

유치원교사의 정서지능과 교사:유아 상호작용 간의 관계에서 놀이교수효능감과 교직전문성 인식의 순차적 매개효과*

The Sequential Mediation Effects of Efficacy Belief about Play and Professional Recognition
between Kindergarten Teacher's Emotional Intelligence and Teacher-child Interaction*

정미라¹ 김세경² 김민정³

Chung, Mi Ra¹ Kim, Sei Kyung² Kim, Min Jeong³

ABSTRACT

This study examines the effects of teacher's emotional intelligence on teacher-child interaction through the sequential mediation effects of efficacy belief about play and professional recognition. Participants were 268 teachers working at kindergartens in Gyeonggi area. Data were analyzed by descriptive statistic, Pearson's product-moment correlation, and the structural equation model using the SPSS 21.0 and Mplus 6.12 program. The main findings of this study are as follows: First, in regards to the relationship between emotional intelligence and teacher-child interaction, a single mediation effect of efficacy belief about play is significant. But there is no significant mediation effect of the professional recognition. Second, in regards to the pathway from emotional intelligence to teacher-child interaction, the professional recognition precedent mediation model is statistically significant, but efficacy belief about the play precedent mediation model is not significant. Based on the results, a concluding discussion was made regarding methods toward enhancing interaction between teacher and child.

* 본 논문은 2013년도 정부재원(교육부 인문사회연구역량강화사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(NRF-2013S1A3A2053282).

1 제1저자

가천대학교 유아교육학과 교수

2 공동저자

경성대학교 교육학과
강의전담교수

3 교신저자

가천대학교 세살마을 연구교수
(e-mail: snowfio@naver.com)

■ Key words Emotional Intelligence, Kindergarten Teacher, Efficacy Belief about Play, Professional Recognition, Teacher-Child Interaction

I. 서론

유아교육기관에서 일상적으로 이루어지는 교사와 유아 간 상호작용은 유아의 현재 발달 뿐 아니라(Downer, Sabol, & Hamre, 2010), 미래의 성취와 관련된 잠재적 발달에도 큰 영향을 미친다(Vandell, Belsky, Burchinal, Steinberg, & Vandergrift, 2010). 교사의 정서적, 교수적 지원의 질적 수준은 유아의 발달과 성취에 대한 보호요인이 되므로(Buyse, Verschueren, Doumen, Van Damme, & Maes, 2008; Curby, Rudsasill, Edwards, & Pérez-Edgar, 2011) 교사-유아 간 상호작용을 예측하는

요인으로 교사의 정서적 측면, 교수적 측면에 대한 탐색이 필요하다. 교사의 정서는 교수 상황에서 의사결정에 영향을 주므로(Damasio et al., 2000; Day, 2007; Lasky, 2000; Rowe, Early, & Loubier, 1999) 교사-유아 간의 상호작용 방식을 형성하는 기초가 된다. 유아는 교사와 상호작용 하면서 새로운 지식과 기능, 태도를 형성해 나가므로 교사와 유아간의 상호작용 방식은 유아교육의 질을 결정하는데 중요한 역할을 한다.

