

「教育臨床総合研究15 2016研究」

## 幼児期・児童期における苦手な保育士・教員との関わりが青年期の人格に与える影響

Effects of Interaction with Disliked Childcare Workers and Teachers during  
Infancy and Childhood on Subsequent Development of Adolescence Personality.

千石 祐 恵\*

Hiroe SENGOKU

石 野 陽 子\*\*

Yoko ISHINO

## 要 旨

アダルト・チルドレン傾向につながる家族認知と、児童のスクール・モラルを低下させる限定的・管理的な指導態度に類似性を見出し、保育士・教員の限定的・管理的な指導態度とアダルト・チルドレン傾向の関連を調査した。その結果、限定的・管理的な指導態度は必ずしも人格に負の影響を及ぼすだけではなく、正の影響も及ぼすことが示唆された。その背景には、幼児・児童の成長を意図した関わりがあると考えられる。

〔キーワード〕 保育士・教員の限定的・管理的な指導態度、アダルト・チルドレン傾向

## I. 目的

筆者の研究の目的は、子どもと、子どもを育てる大人との関わりが、青年期の人格に与える影響を検討することである。筆者は先行研究にあたった結果、「保育園・幼稚園、小学校にかけて、苦手だと捉えていた担任の保育士・教員の認知が、大学生に当たる青年期の人格に負の影響をあたるかどうかの検討」として、研究の目的を焦点化することとした。

これより、なぜ先に述べた目的設定をするに至ったかの説明を行う。まず、保育園・幼稚園、小学校の保育士・教員に焦点を当てた理由について述べる。筆者は、青年期の人格に影響を与えるような、子どもと子どもを育てる大人との関わりについて、親と子ども、保育士・幼稚園教員と幼児、小学校教員と児童の関わりに分け先行研究の精査を行った。その結果、親と子どもとの関わりの中には、自信の欠如、統制感の欠如、対人的不調和といったアダルト・チルドレン傾向や母性剥奪の影響など、青年期の人格に影響を与えるものがあることが明らかになった（例えば、斎藤（1996））。しかし、保育士・幼稚園教員、小学校教員との関わりについては、社会性や道徳性の芽生えやスクール・モラル（学校の集団生活に対する帰属度、満足度、依存度などを要因とした児童・生徒の主観的な心理状況（倉智・松山，1967））への影響など、幼児・児童が保育士・教員と関わりを持つときに影響を与えるものがあることは明らかになっ

\*元鳥根大学教育学部初等教育開発専攻

\*\*鳥根大学教育学部初等教育開発講座

ている（例えば、文部科学省（2008））。しかしそうではあるものの、保育士・教員との関わりが青年期の人格に影響を与える関わりについての研究は進んでいないことが分かった。そのため、筆者の研究では、保育園・幼稚園、小学校の保育士・教員との関わりを取り上げることとした。

また筆者は調査の対象として、保育園・幼稚園、小学校の保育士・教員の中でも、幼児・児童が苦手だと捉えていた担任の保育士・教員と限定した。その理由として、他者に対するネガティブな印象はポジティブな印象より持続しやすく覆されにくいということが明らかになっていることがある（吉川、1989）。この調査結果より、他者に対するネガティブな認知は本人の記憶により長く残り、より大きな影響を与えうる可能性が考えられるため、苦手だと捉えていた保育士・教員とした。加えて、担任の保育士・教員との関係は、それ以外の保育士・教員とのそれに比べ、逃げたくても逃げるのが難しい関係であり、そのような関係の中で生まれた認知は、より影響力の大きいものではないかと考えられたため、担任という制約を設けた。

そして、調査対象者を大学生とした理由としては、青年期の中でも大学生に当たる青年期後期は自我同一性の時期であり（山本、2003）、青年期前期の思春期といったように、その時期特有の感情に比較的影響されないと考えられたことがある。

最後に、人格に対する影響を負の影響を中心に検討したい理由を述べる。アダルト・チルドレン傾向は、斎藤（1996）が示すような、「強固な役割がある」、「家族に共有されている秘密がある」などの機能不全家族の家族認知や、諸井（2007）の、「ちょっとした失敗だけでも親に厳しくしられる」、「家の決まりについて私の言い分を聞いてもらえない」などの、固定化した舵取りの家族認知が影響を与えている。また、児童・生徒のスクール・モラルの低下につながる教員認知として、河村（未発表）が明らかにしている「成績にひびく」、「悪いことをすると親に言いつける」のような罰の因子や、「学校の決まりを押し付ける」、「いやなことがあって相談してもしっかり聞いてくれない」といった限定的・管理的な指導態度の認知があることが明らかになっている（河村・田上、1997）。これらのことから、家族や教員に対するネガティブな認知から、アダルト・チルドレン傾向やスクール・モラルの低下といった負の影響を受ける可能性が考えられる。そのため、本研究において、人格に対して負の影響を与える関わりについての検討を行うこととした。

仮説を立てるにあたり、アダルト・チルドレン傾向の要因となる機能不全家族の家族認知、固定化した舵取りの家族機能認知と、スクール・モラルの低下につながる教員の限定的・管理的な指導態度の認知に注目した。筆者は、機能不全家族の家族認知、固定化した舵取りの家族機能認知と、教員の限定的・管理的な指導態度の認知について、逃げることのできない人間関係の中で生まれる認知であることや、個性や自由が制限された空間で生まれる認知など、両者が同質の特徴を持ちあわせている可能性を考えた。そのため、限定的・管理的な指導態度の教員認知が、アダルト・チルドレン傾向についても影響を与えているのではないかと考え、以下のような仮説を立てた。

## 仮説

苦手だと思っていた担任の保育士・教員を、限定的・管理的な指導態度をとる人だと認識していた人ほど、自信の欠如、統制感の欠如、対人的不調和傾向のアダルト・チルドレン傾向がみられるのではないか。

## II 方法

**【調査対象者】** 調査対象者は、男性125名（平均年齢19.30歳）、女性146名（平均年齢19.11歳）の計271名で、国立大学の教育学部と法文学部の学生であった。学年の内訳は、1回生196名、2回生46名、3回生17名、4回生12名となった。

