認知の能力が必要である。加えて、実習生(教師)としての自分自身の状態や、生徒や実習指導者から自身がどのように見られているかについての理解、すなわち自己認知の能力も必要であると考えられる。このような、他者や自己認知の能力を示す概念として、メンタライゼーション能力(mentalization)が挙げられる。メンタライゼーションとは、もともとは精神療法に用いられた概念で、他者の行動、信念や感情をは

じめとする他者の心を読み、共感することを可能にする能力を指す (Allen & Fonagy, 2006; Fonagy & Target, 1997)。また、他者への共感能力だけでなく、自己の感情を理解、同定、内省する能力をも含む、自己や他者の心理的状态や感情に対する感情体験や共感を含んだ理解に関する能力であると考えられる。このようなメンタライゼーション能力は、近年臨床場面だけでなく教育場面での活用についての検討もなされている (増田・三宮, 2019)。その中で、教師や保育者の養成過程の学生を対象とした検討も行われている (増田, 2015; 増田・田爪, 2018; 増田・田爪・相澤, 2015; 田爪・廣瀬・増田, 2020 など)。また山口 (2016) は、質問紙法によるメンタライゼーション能力の測定を試み、自己認知に関わる「対自的メンタライゼーション」と他者認知に関わる「対他的メンタライゼーション」の2因子からなる尺度 (メンタライゼーション質問紙 (MQ)) を作成している。

## 2. 本研究の目的

上述した一連の継続的な研究の流れを受けて、高垣・吉村・牛島・田爪 (2020) は、教員養成を専門としない大学の教職選択者における、教師効力感と実習中の不安との関係について検討した。これを踏まえ、本研究の目的は、メンタライゼーション能力の高さが教師効力感、実習中の不安に及ぼす影響と、実習前後によるその変化について検討する事である。分析1では、教師効力感、実習中に感じると思われる (事前)あるいは感じた (事後) 不安における、メンタライゼーション能力の高さによる差異について検討する。分析2では、実習中に感じると思われる (事前)あるいは感じた (事後) 不安の規定因について、メンタライゼーション能力と教師効力感を取り上げて探索的分析を行う。なお、メンタライゼーション能力と教師効力感や自己効力感との関係についての検討は、これまで教員養成を専門とする大学 (増田, 2015; 増田・田爪・相澤, 2015)、保育者養成を行う短期大学 (田爪・廣瀬・増田, 2016) において行っている。そこで本研究では、教員養成を専門とせず、副次的に教職を選択する本学の教員養成の特徴を踏まえて、分析し考察を行う。

## II. 方法

### 1. 対象者

2018年度～2019年に教育実習事前指導の授業 (授業名は、教育実習指導) (3年生対象、99名) 及び事後指導の授業 (授業名は、教育実践演習) (4年生、

43名)を受講した大学生(すべて女性)を分析対象とした。なお、対象者は中学校もしくは高等学校において英語科の教育実習を経験している。

## 2. 質問紙調査

質問紙調査は教育実習の前後の授業(教育実習指導、教育実践演習)の中で行われた。本研究で分析対象とした質問項目は、メンタライゼーション尺度(山口, 2016)、及び高垣ら(2020)と同じく教師効力感尺度(春原, 2007)、実習における不安(田爪・小泉, 2012を修正)、教師観、教育観に関する内容。各設問の詳細については結果の項において述べる。なお、統計分析においてはHAD ver.16(清水, 2016)を使用した。

## Ⅲ. 結果と考察

### 分析 1. メンタライゼーション能力の高さによる、教師効力感、実習中の不安の変化

#### 1-1. メンタライゼーション能力の分析

##### (1) メンタライゼーション能力尺度

山口(2016)によるメンタライゼーション質問紙を使用し、表1に示す各質問項目について、「とてもあてはまる(4)―全くあてはまらない(1)」の4件法で回答を求め、得点化した。主因子法、プロマックス回転解法による因子分析を実施したところ、山口(2016)と同じく、自己認知に関わる「対自的メンタライゼーション」と他者認知に関わる「対他的メンタライゼーション」の2因子が得られた。因子項目の得点の平均値をその因子の尺度得点とした。