일반적으로 정서는 이성에 반하여 작동하는 것으로 이해되면서 의사결정이나 정확한 판단과는 거리가 있는 것으로 인식되어 왔다(Mayer, Salovey, & Caruso, 2000). 따라서 유아교사의 전문성과 관련한 내용도 정서보다는 지식적, 인지적인 측면이 강조됨으로써 교사의 정서적 역량이 상대적으로 간과되어 온 경향이 있다(이진화, 2007; Day, 2007). 교사의 정서적인 능력은 교사와 유아 간 정서적 교감을 기초로 한 긍정적인 상호작용의 기초가 된다(조혜진, 김수연, 2012). 이러한 정서적인 능력은 정서지능의 개념과 연관되는데 정서지능은 자신과 다른 사람들의 정서를 정확히 지각, 인식하고 이를 적절히 표현하도록 동기를 부여할 뿐만 아니라, 목표를 성취하기 위해 정서를 활용하여 행동을 이끄는 능력이라 할 수 있다(Matthews & Zeidner, 2010; Mayer & Salovey, 1997). 또한 정서지능은 교사가 유아와 상호작용을 할 때 유아의 감정과 의도를 이해하여 이에 적절하게 대처할 수 있는 능력으로 유아교사가 꼭 가져야 할 능력이다(노은숙, 부성숙, 2012; 조혜진, 김수연, 2012). 정서지능이 높은 교사는 문제 상황에서도 자신과 타인의 정서를 정확히 인식하여 긍정적인 방향으로 정서를 조절하게 되므로 유아의 요구와 감정에 민감하게 반응하는 애정적이고 긍정적인 상호작용을 하게 된다(조혜진, 김수연, 2012). 이와 같이 교사의 정서지능은 교사의 신념과 교수실제에도 영향을 주는 중요한 변인으로(권정운, 2010; Day, 2007; Goldstein & Lake, 2000; Zembylas, 2005) 효과적인 교수-학습으로 이끈다(Anderson, 2004).

우수한 질의 교사-유아 간 상호작용은 교사가 유아의 발달적 측면을 고려하여 교육적 관점에서 접근해야 함을 전제로 한다. 교사는 유아의 발달적 특성을 이해하고 이에 기반하여 의사결정을 하는데, 이 과정에서 유아의 요구와 감정에 민감하게 반응하기 위해서는 높은 정서지능이 요구된다. 정서지능은 타인의 감정과 정서를 인식하고, 자신의 정서를 조절하는 과정이므로(Mayer & Salovey, 1997), 정서지능은 특정한 대상의 성장과 발달을 도모하기 위한 구체적인 기술에 대한 평가준거가 될 수 있다(Steiner & Perry, 1997). 즉 정서지능은 전문적인 능력에 포함되는 자질을 구체적으로 평가할 수 있는 지표로 작용할 수 있기 때문에 높은 정서지능은 전문성 인식의 증가로 이어질 수 있다. 선행연구에서는 예비 유아교사의 정서지능 중에서도 긍정적 정서성과 정서 활용능력이 전문성 인식을 예측하는 요인으로 보고되었다(송미선, 2013). 또한 정서지능이 전문성을 강화할 수 있는 예측요인으로 보고되면서 교사 전문성 강화를 위해 교육과정에 도입되고 있다(Taylor, Farver, & Stroller, 2011). 전문성 인식은 교직에서 요구되는 전문적 지식, 기술에 대한 요구, 사회봉사성, 자율성, 직업윤리 등을 포함하는 개념으로(이수련, 2013), 교사의 전문성 인식은 전문성 발달의 기초가 되며 교사 역할 수행과 보다 나은 교수 실재를 도모하는 동기를 제공한다(박형신, 김정주, 2010). 교사가 자신의 전문성에 대한 인식이 높아지면 스스로를 전문가로 인정하고 지속적으로 전문성 발달에 관심을 두게 되므로(조부경, 1994), 교사-유아 상호작용에도 긍정적인 영향을 미치게 된다(권미성, 문혁준, 2013; 이수련, 2013). 특히 유치원교사는 타 학교급

에 비해 지역사회, 유치원의 특성이나 유아 발달수준 등을 고려하여 보다 융통성있게 교육과정을 해석, 실현할 수 있는 재량권이 있다(황윤세, 강현석, 2007). 이러한 융통성과 재량권은 교사로서 전문역량과 경험을 갖출 때 긍정적인 시너지 효과를 나타낸다. 이는 교사의 전문성 인식은 스스로에게 요구되는 전문적 역량을 이해하고 지속 발전시키는 원동력이 되며, 교사가 발휘할 수 있는 융통성과 재량을 바람직한 방향으로 해석, 적용할 수 있는 기초가 되기 때문이다.