**【調査時期・調査場所】** 2015年12月2日、2015年12月7日、2015年12月9日、2015年12月11日、12月14日5回にわたって質問紙調査を実施した。場所は、国立大学内の教室で行われた。

**【質問に用いる尺度】** 保育士・教員認知については、河村・田上（1997）の調査で明らかになった、強迫性の高い教員の認知の特徴として挙げられる、限定的・管理的な指導態度の認知と、三島・宇野（2004）が作成した教師認知の尺度を使用した。質問は22問あり、よくあてはまる（4点）、少しあてはまる（3点）、あまりあてはまらない（2点）、全然あてはまらない（1点）の4件法で構成した。アダルト・チルドレン傾向については、アダルト・チルドレン傾向の背景として考えられている自己評価の低さ、他者から良い評価がされていると思えない、他者が自分をどのように評価しているか気になるという3つの特徴を測定した。自己評価の低さに関しては、原田（2014）の短縮版自己評価感情尺度を使用した。この尺度は、個人基準－肯定的自己評価感情、個人基準－否定的自己評価感情、社会基準－否定的自己評価感情、社会基準－肯定的自己評価感情の4因子で構成されるものである。質問は12問あり、よくあてはまる（5点）、ややあてはまる（4点）、どちらともいえない（3点）、ややあてはまらない（2点）、全くあてはまらない（1点）の5件法で回答を求めた。他者から良い評価をされていると思えないという点に関しては、杉山・坂本（2006）の被受容感・被拒絶感尺度のうちの被拒絶感因子を使用した。質問は5問あり、よくそう思う（6点）、しばしばそう思う（5点）、たまにそう思う（4点）、あまりそう思わない（3点）、めったにそう思わない（2点）、全くそう思わない（1点）の6件法で回答を求めた。他者が自分をどのように評価しているか気になるという点に関しては、松尾・新井（1998）の対人不安傾向尺度のうちの「否定的評価懸念因子」の一部と、堀井・小川（1996）の対人恐怖心性尺度の「＜自分や他人が気になる＞悩み」の因子の一部を使用した。6問の質問で構成され、あてはまる（4点）、ややあてはまる（3点）、ややあてはまらない（2点）、あてはまらない（1点）の4件法で構成した。以上の尺度を用い、調査対象者の属性に関する質問を含め、合わせて13の質問項目を質問紙に記載した。

**【手続き】** 第1回目の調査では大学の講義の初めに、それ以降の調査では大学の講義の終わりに質問紙を配布し、その場で回答・回収を行った。

質問紙は、配布部数316部、回収部数315部（回収率 99.68%）、有効調査部数は271部（有効調査率 86.03%）であった。有効回答は男性125名、女性146名、（18-29歳、平均年齢19.20歳、標準偏差1.63）であった。

### Ⅲ 結果と考察

苦手な保育士・教員認知が自己評価感情、被拒絶感、対人不安・対人恐怖の程度に与える影響を検討するための相関分析、回帰分析を行った結果を示す。

具体的に、(1)保育士・教員認知尺度と対人不安・対人恐怖心性尺度の因子分析、(2)苦手な保育士・教員の認知と短縮版自己評価感情尺度、被拒絶感尺度、対人不安・対人恐怖心性尺度に関する相関分析と回帰分析、(3)苦手な保育士・教員が、保育園・幼稚園、小学校のうちのどの時期にあたるかと、短縮版自己評価感情尺度、被拒絶感尺度、対人不安・対人恐怖心性尺度に関する相関分析と回帰分析、(4)保育士・教員認知尺度得点の高い人と低い人における、短縮版自己評価感情尺度、被拒絶感尺度、対人不安・対人恐怖心性尺度に関する相関分析と回帰分析を行った。

分析を行うにあたり、(2)の調査において、保育園・幼稚園、小学校を通して苦手な保育士・教員がいるかないかを基準に、調査対象者を2つの群に分けた。苦手な保育士・教員がいる人を「いる群」(男性72名、女性93名)、苦手な保育士・教員がいない人を「いない群」(男性53名、女性52名)とした。

また、(3)の調査において、保育園・幼稚園に苦手な保育士・教員がいるかどうかかつ小学校に苦手な教員がいるかどうかを基準に、調査対象者を4つの群に分けた。保育園・幼稚園、小学校ともに苦手な保育士・教員がいる人を「いる-いる群」(男性13名、女性19名)、保育園・幼稚園にのみ苦手な保育士・教員がいる人を「いる-いない群」(男性8名、女性10名)、小学校にのみ苦手な保育士・教員がいる人を「いない-いる群」(男性51名、女性64名)、どちらにも苦手な保育士・教員がいない人を「いない-いない群」(男性53名、女性52名)とした。

そして、(4)の調査において、最低どちらか一方に苦手な保育士・教員がいる人を調査対象とし、その人を保育士・教員認知尺度の得点が高い人と低い人の2つの群に分けた。保育士・教員認知についての質問項目の回答が平均値±1SDに含まれる回答者を除外し、残りの回答者で回答の平均点数が低い群を「低群」(保育園・幼稚園の保育士・教員認知：男性1名、女性3名、小学校の教員認知：男性4名、女性17名)、回答の平均点数が高い群を「高群」(保育園・幼稚園の保育士・教員認知：男性6名、女性2名、小学校の教員認知：男性10名、女性11名)とした。

#### (1) 保育士・教員認知尺度と対人不安・対人恐怖性尺度の因子分析

幼稚園・保育園の苦手だと捉えていた担任教員の認知についての質問と、小学校の苦手だと捉えていた担任教員の認知についての質問のそれぞれ22の項目群について、「全然あてはまらない」から「よくあてはまる」に対し1から4の得点化を施し、得点が高ければ高いほど、担任教員にネガティブな印象を持っていると判断できるようにした。得点の集計にあたり、「クラスでいじめがあったら、見逃さずに必ず叱る」など、ポジティブな認知につながるものについて逆転処理をし、得点の換算を行った。保育園・幼稚園の保育士・教員認知と、小学校の教員認知それぞれについて、最尤法による因子分析を行い、プロマックス回転を行った。その後、因子分析結果をもとに、保育園・幼稚園、小学校の保育士・教員認知の因子を揃えるため、どちらにも同じ因子内にかたまっているもの以外を除外し、再び最尤法による因子分析を行い、