各因子、実習前後の尺度得点の平均値と標準偏差は表2に示してある。実習前後における、メンタライゼーション能力の変化を検討するため、各因子の尺度得点を従属変数として、教育実習におけるメンタライゼーション能力の因子(2)×調査時期(2:実習前、後)の2要因分散分析を行った。その結果、メンタライゼーション能力の因子の主効果( $F(1, 140)=94.41, p<.001$ )が有意であった。有意水準5%のHolm法による多重比較を行った結果(以下、多重比較においては全て同じ方法を用いた)、対自的メンタライゼーションは対他的メンタライゼーションよりも得点が高かった。また、調査時期の主効果( $F(1, 140)=0.22, n.s.$ )及び2要因間の交互作用( $F(1, 140)=0.54, n.s.$ )は有意ではなかった。以上の結果から、他者認知能力よりも自己認知能力が高く、メンタライゼーション能力は実習前後で大きく変化しないことが窺われる。

## (2) メンタライゼーション能力の高低による調査対象者の分類

本研究では、メンタライゼーション能力の高低が、教師効力感、実習中の不安におよぼす効果を検討する。このため、メンタライゼーション能力の各因子の尺度得点について、実習前、後毎に平均値 + 0.5SD (標準偏差) 以上の者を高得点群 (以下、高群)、平均値 - 0.5SD 未満の者を低得点群 (以下、低群)、その中間、すなわち得点が平均値 ± 0.5SD の範囲の者を中得点群 (以下、中群) に分類した (表2)。

表1 メンタライゼーション能力の項目 (山口, 2016)

### 因子1: 対自的メンタライゼーション ( $\alpha=.909$ )

※自分の感情を言葉で説明することが難しい／※自分の気持ちが今どうなっているのかわからなくてとまどうことが多い／自分の感情を言葉にするのは簡単だ／※自分の考えていることが分からなくなることがある／※自分の行動と気持ちがどう関係しているのかわからないことがある／※自分が何に困っているのかわからないままパニックになってしまうことがある／自分の気持ちを話すことは簡単にできる／自分が今何を感じているのかを言葉で説明することは簡単だ／※自分の感情を言葉にしても、あまりびんとこない／※自分でもわからない気持ちがわいてくることがある／自分の考えを言葉でうまく説明することができる／※人から指摘されて、自分が悲しんでいることに気がつくことがよくある

### 因子2: 対他的メンタライゼーション ( $\alpha=.878$ )

相手の表情を見るだけでどんな感情を抱いているのかわかる／他人がどのように感じているかを、直感的に共感することができる／相手の表情を見るだけで、相手が悲しんでいるのがわかる／相手の態度をみるだけで、何を考えているのか分かるほうだ／言葉で言われなくても、相手がなぜ怒っているのかわかる／言葉で言われなくても、相手がなぜ喜んでいるのかわかる／何か適切でないことを言ってしまったとき、相手の目をみてそのことを見分けることができる／たとえ人から言われなくても、自分が人のじゃまをしているかどうかはわかる／相手が話したいことについて、すぐに理解することができる／他人の立場に立って物事を考えることができる／自分の話に相手が興味を持っているかどうかはすぐにわかる

注 ※は逆転項目。

表2 メンタライゼーション能力尺度の平均値と標準偏差、高中低群の人数

因子	調査時期	M	(SD)	低群 (N)	M-.5SD	中群 (N)	M+.5SD	高群 (N)
対自的メンタライゼーション	実習前	3.12	(0.52)	30	2.86	37	3.38	32
	実習後	3.20	(0.59)	9	2.91	19	3.50	15
対他的メンタライゼーション	実習前	2.48	(0.60)	32	2.18	35	2.78	32
	実習後	2.57	(0.63)	14	2.26	13	2.89	16

## 1-2. メンタライゼーション能力が教師効力感に及ぼす影響

### (1) 教師効力感尺度

教師効力感の測定においては、増田(2015)、高垣ら(2020)と同じく、春原(2007)による教師効力感尺度を一部修正して使用した。この尺度では、教師効力感を学級管理・運営、教授・指導、および子どもとの関係に関する効力感という側面から測定することができる。表3に示す各項目について、実習前においては「実習に参加した時の予想」、実習後においては「今回の実習の感想」について質問した。