교사의 전문성 인식과 함께 교사와 유아 간 상호작용을 예측하는 중요한 변인 중의 하나는 교사효능감이다. 교사효능감은 정서지능이 높을 때 긍정적으로 예측되는 교사의 인지적 특성으로 보고되었으며(Chan, 2004), 이와 관련하여 Penrose, Perry 그리고 Ball(2007)은 경력이 짧고 학교 내에서 낮은 지위에 있는 교사들의 교사효능감을 증진시키는 방안으로 정서지능을 증진시킬 필요가 있음을 피력했다. 이러한 연구들을 통해 정서지능이 교사효능감을 예측하는 변인임을 알 수 있다. 일반적으로 교사효능감의 개념은 교사가 학생의 성취에 영향을 줄 수 있다는 믿음으로 이해하였으나(Armor, 1976; McLaughlin & Berman, 1977), 최근에는 특정한 맥락 내에서 교수과제를 수행하기 위해 필요한 교수행동이나 교수활동에 대한 효능기대(Tschannen-Moran, Woolfolk-Hoy, & Hoy, 1998)의 개념으로 발전하였다. 유아에게 학습은 놀이를 통해 이루어지며, 놀이는 유아에게 학습이자 생활이며, 교육 그 자체이므로 교사의 중요한 역할은 바로 놀이 활동을 통해 유아의 발달을 지원하는 것이다. 이러한 놀이의 중요성과 특정 맥락 내의 교수과제 수행이 놀이교수효능감이며, 교사가 유아와 효과적인 상호작용을 하는데 매우 중요한 능력이다(이재진, 최나야, 2013). 놀이상황이라는 특정한 맥락에서의 놀이교수효능감을 살펴보는 것은 유아에게 놀이가 발달과 학습에서 중요한 역할을 제공할 뿐만 아니라(최석란, 2005), 국가수준의 교육과정인 누리과정도 놀이를 중심으로 편성되므로(교육과학기술부, 보건복지부, 2013) 유아교육에서 놀이가 갖는 의미를 고려한 것이다.

선행연구에서도 유아교사의 놀이교수효능감은 긍정적인 교사-유아 간 상호작용을 이끄는 핵심적인 역할임을 강조한다(서지은, 2014; Johnson, Christie, & Yawkey, 1999). 놀이교수효능감이란 놀이에 대한 교사의 신념과 놀이를 효과적으로 지도할 수 있다는 자신에 대한 확신을 의미한다(김선영, 강의정, 2006). 따라서 놀이교수효능감을 가진 교사는 유아의 놀이참여를 유도하고 놀이를 정교화함으로써 유아의 발달을 지원할 수 있을 것이다. 이때 유아교사가 갖는 놀이교수효능감은 놀이를 운용하는 교사의 실천적 지식 및 기술의 반영 결과로 나타날 것이다(신은수, 2000). 유아의 놀이가 학습과 교육경험으로 연결되는 과정에서 교사의 태도와 개입은 유아 스스로 놀이에 대한 가치와 인식, 그리고 태도를 평가하는 중요한 사회적 맥락이 된다(Johnson et al., 1999). 이는 교사의 놀이교수효능감과 그에 따른 다양한 선택이 유아의 일상적인 배움을 지지할 수도, 방해할 수도 있다는 의미이다. 그러므로 교사가 스스로 매일의 일과에서 이루어지는 유아들의 놀이와 배움의 과정에 적절하게 개입할 수 있는 놀이교수효능감을 갖는 것이 필수적이라고 할 수 있다.

앞서 살펴본 바와 같이, 전문성 인식과 놀이교수효능감은 교사가 유아와 상호작용하기 위해 갖추어야 할 중요한 특성이지만, 전문성 인식과 놀이교수효능감 간의 관계를 밝히는 연구는 충분하지는 않다. 일부 연구는 교사의 실천적인 지식이나 기술을 포함하는 전문성인식이 놀이교수효능감에 영향을 준다고 밝히고 있으나 반대로 교사가 일상적으로 경험하는 놀이교수효능감이