プロマックス回転を行った。共有性と因子負荷量、解釈可能性の観点から、それぞれ3因子を抽出した。その結果、保育園・幼稚園の保育士・教員認知については、第1因子5項目、第2因子3項目、第3因子4項目の、計12項目を取り上げた。小学校の教員認知については、第1因子5項目、第2因子4項目、第3因子3項目の、計12項目を取り上げた。この因子分析により、因子の並びに相違は見られたが、保育園・幼稚園、小学校の保育士・教員認知の因子が一致した。回転後のそれぞれの因子パターンをその結果を表1と表2に示す。

表1 保育園・幼稚園の保育士・教員認知の因子分析結果

	日常的ケアの欠如	不公平	管理的態度
04. 質問すると優しく教えてくれる	.891	-.080	.029
10. よく声をかけて励ましてくれる	.804	-.019	.106
21. 先生からよく話しかけてくれる	.798	-.026	-.006
18. クラスの誰かが悲しんでいるときなぐさめてくれる	.790	-.039	-.052
07. うれしいときに一緒に喜んでくれる	.714	.173	-.171
22. 気に入った人とそうでない人との接し方が違う	-.032	.954	-.118
01. えこひいきする	-.022	.701	-.059
17. 言うことを聞かないと、悪い子だと決めつけられる	.063	.633	.237
09. 細かいことをいちいち注意する	-.115	-.021	.693
08. ものを言うとき命令するように言う	.181	.047	.632
06. 保育園・幼稚園の決まりを押し付ける	-.052	-.169	.606
20. すぐ怒ったり怒鳴ったりする	-.041	.234	.534
Cronbachのアルファ	.891	.805	.699
因子間相関 (%)		.422	.197
			.518

表2 小学校の教員認知尺度の因子分析結果

	日常的ケアの欠如	管理的態度	不公平
10. よく声をかけて励ましてくれる	.691	.035	-.136
04. 質問すると優しく教えてくれる	.687	-.016	.191
18. クラスの誰かが悲しんでいるときなぐさめてくれる	.683	.048	.075
07. うれしいときに一緒に喜んでくれる	.675	-.113	-.104
21. 先生からよく話しかけてくれる	.575	-.002	-.051
08. ものを言うとき命令するように言う	.034	.825	.005
09. 細かいことをいちいち注意する	-.022	.626	-.019
20. すぐ怒ったり怒鳴ったりする	-.002	.516	-.039
06. 学校の決まりを押し付ける	-.079	.363	.077
01. えこひいきする	.002	-.069	.976
22. 気に入った人とそうでない人との接し方が違う	-.068	.078	.682
17. 言うことを聞かないと、成績が下げられる	.174	.167	.198
Cronbachのアルファ	.781	.660	.670
因子間相関 (%)		.188	.050
			.327

第1因子は「質問するとやさしく教えてくれる」などの項目からなっていた。これらの項目は逆転項目であるため、日常的に幼児・児童に配慮やあたたかい支援が行われていないと解釈し、これを「日常的ケアの欠如」と命名した。保育園・幼稚園の保育士・教員認知における第2因子、小学校の教員認知における第3因子は「えこひいきする」などの項目からなっており、幼児・児童によって態度が変わるという観点で、これを「不公平」と命名した。保育園・幼稚園の保育士・教員認知における第3因子、小学校の教員認知における第2因子は「細かいことをいちいち注意する」などの項目からなっており、決まりや教員の意図通りに幼児・児童を管理しようとするという観点から、これを「管理的態度」と命名した。

保育園・幼稚園、小学校の保育士・教員認知の尺度の因子分析から、幼児・児童が苦手だと捉える保育士・教員の特徴には「日常的ケアの欠如」、「不公平」、「管理的態度」の3つがあることが示唆された。これらの結果は、保育・教育の現場で、共感の姿勢や幼児・児童の目線に立って関わること、幼児・児童の行動の背景を推し図ること、平等に関わることが大切にされていることが現れているように考えられた。

ただし、ここで明らかになった特徴は、幼児・児童が好印象を持つ保育士・教員の特徴としても当てはまる可能性がある。そのため、「日常的ケアの欠如」、「不公平」、「管理的態度」の特徴のある保育士・教員が、幼児・児童から苦手だと捉えられる保育士・教員であると断言できるものではないということは留意すべき点である。

また、対人不安・対人恐怖心に関する質問を2つの尺度から作成したため、その6つの項目群についても、最尤法による因子分析においてプロマックス回転を行った。その結果、一つの因子が抽出されたため、この質問項目は1つの因子として扱うこととした。

## (2) 苦手な保育士・教員の認知と短縮版自己評価感情尺度、被拒絶感尺度、対人不安・対人恐怖心性尺度に関する相関分析と回帰分析

ここからは、保育園・幼稚園、小学校どちらか一方でも苦手な先生がいることと、自己評価感情、被拒絶感、対人不安・対人恐怖の程度との関連を検討する。いる群について保育士・教員認知尺度各因子の平均を算出し、その因子得点と、被拒絶感尺度、対人不安・対人恐怖心性尺度のそれぞれの因子得点について2変量の相関分析を行った。保育園・幼稚園、小学校の双方に苦手な先生がいる人については、2つの保育士・教員認知尺度をもとに1つの平均値を出した。相関分析を行った結果、「日常的ケアの欠如」と「被拒絶感」( $r=.165, p<.050$ )、「管理的態度」と「被拒絶感」( $r=.229, p<.010$ )の因子間に相関がみられた。その結果を表3に示す。

表3 保育士・教員認知と短縮版自己評価感情尺度、被拒絶感尺度、対人不安・対人恐怖心性尺度との相関

	個人基準－ 肯定的自己 評価感情	個人基準－ 否定的自己 評価感情	社会基準－ 否定的自己 評価感情	社会基準－ 肯定的自己 評価感情	被拒絶感	対人不安・ 対人恐怖心
日常的ケアの欠如	-.103	-.140	-.013	-.089	.165*	-.006
不公平	.023	.046	-.002	.101	.050	-.071
管理的態度	-.078	-.127	-.067	.118	.229**	.149