本研究では、春原(2007)と同じ因子構造を使用した。すなわち因子1「学級管理・運営効力感」、因子2「教授・指導効力感」、因子3「生徒理解・関係形成」、の3因子から構成される(表3)。回答は各項目に対して「とてもそう思う(5)～全くそう思わない(1)」の5件法とし、得点化した。各因子とも1～5点の得点範囲で、その因子の教師効力感の高さを示している。

表3 教師効力感の項目(春原, 2007)

#### 因子1: 学級管理・運営効力感 ( $\alpha = .846, M = 2.80, SD = 0.58$ )

問題のある生徒に、クラス全体をめちゃめちゃにさせないように指導できる  
 /まとまりのあるクラスをつくる自信がある/クラスの生徒が暴れたり、騒ぎだしたら、すばやくその子を落ち着かせる手だてを思いつく自信がある/  
 ※騒いだり、うるさくする児童・生徒を落ち着かせるのは苦手だ/問題のある生徒に授業を妨害させないようにすることができる/※反抗的な生徒にどう対応したらよいか分からない/生徒を管理・指導することができる/授業を妨害するような行動を抑えることができる/正しく発問する力がある/学級内のコミュニケーションを活発にし、よりよい決定を作り出すことができる/生徒たちと一緒に学級経営のルールを作り上げることができる

### 因子2：教授・指導効力感 ( $\alpha=.820, M=3.09, SD=0.62$ )

授業で生徒がつかまずいた時に、別の説明や例を提示することができる／どのようにすれば、生徒たちの活動が能率よく進められるか知っている／授業で教えた内容に対する生徒の理解を推測することができる／わかりやすい教え方ができる／活動をスムーズに進めるための手順を作り上げることができる／能力のある生徒に適切な課題を与えることができる／※私は学力を伸ばす授業の技術を十分もっているとは思わない／教授方法・教具についての知識や技術をもっている／※わかりやすく正確に板書するのは苦手だ

### 因子3：生徒理解・関係形成 ( $\alpha=.756, M=3.35, SD=0.68$ )

※生徒との親密な人間関係をつくれるかどうか不安だ／※生徒たちの中によくとけ込めるか心配だ／生徒の目の高さでものを見ることができる／生徒の気持ちや考えをよく理解できる／生徒の心をつかむのが上手である／※生徒たちにとって、学校にどんな決まりが必要なのか分からない

注 ※は逆転項目。春原(2007)における尺度中の「子ども」を「生徒」に置き換えて使用した。

## (2) メンタライゼーション能力の高低による教師効力感の比較

教師効力感の各因子の尺度得点について、それぞれメンタライゼーション能力(3：高、中、低群)×調査時期(2：実習前、後)の2要因分散分析を行った。以下、因子ごとに結果を述べる。

### 1) 学級管理・運営効力感(図1-1)

対自的メンタライゼーションについては、メンタライゼーション能力( $F(2, 136)=2.36, n.s.$ )、調査時期( $F(1, 136)=0.00, n.s.$ )の主効果及び2要因間の交互作用( $F(2, 136)=0.70, n.s.$ )のいずれも有意ではなかった。

対他のメンタライゼーションについては、メンタライゼーション能力の主効果が有意であり( $F(2, 136)=3.11, p<.05$ )、多重比較の結果、高群は低群よりも得点が高かった。また、調査時期の主効果( $F(1, 136)=0.24, n.s.$ )及び2要因間の交互作用( $F(2, 136)=1.03, n.s.$ )は有意ではなかった。

以上の結果から、学級管理・運営効力感には実習の前後共に対自的及び対他のメンタライゼーション能力の影響が見られ、自己認知、他者認知の能力の高さが学級管理・運営に関する教師効力感を高めているといえる。

## 2) 教授・指導効力感(図 1-2)

対自的メンタライゼーションについては、メンタライゼーション能力の主効果が有意であり ( $F(2, 136)=3.96, p<.05$ )、多重比較の結果、高群は低群よりも得点が高かった。また、調査時期の主効果 ( $F(1, 136)=1.49, n.s.$ ) 及び2要因間の交互作用 ( $F(2, 136)=0.39, n.s.$ ) は有意ではなかった。