전문성 인식을 향상시킨다는 결과를 보고하는 연구도 있다. 권미성과 문혁준(2013)의 연구는 교사와 유아 간 상호작용에 미치는 영향에 대해 전문성 인식과 놀이교수효능감을 순차적으로 투입하여 전문성 인식이 놀이교수효능감에 선행하는 변인임을 내포하고 있다. 그 외에도 교사의 전문성 인식이 교사효능감에 영향을 주는 결과를 밝히는 연구들이 있다(김영한, 추경진, 2010; 배문조, 박세정, 2013; 한재민, 이윤식, 2013). 반면 소연희(2012)의 연구에서는 교수효능감이 수업전문성에 갖는 직접효과를 보고하고 있으며, 이윤식과 이효신(2012)도 교사의 개인효능감이 수업전문성을 예측하는 요인으로 보고하고 있다. 예측력 검증결과는 아니지만 유아교사의 놀이교수효능감의 수준에 따른 전문성 인식의 차이가 유의함을 보고하고 있어(정혜진, 박재옥, 2014), 유아교사의 교수효능감이 전문성 인식을 예측하는 변인이 될 수 있음을 시사한다. 이처럼 교사와 유아 간 상호작용을 예측하는 전문성 인식과 놀이교수효능감 두 변인 간 영향력의 방향성에 대해서는 충분한 연구결과가 축적되지 않았으며, 일관된 결과를 보이지 않는다. 전문성 인식과 놀이교수효능감 간 영향력의 방향성을 검증하는 것은 교사교육, 예비교사교육의 내용이나 순서에 대한 근거를 제시해줄 수 있으므로 보다 효율적인 교육과정 구성을 위한 의사결정의 기반이 될 수 있을 것이다.

전문성 인식이 유아교사라는 직업 자체를 바라보는 개인의 외적 관점이라면 놀이교수효능감은 이러한 전문가적 역량을 갖추었다는 스스로에 대한 효능기대로 자신에게 초점을 둔 내적 평가이다. 외적 관점과 내적 평가라는 두 차원을 통해 교사는 교직 자체에 대한 전문가적 요건과 교직에서 기대되는 업무를 잘 수행할 수 있다는 스스로에 대한 효능기대가 효과적으로 작동되고, 정서지능이라는 개인적 자질이 바탕이 될 때 교사와 유아 간 상호작용이라는 교수실제에 긍정적인 영향력을 발휘할 수 있을 것이다. 결국 이 과정에서의 핵심은 교직에서 요구되는 전문성, 기술, 태도에 대한 인식이라는 외적 관점과 스스로에 대한 효능기대인 내적 관점이 교사-유아 간 상호작용에 영향을 주는 경로이며, 이들 경로에서 정서지능과 교사-유아 간 상호작용의 관계에서 전문성 인식과 놀이교수효능감 중 선행되어야 하는 요인을 탐색하는 것이다. 이를 통해 향후 교사교육 시 교사-유아 간 상호작용의 질을 높이기 위한 방안 모색에 도움을 제공하고자 한다.

특히 교직 적응과정에 있는 초임교사는 놀이활동계획과 수행의 과정에서 스스로 놀이교수효능감과 교직전문성에 대한 인식을 형성해나가면서 자신만의 교사-유아간의 상호작용 유형을 확립하게 된다. 따라서 교육현장에서 초임교사가 놀이교수효능감과 교직전문성에 대한 인식을 가질 수 있도록 체계적으로 지원하는 것은 효율적인 교사-유아 상호작용을 위해 매우 중요하다(강순미, 2007). 김혜선(2005)도 유치원 초임교사에 관한 내러티브 연구에서 전문성과 유능감의 결여에서 오는 어려움을 보고하고 1년간의 초임교사 과정에 대한 지원체계의 필요성을 피력했다. 초임교사가 겪는 어려움에 대한 지원이 부재하면 초임교사가 습득한 이론적 지식과 교실현장에서 겪는 교육실제 간의 격차와 어려움인 현실 충격(reality shock)을 겪게 되며(Veenam, 1984), 이는 교사 스스로의 전문성 인식에 부정적인 영향을 주거나 가치관의 변화를 수반하기도 하는 등 교직 생활에서 부정적 요소로 발현되거나 교직 이탈의 원인이 된다(김현진, 2012). 초임교사의 교직 부적응은 유능한 교사 인력의 교육현장 이탈을 야기할 수 있고, 직무스트레스나 불만족과 같은 부정적인 요인과 결합하여 교육의 질, 즉 교사와 유아 간 상호작용의 질적 수준을 저하시

킬 수 있음을 시사한다.