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

また、ここで相関関係が認められたものについて、因果関係の有無を検討するために線型の回帰分析を行った。回帰分析の結果、相関の見られた因子間ではすべて因果関係が確認された。「日常的ケアの欠如」は「被拒絶感」に、「管理的態度」が「被拒絶感」に、有意な影響を与えていた。回帰係数はどちらも正の値を示しているため、「日常的ケアの欠如」と「管理的態度」ともに「被拒絶感」を高めるよう影響していると示唆された。その結果を表4に示す。

表4 保育士・教員認知と自己評価感情、被拒絶感、対人不安・対人恐怖心の関係についての回帰

独立変数	従属変数	R <sup>2</sup>	回帰係数	有意確率
日常的ケアの欠如	被拒絶感	.027	.238	.035
管理的態度	被拒絶感	.052	.324	.003

しかし、因果関係が認められた「日常的ケアの欠如」と「被拒絶感」の関係と、「管理的態度」と「被拒絶感」との関係については、表4における回帰分析の決定係数の値がそれぞれ.027と.052であり、数値として高くはない。そのため、「日常的ケアの欠如」と「管理的態度」が「被拒絶感」も与える影響の割合は大きいとは言えない。

(3) 苦手な保育士・教員が、保育園・幼稚園、小学校のうちのどの時期にあたるかと、短縮版自己評価感情尺度、被拒絶感尺度、対人不安・対人恐怖心性尺度に関する相関分析及回帰分析

いる-いる群、いる-いない群、いない-いる群の3つの群における保育士・教員認知と、自己評価感情、被拒絶感、対人不安・対人恐怖性との関連を検討するため、3つの群の保育士・教員認知の各因子得点と、短縮版自己評価感情尺度、被拒絶感尺度、対人不安・対人恐怖性尺度のそれぞれの因子得点について、2変量の相関分析を行った。また、いる-いる群には、幼稚園・保育園と小学校の2つの教員認知がある。そこで、いる-いる群に関しては、保育園・幼稚園の教員認知の各因子の平均、小学校の教員認知の各因子の平均、2つの保育士・教員認知を合わせた各因子の平均についての相関分析を行った。

いる-いる群では、保育園・幼稚園の保育士・教員認知における「不公平」と「社会基準-肯定的自己評価感情」( $r=.355, p<.050$ )の因子間で相関がみられた。また、小学校の教員認知における「不公平」と「個人基準-肯定的自己評価感情」( $r=.350, p<.050$ )、「不公平」と「個人基準-否定的自己評価感情」( $r=-.501, p<.010$ )の間に相関がみられた。そして、全体的な教員認知における「不公平」と「個人基準-否定的自己評価感情」( $r=-.425, p<.050$ )、「不公平」と「社会基準-肯定的自己評価感情」( $r=.371, p<.050$ )、「管理的態度」と「社会基準-肯定的自己評価感情」( $r=.387, p<.050$ )の因子間で相関がみられた。その結果を表5に示す。

表5 いるーいる群における保育士・教員認知と自己評価感情、被拒絶感、対人不安・対人恐怖心との相関

		個人基準－ 肯定的自己 評価感情	個人基準－ 否定的自己 評価感情	社会基準－ 否定的自己 評価感情	社会基準－ 肯定的自己 評価感情	被拒絶感	対人不安・ 対人恐怖心
保育園・幼稚園の保育士・教員認知	日常的ケアの欠如	.065	-.274	-.173	.220	-.120	-.173
	不公平	.175	-.208	-.096	.355*	-.088	.009
	管理的態度	.079	-.137	.093	.333	-.012	.048
小学校の教員認知	日常的ケアの欠如	-.074	-.157	-.048	.192	-.139	-.281
	不公平	.350*	-.501**	-.117	.246	.040	.042
	管理的態度	.230	-.067	.107	.263	.091	.048
全体的な教員認知	日常的ケアの欠如	.008	-.251	-.135	.233	-.143	-.246
	不公平	.322	-.425*	-.140	.371*	-.031	.047
	管理的態度	.197	-.132	.129	.387*	.049	.062

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

そして、ここで相関関係が認められたものについて、因果関係の有無を検討するため、線型の回帰分析を行った。回帰分析の結果、相関の見られた因子間ではすべて因果関係が確認された。それぞれ、保育園・幼稚園の保育士・教員認知の「不公平」が、「社会基準－肯定的自己評価感情」に、小学校の教員認知の「不公平」が「個人基準－肯定的自己評価感情」に、「不公平」が「個人基準－否定的自己評価感情」に、全体的な教員認知の「不公平」が「個人基準－否定的自己評価感情」に、「不公平」が「社会基準－肯定的自己評価感情」に、「管理的態度」が「社会基準－肯定的自己評価感情」に、有意な影響を与えていた。回帰係数に注目すると、保育園・幼稚園の保育士・教員認知の「不公平」と「社会基準－肯定的自己評価感情」の関係については正の値を示しているため、保育士・教員の「不公平」は「個人基準－肯定的自己評価感情」を高めるよう影響していることがわかる。小学校の教員認知の「不公平」と「個人基準－肯定的自己評価感情」、「不公平」と「個人基準－否定的自己評価感情」との関係については、前者が正の値、後者が負の値を示しているため、小学校の教師認知の「不公平」が「個人基準－肯定的自己評価感情」を高める要因、「個人基準－否定的自己評価感情」を低くする、逆転項目ということ考えると「個人基準－否定的自己評価感情」を高くする要因となることがわかった。全体的な認知の「不公平」と「個人基準－否定的自己評価感情」、「不公平」と「社会基準－肯定的自己評価感情」、「管理的態度」と「社会基準－肯定的自己評価感情」との関係については、それぞれ負の値、正の値、正の値を示している。そのため、「不公平」が「個人基準－否定的自己評価感情」を高くし、「社会基準－肯定的自己評価感情」を高くする影響があることが示唆された。加えて、「管理的態度」が「社会基準－肯定的自己評価感情」を高くする要因であることも考えられた。その結果を表6に示す。