対他的メンタライゼーションについては、メンタライゼーション能力の高低の主効果に有意傾向がみられた ( $F(2, 136)=2.90, p<.10$ )。また、調査時期の主効果 ( $F(1, 136)=2.51, n.s.$ ) 及び2要因間の交互作用 ( $F(2, 136)=1.57, n.s.$ ) は有意ではなかった。

以上の結果から、教授・指導効力感には実習の前後共に対自的メンタライゼーション能力の影響が見られ、自己認知の能力の高さが教授・指導に関する教師効力感を高めているといえる。

## 3) 生徒理解・関係形成(図 1-3)

対自的メンタライゼーションについては、メンタライゼーション能力の主効果が有意であり ( $F(2, 136)=3.97, p<.05$ )、多重比較の結果、高群は低群よりも得点が高かった。また、調査時期の主効果 ( $F(1, 136)=1.68, n.s.$ ) 及び2要因間の交互作用 ( $F(2, 136)=0.44, n.s.$ ) は有意ではなかった。

対他的メンタライゼーションについては、メンタライゼーション能力の主効果が有意であり ( $F(2, 136)=8.01, p<.001$ )、多重比較の結果、高群は低群よりも得点が高かった。また、調査時期の主効果 ( $F(1, 136)=2.56, n.s.$ ) 及び2要因間の交互作用 ( $F(2, 136)=0.62, n.s.$ ) は有意ではなかった。

以上の結果から、生徒理解・関係形成には実習の前後共に対自的及び対他的メンタライゼーション能力の影響が見られ、自己認知、他者認知の能力の高さが生徒理解・関係形成に関する教師効力感を高めているといえる。

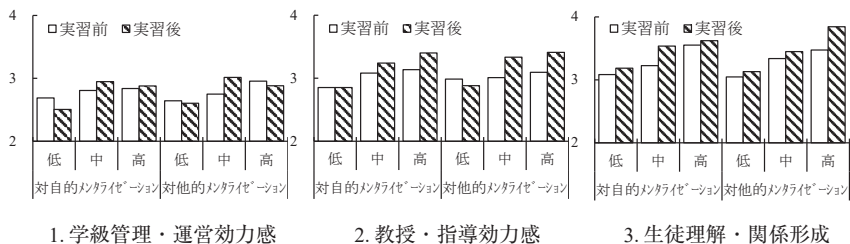


図1 メンタライゼーション能力の高低、実習時期による教師効力感の得点

### 1-3. メンタライゼーション能力が実習における不安に及ぼす影響

#### (1) 実習における不安の質問項目

田爪・小泉(2012)が保育実習を行う学生に対する調査において作成した尺度を参考に、高垣ら(2020)において表4に示す質問項目を作成した。各項目について「実習に参加したときに不安や心配になると予想されるか(実習前)」あるいは「実習に参加して不安や心配だったか(実習後)」について質問した。回答は各項目に対して「とても心配(5)～全く心配でない(1)」の5件法とし、得点化した。

本研究では、高垣ら(2020)と同じ因子構造を使用した。すなわち因子1「態度面の不安」、因子2「技術面の不安」の2因子から構成される(表4)。回答は各項目に対して「とてもそう思う(5)～全くそう思わない(1)」の5件法とし、各因子の項目の得点の平均値をその因子の尺度得点とした。各因子とも1～5点の得点範囲で、その因子の不安の高さを示している。

表4 実習における不安の項目(高垣ら, 2020)

---

因子1: 態度面の不安 ( $\alpha=.712, M=2.82, SD=0.88$ )

職員に対する態度(接し方、指導の受け方)／生活態度(成人としての生活マナー等)／生徒に対する接し方／教師の諸活動の補助(掃除、片付け、日常事務等)

因子2: 技量面の不安 ( $\alpha=.664, M=3.79, SD=0.75$ )

責任実習の計画(指導計画案作成の技術)／実習日誌の書き方、まとめかた／教師として必要な技術(指導力等)／大学での学習達成度(教科の知識等)