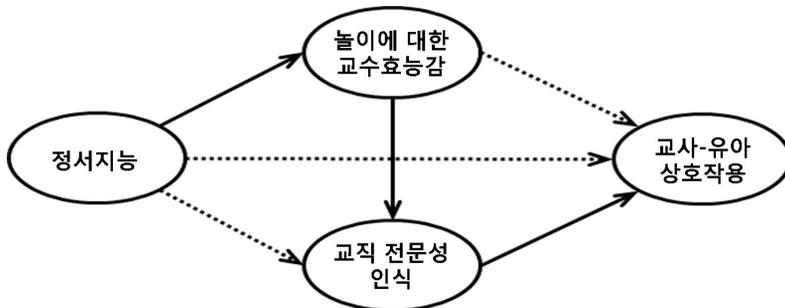
교사와 유아 간 상호작용에 영향을 주는 요인 중에서도 전문성 인식과 놀이교수효능감을 다중매개변인으로 선정한 것은 특히 초임교사가 학생에서 교사로 전이하는 과정에서 중요한 요소로 인식되는 것이 교직전문성이며, 교사로서 갖는 일반적인 효능감이 아닌 유아와의 활동에서 가장 많은 부분을 차지하는 놀이교수효능감이라는 구체적인 상황에서의 효능감이기 때문이다. 다중매개효과를 검증하는 것은 교사와 유아 간 상호작용에 영향을 줄 수 있는 다양한 매개변인을 검증하는 의미를 가지는데, 매개효과의 순차적 효과를 검증하는 것은 매개변인의 순서를 결정함으로써 교사교육의 계획, 실행, 평가에 실제적인 시사점을 줄 수 있기 때문이다. 즉 교사와 유아 간 상호작용의 질을 제고하기 위한 교사교육을 실시할 때 보다 선행되는 지원이 전문성 인식을 높이는 것인지 혹은 교사의 놀이교수효능감을 높이는 것인지를 결정함으로써 보다 효율적이고 효과적인 교육을 제공하는 기초가 될 수 있을 것이다.

따라서 본 연구에서는 초임 유치원교사의 교사-유아 상호작용에 영향을 미치는 변인으로 교사의 정서지능, 교직전문성 인식, 놀이교수효능감을 설정하였다. 아울러 놀이교수효능감과 교직전문성 인식 간 영향관계의 방향성을 탐색적으로 확인함으로써 실제로 초임 유치원교사의 직전교육과 현직교육 시 개입의 초점을 우선적으로 어디에 두어야 하는지에 대한 시사점을 얻고자 한다. 교사의 정서지능과 교사-유아 상호작용 간 관계에서 교사의 놀이교수효능감과 전문성 인식의 매개변인들 간의 순차적 영향관계를 확인할 수 있다면 이 순서에 의거해서 교사교육을 계획할 수 있을 것이다. 본 연구의 연구문제는 다음과 같다.

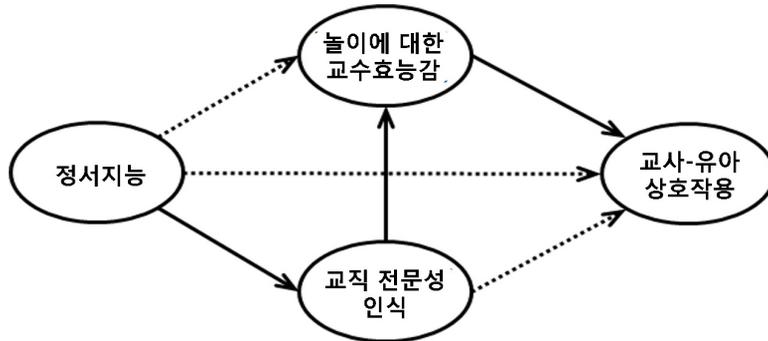
연구문제 1. 정서지능과 교사-유아 상호작용 간 관계에서 놀이교수효능감과 전문성 인식의 매개효과는 어떠한가?