表6 いる-いる群における保育士・教員認知と自己評価感情, 被拒絶感, 対人不安・対人恐怖心の関係についての回帰

	独立変数	従属変数	R <sup>2</sup>	回帰係数	有意確率
保育園・幼稚園の保育士・教員認知	不公平	社会基準-肯定的自己評価感情	.126	.401	.046
	不公平	個人基準-肯定的自己評価感情	.122	.494	.050
小学校の教員認知	不公平	個人基準-否定的自己評価感情	.251	-.429	.003
	不公平	個人基準-否定的自己評価感情	.180	-.391	.015
全体的な教員認知	不公平	社会基準-肯定的自己評価感情	.138	.588	.037
	管理的態度	社会基準-肯定的自己評価感情	.149	.691	.029

次に、いる-いない群では、「不公平」と「社会基準-肯定的自己評価感情」( $r = -.575, p < .050$ ), 「管理的態度」と「対人不安・対人恐怖心」( $r = .470, p < .050$ )の因子間に相関がみられた。いる-いない群についての相関分析の結果を表7に示す。

表7 いる-いない群における保育士・教員認知と自己評価感情, 被拒絶感, 対人不安・対人恐怖心との相関

	個人基準-肯定的自己評価感情	個人基準-否定的自己評価感情	社会基準-否定的自己評価感情	社会基準-肯定的自己評価感情	被拒絶感	対人不安・対人恐怖心
日常的ケアの欠如	-.101	.033	-.127	-.290	.345	-.014
不公平	.053	.338	.208	-.575*	-.200	.356
管理的態度	-.113	-.373	-.126	-.004	.419	.470*

\*  $p < .05$

そして、ここで相関関係が認められたものの因果関係の有無の検討をするため、線型の回帰分析を行った。回帰分析の結果、相関の見られた因子間ではすべて因果関係が確認された。「不公平」が「社会基準-肯定的自己評価感情」に、「管理的態度」が「対人不安・対人恐怖心」に、有意な影響を与えていた。回帰係数については、「不公平」と「社会基準-肯定的自己評価感情」の関係で負の数値、「管理的態度」と「対人不安・対人恐怖心」の関係で正の数値を示していた。そのため、「不公平」が「社会基準-肯定的自己評価感情」を低くする要因、「管理的態度」が「対人不安・対人恐怖心」を高くする要因であることが示唆された。その結果を表8に示す。

表8 いる-いない群における保育士・教員認知と自己評価感情, 被拒絶感, 対人不安・対人恐怖心の関係についての回帰

独立変数	従属変数	R <sup>2</sup>	回帰係数	有意確率
不公平	社会基準-肯定的自己評価感情	.331	-.538	.012
管理的態度	対人不安・対人恐怖心	.221	.711	.049

最後に、いない－いる群についての相関分析の結果を表9に示す。いない－いる群では、「管理的態度」と「被拒絶感」( $r=.224, p<.050$ )との間に相関がみられた。

表9 いない－いる群における教員認知と自己評価感情、被拒絶感、対人不安・対人恐怖心との相関

	個人基準－肯定的自己評価感情	個人基準－否定的自己評価感情	社会基準－否定的自己評価感情	社会基準－肯定的自己評価感情	被拒絶感	対人不安・対人恐怖心
日常的ケアの欠如	-.144	-.127	.048	-.161	.157	.059
不公平	-.066	.095	.014	.109	.037	-.161
管理的態度	-.164	-.070	-.115	.062	.224*	.128

\*  $p<.05$

ここで相関がみられたものについて因果関係の有無を検討するため、線型の回帰分析を行った。回帰分析の結果、因果関係が確認された。「管理的態度」が「被拒絶感」に有意な影響を与えていた。回帰係数について、「管理的態度」と「被拒絶感」の関係において正の値を示していた。そのため、「管理的態度」が「被拒絶感」を高めるように影響していることが示唆された。その結果を表10に示す。

表10 いない－いる群における教員認知と自己評価感情、被拒絶感、対人不安・対人恐怖心との回帰

独立変数	従属変数	$R^2$	回帰係数	有意確率
管理的態度	被拒絶感	.050	.301	.015

検定の結果、いる－いる群においては、保育園・幼稚園の保育士・教員認知における「不公平」が「社会基準－肯定的自己評価感情」に、小学校の教員認知における「不公平」が「個人基準－肯定的自己評価感情」と「個人基準－否定的自己評価感情」に、全体的な保育士・教員認知における「不公平」と「管理的態度」が「社会基準－肯定的自己評価感情」に影響を与える要因となることが考えられた。

そうではあるものの、いない－いる群で因果関係が認められた「管理的態度」と「被拒絶感」との関係において、決定係数の値が.050と数値として高くはない。そのため、「管理的態度」が「被拒絶感」に与える影響の割合は大きいとは言えない。

(4) 保育士・教員認知尺度得点の高い人と低い人における、短縮版自己評価感情尺度、被拒絶感尺度、対人不安・対人恐怖心性尺度に関する相関分析と回帰分析

保育士・教員認知尺度の得点の程度と、保育士・教員認知と自己評価感情、被拒絶感、対人不安・対人恐怖心との関連を検討するため、保育士・教員認知の高群と低群について、保育士・教員認知尺度の各因子の平均点と、短縮版自己評価感情尺度、被拒絶感尺度、対人不安・対人恐怖心性尺度の各因子の平均点について、2変量の相関分析を行った。分析の結果、保育園・

幼稚園の保育士・教員認知においては、高群で「不公平」と「個人基準－肯定的自己評価感情」( $r=.732, p<.050$ ), 低群で「不公平」と「個人基準－肯定的自己評価感情」( $r=.987, p<.050$ ), 「不公平」と「個人基準－否定的自己評価感情」( $r=.968, p<.050$ ), 「管理的態度」と「対人不安・対人恐怖心」( $r=.980, p<.050$ ) の因子間に相関が見られた。小学校の教員認知においては、高群で「不公平」と「社会基準－肯定的自己評価感情」( $r=.511, p<.050$ ), 「不公平」と「対人不安・対人恐怖」( $r=-.461, p<.050$ ), 低群で「不公平」と「対人不安・対人恐怖」( $r=.434, p<.050$ ) の因子間に相関が見られた。その結果を、表11に示す。