---

#### (2) メンタライゼーション能力の高低による実習における不安の比較

実習中に感じた不安の各因子の尺度得点について、それぞれメンタライゼーション能力(3: 高、中、低群)×調査時期(2: 実習前、後)の2要因分散分析を行った。以下、因子ごとに結果を述べる。

##### 1) 態度面の不安(図2-1)

対自的メンタライゼーションについては、メンタライゼーション能力の主効果が有意であり( $F(2, 136)=9.04, p<.001$ )、多重比較の結果、高群は低群よりも得点が高かった。また、調査時期の主効果( $F(1, 136)=0.01, n.s.$ )及び2要因間の交互作用( $F(2, 136)=1.08, n.s.$ )は有意ではなかった。



対他のメンタライゼーションについては、メンタライゼーション能力の主効果が有意であり ( $F(2, 136) = 6.07, p < .01$ )、多重比較の結果、高群は低群よりも得点が高かった。また、調査時期の主効果 ( $F(1, 136) = 0.29, n.s.$ ) 及び2要因間の交互作用 ( $F(2, 136) = 1.87, n.s.$ ) は有意ではなかった。

以上の結果から、実習における態度面の不安には実習の前後共に対自的及び対他のメンタライゼーション能力の影響が見られ、自己認知、他者認知の能力の高さが態度面の不安を軽減しているといえる。

## 2) 技量面の不安 (図 1-2)

対自的メンタライゼーションについては、メンタライゼーション能力の高低の主効果に有意傾向がみられた ( $F(2, 136) = 2.92, p < .10$ )。また、調査時期の主効果が有意であり ( $F(1, 136) = 7.15, p < .01$ )、多重比較の結果、実習前は実習後よりも得点が高かった。2要因間の交互作用は有意ではなかった ( $F(2, 136) = 1.07, n.s.$ )。

対他のメンタライゼーションについては、メンタライゼーション能力の主効果は有意でなかった ( $F(2, 136) = 1.61, n.s.$ )、また、調査時期の主効果が有意であり ( $F(1, 136) = 8.47, p < .01$ )、多重比較の結果、実習前は実習後よりも得点が高かった。2要因間の交互作用は有意ではなかった ( $F(2, 136) = 1.03, n.s.$ )。

以上の結果から、実習における技量面の不安にはメンタライゼーション能力の影響は明らかで無かった。他方で実習の経験による変化が顕著であり、実習を経験することで技量面の不安は軽減されるといえる。

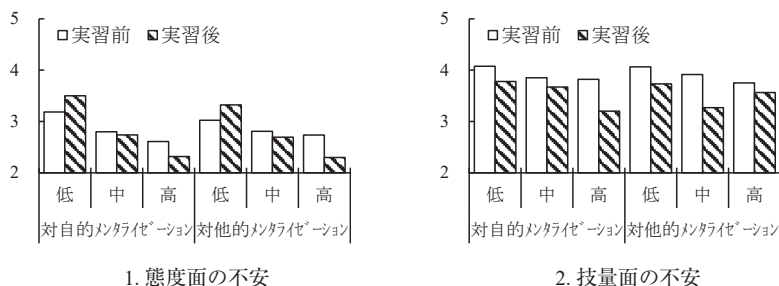


図2 メンタライゼーション能力の高低、実習時期による実習における不安の得点

## 分析2. 教育実習における不安の規定因

### 2-1. 分析の目的と方法

分析2では、分析1において取り上げたメンタライゼーション能力、及び教師効力感のどの因子が教育実習における不安の高さに強く影響しているのかについて探索的に分析を行う。分析方法としては、重回帰分析（強制投入法）を用い、教育実習における不安の因子「態度面の不安」及び「議両面の不安」の各尺度得点を従属変数とし、メンタライゼーション能力及び教師効力感の各因子の尺度得点を投入し、説明変数を選択した。なお、同様の分析を、実習前後を込みにした場合及び実習前後ごとに行った。

### 2-2. 分析結果と考察

#### (1) 態度面の不安

実習における態度面の不安におけるメンタライゼーション能力及び教師効力感の規定因について、実習前後を込みにした場合および実習前後ごとの重回帰分析の結果を表5に示す。全体としては対自的メンタライゼーション及び教師効力感の学級管理・運営効力感と生徒理解・関係形成の高さが実習における態度面の不安を軽減しているといえる。また、調査時期毎に見ると実習前では左記に近い結果であるが、実習後においては各因子の説明率が低く、影響は低くなることが窺われる。

表5 「態度面の不安」における重回帰分析の結果

	全体	実習前	実習後	
決定係数(自由度調整済 $R^2$ )	.343***	.403***	.331**	
メンタライゼーション能力	対自的メンタライゼーション	-.171*	-.155 †	-.262
	対他のメンタライゼーション	-.098	-.033	-.231
教師効力感	学級管理・運営効力感	-.190*	-.330**	.136
	教授・指導効力感	-.157 †	-.158	-.139
	生徒理解・関係形成	-.205**	-.177 †	-.238

注：数値は標準化偏回帰係数( $\beta$ )      \*\*\*  $p < .001$ , \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , †  $p < .10$

#### (2) 技量面の不安

実習における技量面の不安におけるメンタライゼーション能力及び教師効力感の規定因について、実習前後を込みにした場合および実習前後ごとの重回帰分析の結果を表6に示す。全体および実習前後に共通して、メンタライゼーション能力の影響はみられない。また、教師効力感の「教授・指導効力感」

の高さが実習における技量面の不安を軽減しているといえる。あわせて、実習前のみにおいて教師効力感の「学級管理・運営効力感」の高さが実習における技量面の不安を軽減しているといえる。

表6 「技量面の不安」における重回帰分析の結果

	全体	実習前	実習後	
決定係数(自由度調整済 $R^2$ )	.284***	.333***	.246 †	
メンタライゼーション能力	対自的メンタライゼーション	-.029	-.018	-.173
	対他のメンタライゼーション	-.018	-.088	.178
教師効力感	学級管理・運営効力感	-.188 †	-.293*	.040
	教授・指導効力感	-.388***	-.373***	-.422*
	生徒理解・関係形成	.001	.068	-.063

注：数値は標準化偏回帰係数( $\beta$ ) \*\*\*  $p < .001$ , \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$ , †  $p < .10$

#### IV. まとめ

以上の結果をまとめると、第1に、分析1の結果からは、メンタライゼーション能力の高い者は教師効力感が高く、また実習における不安が低いと言える。この結果は、他者や自己認知の能力の高さが実習における諸活動や教師としての自信に結びつくことを示唆するものであると考えられる。なお、教員養成を専門とする大学において同様の検討を行った増田(2015)においては、メンタライゼーション能力の高さが教師効力感の高さに繋がっていることについては本研究と同様であったが、さらにメンタライゼーション能力の高い学生は実習経験による教師効力感の伸びが大きいことが示されている。他方本研究では実習前後の変化については明確では無かったが、この違いについては養成のカリキュラムや実習内容の差異など、より詳細な検討が必要であろう。

第2に、分析2の結果からは、教育実習における不安の種類によって、それを軽減するメンタライゼーション能力及び教師効力感が異なっており、また、それは実習の前後である程度共通したものであると考えることができる。具体的には、メンタライゼーション能力については、自己認知の能力である対自的メンタライゼーションの能力の高さが実習の態度面の不安を低減するが、実習の技量面においてはメンタライゼーション能力の影響はみられない。また、教師効力感については、高垣ら(2000)と同様に学級の管理・運営および生徒への理解や関係形成に関する効力感が実習の態度面の、授業におけ

る教授スキルや指導力に関する効力感が実習の技量面の、それぞれの不安を軽減する要因であることが示されている。これらの結果を踏まえると、実習指導においては、学生が抱えている不安の個人差によって、どのような面における自信をつけるような指導がよいのかということが変わりうるということが考えられ、実習で学生が抱える不安に対する、個性に応じた指導の必要性を示唆する結果であると思われる。