表11 保育士・教員認知の高群・低群と自己評価感情、被拒絶感、対人不安・対人恐怖心との相関

		個人基準－肯定的自己評価感情	個人基準－否定的自己評価感情	社会基準－否定的自己評価感情	社会基準－肯定的自己評価感情	被拒絶感	対人不安・対人恐怖心	
保育園・幼稚園の保育士・教員認知	高群	日常的ケアの欠如	.220	-.389	-.592	.547	.609	-.557
		不公平	.732*	.150	.338	.532	-.642	-.326
		管理的態度	-.341	-.276	-.634	-.060	.619	.305
	低群	日常的ケアの欠如	-.259	-.556	.314	.175	-.661	-.081
		不公平	.987*	.968*	.498	.843	-.440	.278
		管理的態度	.367	.577	.816	.412	-.137	.980*
小学校の教員認知	高群	日常的ケアの欠如	-.301	-.213	-.009	-.030	.273	-.116
		不公平	.351	-.026	.206	.511*	-.252	-.461*
		管理的態度	.326	.357	.162	.156	-.135	.216
	低群	管理的態度	.076	-.008	-.180	-.016	-.032	-.370
		管理的態度	-.271	-.078	.083	.033	-.020	.434*
		管理的態度	-.082	-.067	-.162	-.101	.371	.175

\*  $p<.05$

ここで相関関係が認められたものについて、因果関係の有無を検討するために線型の回帰分析を行った。回帰分析の結果、相関の見られた因子間ではすべて因果関係が確認された。それぞれ、保育園・幼稚園では高群で「不公平」が「個人基準－肯定的自己評価感情」に、低群で「不公平」が「個人基準－肯定的自己評価感情」と「個人基準－否定的自己評価感情」に、「管理的態度」が「対人不安・対人恐怖心」に有意に影響を与えていることが示唆された。小学校では、高群で「不公平」が「社会基準－肯定的自己評価感情」に、「不公平」が「対人不安・対人恐怖」に、低群で「不公平」が「対人不安・対人恐怖心」に有意に影響を与えていると考えられた。回帰係数について、保育園・幼稚園の保育士・教員認知高群の「不公平」と「個人基準－肯定的自己評価感情」、低群で「不公平」と「個人基準－肯定的自己評価感情」、「不公平」と「個人基準－否定的自己評価感情」、「管理的態度」と「対人不安・対人恐怖心」の関係において、すべて正の値を示していた。そのため、保育士・教員認知高群の「不公平」が「個人基準－肯定的自己評価感情」を、低群の「不公平」が「個人基準－肯定的自己評価感情」を、「管理的態度」が「対人不安・対人恐怖心」を高める要因であることが示唆された。また、保育士・教員認知低群の「不公平」の認知が「個人基準－否定的自己評価感情」に与える影響は、この因子は逆転項目であるため、「不公平」が「個人基準－否定的自己評価感情」を低くする

要因となることが考えられた。

そして、小学校の教員認知では、高群の「不公平」と「社会基準－肯定的自己評価感情」、  
「不公平」と「対人不安・対人不安・対人恐怖心」、低群の「不公平」と「対人不安・対人恐怖心」の回帰係数がそれぞれ正の値、負の値、正の値を示していた。そのため、小学校の教員認知高群の「不公平」が「社会基準－肯定的自己評価感情」を高め、「対人不安・対人恐怖心」を低くすること、低群の「不公平」が「対人不安・対人恐怖心」を高くする要因であることが考えられた。その結果を表12に示す。

表12 保育士・教員認知の高群と低群における保育士・教員認知と自己評価感情、  
被拒絶感、対人不安・対人恐怖心の関係についての回帰

		独立変数	従属変数	R <sup>2</sup>	回帰係数	有意確率
保育園・幼稚園の 保育士・教員認知	高群	不公平	個人基準－肯定的自己評価感情	.536	.732	.039
		不公平	個人基準－肯定的自己評価感情	.975	.987	.013
	低群	不公平	個人基準－否定的自己評価感情	.938	.968	.032
		管理的態度	対人不安・対人恐怖心	.961	1.167	.020
小学校の教員認知	高群	不公平	社会基準－肯定的自己評価感情	.261	.511	.015
		不公平	対人不安・対人恐怖心	.213	-.461	.035
	低群	不公平	対人不安・対人恐怖心	.188	.434	.044

分析を行った結果、保育士・教員認知の高群では「不公平」が「個人基準－肯定的自己評価感情」に、低群では「不公平」が「個人基準－肯定的自己評価感情」と「個人基準－否定的自己評価感情」に、小学校の教員認知の高群では、「不公平」が「社会基準－肯定的自己評価感情」と「対人不安・対人恐怖心」に、低群では「不公平」では「対人不安・対人恐怖心」に影響を与える要因となると示唆された。

#### IV 総合考察

本研究では、苦手だと思っていた担任の保育士・教員を限定的、管理的な指導や態度をとる人だと認識していた人ほど、現在において、自信の欠如、統制感の欠如、対人的不調和傾向がみられるのではないかという仮説のもと、質問紙調査を行った。調査において因果関係が認められたものを表13にまとめて示す。

表13 群別に見た保育士・教員認知が自己評価感情、被拒絶感、対人不安・対人恐怖心に与える影響

		保育士・教員認知							
いる群	いる-いる群			いる- いない群	いない -いる群	幼保高群	幼保低群	小 高群	小 低群
	幼保	小	全体						
個人基準-肯定的自己評価感情		不公平 (+)				不公平 (+)	不公平 (+)		
個人基準-否定的自己評価感情		不公平 (-)	不公平 (-)				不公平 (+)		
社会基準-否定的自己評価感情									
社会基準-肯定的自己評価感情	不公平 (+)		不公平 (+) 管理的態度 (+)	不公平 (-)				不公平 (+)	
被拒絶感	日常的ケアの欠如 (+) 管理的態度 (+)			管理的態度 (+)					
対人不安・対人恐怖心				管理的態度 (+)			管理的態度 (+)	不公平 (-)	不公平 (+)

( ) 内の符号は、回帰係数の符号を表す。  
 斜字太字は、人格形成に負の影響を与えるものを示す。  
 立体活字は、人格形成に正の影響を与えるものを示す。

本研究で明らかにしたいことは、苦手だと捉えている担任の保育士・教員の態度の認知が、青年期の人格にどのような影響を与えているのかということである。そのため、「日常的ケアの欠如」、「不公平」、「管理的態度」の保育士・教員認知が、アダルト・チルドレン傾向の背景として考えられている自己評価感情、被拒絶感、対人不安・対人恐怖心にどのように影響しているかを検討する。