## 文献

- Allen, J. G. & Fonagy, P. (2006). *Handbook of Mentalization Based Treatment*. John Wiley & Sons. (狩野力 一郎 (監訳) (2011). *メンタライゼーション・ハンドブック：MTBの基礎と臨床* 岩崎学術出版)
- Fonagy, P. & Target, M. (1997). Attachment and Reflective function: Their role in self-organization. *Development and Psychopathology*, 9, 679-700.
- Ashton, P. T. (1985). Motivation and the teacher's sense of efficacy. *Research on motivation in education*, 2, 141-171.
- 春原淑雄 2007 教育学部生の教師効力感に関する研究：尺度の作成と教育実習にともなう変化 日本教師教育学会年報, 16, 98-108.
- 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 日本教育心理学会第57回総会発表論文集, 266.
- 増田優子・三宮真智子 (2019). メンタライジング研究の教育への応用可能性 大阪大学大学院人間科学研究科紀要, 45, 91-109.
- 増田優子・田爪宏二 (2018). 教師志望学生のメンタライゼーションと共感性との関係 大阪大学教育学年報, 23, 29-41.
- 増田優子・田爪宏二・相澤雅文 (2015). 教師志望学生における資質獲得とメンタライゼーション能力との関係：多様な課題をもつ現代の子どもたちと関わる教師に向けて 発達障害支援システム学研究, 14, 5-12.
- 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.
- 高垣マユミ・吉村麻奈美 (2015). 教育実習前後の女子大生の認知と心理の変化：教員養成の質を高めるための現状分析と課題 津田塾大学紀要, 47, 53-71.
- 高垣マユミ・吉村麻奈美 (2016). 教育実習前後の女子大生の不安要因とその心理的介入に向けた予備的研究 津田塾大学紀要, 48, 49-61.
- 高垣マユミ・吉村麻奈美・田爪宏二 (2019). 女子大生の教育実習におけるストレスの要因とストレ

ス反応についての縦断的分析 津田塾大学紀要, 51, 121-135.

高垣マユミ・吉村麻奈美・牛島順子・田瓜宏二 (2020). 女子大学生の教育実習における教師効力感と不安についての分析 津田塾大学紀要, 52, 59-72.

田瓜宏二・小泉裕子 (2012). 保育者志望短期大学生における「保育者アイデンティティ」の確立を規定する要因の検討：実習終了後における保育者のイメージおよび就業意識の調査から 保育士養成研究, 29, 11-20.

田瓜宏二・小泉裕子 (2012). 保育者志望短期大学生における「保育者アイデンティティ」の確立を規定する要因の検討：実習終了後における保育者のイメージおよび就業意識の調査から 保育士養成研究, 29, 11-20.

田瓜宏二・廣瀬真喜子・増田優子 (2016). 保育実習におけるメンタライゼーション能力の影響：保育者効力感および保育(者)観の変化との関連から 日本教育心理学会第58回総会発表論文集, 340.

田瓜宏二・廣瀬真喜子・増田優子 (2020). 保育者養成短期大学の学生における実習経験の印象に及ぼすメンタライゼーション能力の影響 京都教育大学紀要, 136, 17-28.

山口正寛 (2016). メンタライゼーションと境界性パーソナリティ傾向との関連：メンタライゼーション質問紙作成の試みから 福山市立大学教育学部研究紀要, 4, 129-136.

吉村麻奈美・高垣マユミ (2017). 女子大生の教育実習にまつわる不安：ストレスサーおよび不安事項の詳細な検討 津田塾大学紀要, 49, 49-61.

吉村麻奈美・高垣マユミ (2018). 女子大生の教育実習にまつわる不安：不安軽減を図る心理的介入. 津田塾大学紀要, 50, 95-112.

## 女子大学生の教育実習における教師効力感と実習不安に対するメンタライゼーション能力の影響 和文要約

本研究では、教育実習前及び教育実習後の大学生に対して質問紙調査を実施し、メンタライゼーション能力(自己及び他者に対する認識の能力)が教師効力感及び実習における不安に及ぼす影響について検討した。さらに、実習における不安の規定因について探索的分析を行った。

分析の結果、対自的メンタライゼーション能力の高さは教師効力感を高めていた。また、対自的メンタライゼーション能力の高さは教師効力感の「教授・指導効力感」「生徒理解・関係形成」を高め、実習における態度面の不安を軽減していた。一方、実習における技量面の不安にはメンタライゼーション能力の影響はみられなかった。