「日常的ケア」については、いる群において、「被拒絶感」を高める要因として働くことが示唆された。これは、苦手な担任の教員に対する「日常的ケアの欠如」の認知が、自分に対する他者の温かい関わりを諦める傾向や、他者からの良い評価を期待できなくなる傾向につながることで、自分は良い評価をされていないと頻繁に思ってしまう「被拒絶感」が高まるのではないかと考えられた。

「不公平」については、小学校教員認知高群の「社会基準-肯定的自己評価感情」を高め、「対人不安・対人恐怖心」を低くする要因として働くことが示唆された。一方、「不公平」の認知は、小学校教員認知低群の「対人不安・対人恐怖心」を高める要因として働くことが示唆された。まとめると、苦手な小学校の担任に対する「不公平」な認知は、ネガティブな認知がより高い小学校教員認知高群においては、人格に正の影響を与える要因として、ネガティブな認知がより低い小学校教員認知低群においては、人格に負の影響を与える要因として働くという結果となった。高群の調査対象者に想起されている苦手であった教員は、児童に対して常に「不公平」な態度をとっていたことが予想される。しかしその背景には、想起された教員が、目指す子ども像を明確に持ち、成長を望む児童に対して妥協することなく指導を続けるような教員であったことが考えられる。そのため、小学生で担任をされていた当時は、担任の教員に対し

て苦手な捉えをしていたとしても、長期的に見ると児童の内面の成長が促され、人格に正の影響を与えるものであったと示唆される。他方で、低群の調査者に想起されている苦手であった教員は、「不公平」のあてはまりの低さから、児童に対してとっていた「不公平」な態度に一貫性が見られなかったことが示唆される。そのため、児童にとって「なぜ今回はそのような態度をとるのか」という、不公平の理不尽な面のみが児童の記憶に残り且つ、児童の内面の成長は促されることはないため、人格に負の影響を与える要因となることが考えられた。

「管理的態度」については、小学校の苦手な担任教員の「管理的態度」の認知が、「被拒絶感」を高める要因となることが示唆された。児童期は自己肯定感が高まる時期であり（文部科学省，1999）、そのような時期に、担任の教員に対する「管理的態度」の認知によって生じる「私は悪く思われがちである」、「私はよく批判される」という児童の心の傷は、青年期の「被拒絶感」に影響を及ぼすほど大きなものとなるといえるのかもしれない。また、保育園・幼稚園の苦手な保育士・教員の「管理的態度」の認知が「対人不安・対人恐怖心」を高める要因として働くことが示唆された。幼児期の重要な発達課題として人に対する基本的信頼感の獲得があり（文部科学省，2008）、幼児がこれから出会う他者への基本的信頼感の基盤を作る時期に、幼児にとって重要な他者である保育士・教員から細かいことを何度も注意されたり、命令するような声掛けをされたりする体験が、自分はいつもダメな人として見られているのではないかという幼児の思考につながり、「対人不安・対人恐怖心」を高める要因となると考えられた。

## V まとめ

アダルト・チルドレン傾向につながる「固定化した舵取り」と、児童・生徒のスクール・モラルを低下させる限定的・管理的な指導態度に類似性を見出し、限定的・管理的な指導態度とアダルト・チルドレン傾向の関連を調査した。その結果、河村・上田（1997）が学校生活においてスクール・モラルの低下につながると明らかにした限定的・管理的な指導態度は、青年期の人格形成という長期的な視点で見ると、必ずしも負の影響を及ぼすということではなく、正の方向にも影響を及ぼすことが明らかになった。その背景には、保育士・教員の、幼児・児童の成長を意図した関わりがあると考えられる。意図的な厳しい指導が幼児・児童の内面の成長につながり、青年期の人格に対しては正の影響を与える可能性があると考えられるからである。ここまでの調査結果と考察から、幼児・児童との関わりで青年期の人格に負の影響を与えることを防ぐために次にあげる3つのことが大切だと考えられる。

1つ目は、教員が、教育的な意図を持って児童と関わることである。これは小学校教員認知高群において、児童の苦手な担任の教員に対する「不公平」な認知が、「対人不安・対人恐怖心」を低め、人格に正の影響を与える要因となることが示唆されたことから考えられることである。つまり、児童期の苦手な担任の教員を、人によって態度を変える教員だとより強く感じていたことが、他者が自分をどのように評価しているか気になるという対人不安・対人恐怖心を低くする要因となりうるということである。それは、教員が児童によって態度を変えるということは、教員が児童に対して求める姿を明確に持ち指導を繰り返していたということととらえることもでき、児童が児童期に苦手だと思っていた担任の教員との関わりが結果的に彼・彼

女らの学びにつながるということが理由として考えられる。また別の理由として、児童が教員から繰り返し指導を受け、そのことを改善すると自分の成長につながったという成功体験を経験することから、人によって態度を変える教員の不公平な態度に対してネガティブな印象を持たなくなることも考えられた。そのため、教員が目指す児童像へ目の前の児童を導くために、「この行動は許してはならない」、「この力は身に付けてほしい」といった意図を背景とした指導や声かけが必要であると考えられた。

2つ目は、怒る、個人指導をするなど、指導をする際の基準を自分のなかで明確化し、一貫性を持った指導をすることである。これは、幼児・児童の、苦手な保育士・教員に対する「不公平」の認知が、小学校教員認知低群において「対人不安・対人恐怖心」を高め、人格に負の影響を与える要因となることが示唆されたことから考えられることである。つまり、児童期の苦手な担任の教員について、人によって態度を変える教員だとあまり感じていなかったことが、他者が自分をどのように評価しているか気になるという対人不安・対人恐怖心を高める要因となりうるということである。1つ目に挙げたように、保育士・教員が、教育的な意図を持って幼児・児童と関わったとしても、その態度に一貫性がみられないと、幼児・児童は保育士・教員の態度を、なぜ今回だけ注意されるのか。」と、より理不尽だと捉えてしまう。その上、指導に一貫性がみられないことは、幼児・児童の内面の成長に対しても有効ではない。そのため、指導をする際の基準を保育士・教員が明確に持ち、妥協することなく一貫性のある指導や声かけが必要であると考えられた。

3つ目は、共感と思いやりの心を忘れず幼児・児童とかかわることである。これは、幼児・児童の、苦手な保育士・教員に対する「日常的ケアの欠如」の認知が、いる群において「被拒絶感」を高める要因となり、人格に負の影響を与える要因となることが示唆されたことから考えられることである。つまり、保育園・幼稚園か小学校かの時期を限定することなく、幼児・児童が苦手だと思っていた保育士・教員に対する、温かく接してくれていなかったという認知が、他者から良い評価がされていると思えなくなる傾向を生むことにつながる可能性があるということである。これは、幼児・児童が担任の保育士・教員から関心を向けてもらえないと感じ取ることが、幼児・児童の他者からの温かい関わりを諦める傾向や、他者からの自分への良い評価を期待しなくなる傾向につながるためではないかと考えられる。そのため、幼児期から児童期にかけて、幼児・児童に関わる担任の保育士・教員は、共感の姿勢や思いやりをもって接してくれないというような「日常的ケアの欠如」の認知につながる行動を防ぐことに留意をする必要があると考えられる。この点に関して、幼児・児童と毎日関わりを持ち観察することが重要になると考える。保育士・教員が日々の幼児・児童の状態を理解しておくことで、幼児・児童のいつもと違う様子を察知することができ、彼・彼女らに対して細やかな配慮をとることができる。また、保育士・教員とのそのような関わりの中で、幼児・児童は困っていることに気付いてもらった喜びや安心を感じる。そのことで、幼児・児童の、自分は関心を持ってもらえる存在であるという自分自身に対するポジティブな認識にもつながる。これらのような点からも、日常的ケアの欠如の認知につながる行動を防ぐにあたり、日々の観察と細かな関わりを持つことが重要になると考えられる。

上記の3つの点は、すでに教育の現場では幼児・児童の成長のために大切だとされ、指導に

生かされていることであるが、これらは幼児期・児童期への影響に加え、青年期の人格にも影響を与えることが示唆された。よって、幼児・児童の成長のためだけでなく、青年期の人格形成に負の影響を与えることを防ぐためにも、保育士・教員は上記の姿勢を大切にしていくことが重要であると考ええる。

## VI 課題

本研究では、表13における「不公平」の保育士・教員認知から多くの影響を受けると推測できる自己評価感情について、「不公平」が正の方向に影響を与える因子となるか負の影響を与える要因となるかの基準を考察において明らかにすることができなかつた。自己評価感情を高める要因としても低くする要因としても「不公平」の保育士・教員認知があることがわかったが、その基準を今後明らかにしていく必要がある。

また本研究では、幼児・児童が苦手だと捉える保育士・教員のみが持つ特徴を明確にすることはできていない。今後このような調査を行う際は、苦手な保育士・教員の認知と同時に、好印象を持っていた保育士・教員の認知についても調査をし、両者の認知とのズレを検証し、より苦手な保育士・教員にのみ現れる認知を明らかにすることが必要であると考えられる。その認知をもとに青年期の人格に与える影響を検討することで、より、負の影響を与える保育・教育を防ぐことの啓発として適格性があるものになると考えられる。

そして、本研究において、調査対象者を様々な群に分けて研究を進めた。その中で保育士・教員認知の高群と低群においては、標本の人数がそれぞれ8、4と極めて少ないものとなった。そのため、それらの群において得られた結果の信頼性は高いということは難しい。今後は調査対象者の人数を増やし、どの群においてもある程度の人数を確保することが課題となった。

加えて、「不公平」の保育士・教員認知を、“幼児・児童によって態度が変わる”という側面と、“時によって態度が変わる”という2つの側面で測ることも課題として残った。本研究においては、前者の「不公平」の認知については調査において測ることができているが、後者の「不公平」の認知については測ることができていない。この後者の“どのような時も、指導や態度がぶれていないか”ということを測ることで、小学校教員認知低群が「対人不安・対人恐怖心」を高める要因となる理由として考えられる、一貫性のない指導に対して何か言及することができる可能性が考えられる。そのため、「不公平」の2つの認知の側面を調査で測ることが、今後の課題として挙げられる。

## 引用文献

- 原田宗忠 (2014). 短縮版自己評価感情尺度の作成, 愛知教育大学教育臨床総合センター紀要, 5, 1-10
- 堀井俊章・小川捷之 (1996). 対人恐怖心性尺度の作成, 上智大学心理学年報, 20, 55-65
- 河村茂雄 (未発表). 児童・生徒の教師の勢力資源のとらえ方
- 河村茂雄・田上不二夫 (1997). 教師の教育実践に関するビリーフの強迫性と児童のスクール・モラルとの関係, 教育心理学研究, 45, 213-219
- 倉智佐一・松山安雄 (1967). SMT学級適応診断検査手引, 日本文化科学社



- 松尾直博・新井邦二郎 (1998). 児童の対人不安傾向と公的自己意識 対人的自己効力感との関係, 教育心理学研究, 46, 21-30
- 三島美砂・宇野宏幸 (2004). 学級雰囲気及ぼす教師の影響, 教育心理学研究, 52, 414-425
- 文部科学省 (1999). 子どもの発達段階ごとの特徴と重視すべき課題  
[http://www.mext.go.jp/b\\_menu/shingi/chousa/shotou/053/shiryo/attach/1282789.htm](http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chousa/shotou/053/shiryo/attach/1282789.htm)  
(2016/01/12)
- 文部科学省 (2008). 幼稚園教育要領解説, 68-120
- 諸井克英 (2007). 家族機能認知とアダルト・チルドレン傾向, 同志社女子大学学術研究年報, 58, 85-92
- 斎藤 学 (1996). アダルト・チルドレンと家族 心のなかの子どもを癒す, 学陽書房, 94-107
- 杉山 崇・坂本真士 (2006). 抑うつと対人関係要因の研究——被受容感・被拒絶感尺度の作成と抑うつの自己認知過程の検討——, 健康心理学研究, 19, 1-10
- 山本 晃 (2003). 青年期のこころの発達 第5報—情緒・知的障害の観点から—, 大阪教育大学障害児教育研究紀要, 26, 19-27
- 吉川肇子 (1989). 悪印象は残りやすいか?, 実験社会心理学研究, 29, 45-54