1-1. 정서지능과 교사-유아 상호작용 간 관계에서 놀이교수효능감과 전문성 인식의 단순매개효과는 어떠한가?

1-2. 정서지능과 교사-유아 상호작용 간 관계에서 놀이교수효능감과 전문성 인식의 순차매개효과는 어떠한가?



[그림 1] 연구모형 1(놀이교수능감 선행모형)



[그림 2] 연구모형 2 (교직전문성 인식 선행모형)

주. 주요 초점 경로는 실선으로, 모형검증에는 포함되지만 주 관심이 아닌 경로는 점선으로 표시

II. 연구 방법

1. 연구 대상

본 연구는 유치원의 경력 12개월 이하 초임 교사를 대상으로 하였으며 자료수집은 설문조사를 통해 이루어졌다. 설문을 실시하기 전 모든 참가자에게 본 연구의 목적을 설명하고 연구 참여에 동의를 구하였다. 응답자는 총 333명이었으며 이 중 불성실한 응답 18명을 제외하고, 놀이 교수효능감이 경력에 따라 차이를 보인다는 선행연구(김선영, 강의정, 2006)를 고려하여 경력 13개월 이상인 47명을 제외한 총 268명을 최종 분석에 사용하였다.

연구 대상자의 특성은 다음과 같다. 근무기관에 따른 연구 대상의 분포를 살펴보면 국공립(단설/병설)이 18명(6.8%), 사립이 239명(89.2%), 법인 및 대학부속이 11명(4.1%)으로 사립기관이 대부분을 차지하였다. 학력에 따라서는 2·3년제 대학 졸업자가 165명(61.6%), 4년제 대학 졸업자가 101명(37.7%), 대학원 졸업자가 2명(0.8%)으로 2·3년제 대학 졸업자가 가장 많았다.

2. 측정도구

1) 정서지능

정서지능을 측정하기 위해 Wong과 Law(2002)가 개발한 정서지능 척도(Wong and Law Emotional Intelligence Scale)를 강영숙(2007)이 번역하고, 조혜진, 김수연(2011)이 유아교사에게 적합하게 수정하여 사용한 도구를 사용하였다. 본 도구는 자기 정서인식(예: 나는 내 자신의 감정을 잘 이해한다), 타인 정서인식(예: 나는 다른 사람의 기분이나 감정에 민감하다), 정서활용(예: 나는 스스로에게 동기 부여를 잘 할 수 있다), 정서조절(예: 나는 내 감정을 잘 조절한다)

각 4문항으로 총 4요인, 16문항으로 이루어져 있다. 각 문항은 5점 리커트 형식으로 구성되었으며, 점수가 높을수록 정서지능이 높은 것으로 해석된다. 조혜진과 김수연(2011)에서 내적합치도(이하 Cronbach's α)는 .89로 나타났고, 본 연구에서는 .83으로 나타났다.

2) 놀이교수효능감

놀이교수효능감을 측정하기 위해 신은수, 유영의 그리고 박현경(2004)이 개발한 도구를 사용하였다. 본 도구는 놀이교수효능에 대한 신념(예: 나는 유아가 놀이를 잘할 수 있도록 도와주는 효과적인 교수 전략을 알고 있다) 12문항, 놀이교수결과에 대한 기대(예: 만일 교사가 놀이에 대한 적절한 교수전략을 사용한다면 목적 없이 배회하는 유아들이 줄어들 것이다) 9문항으로 총 2요인, 21문항으로 구성되었다. 각 문항은 5점 리커트 형식으로 구성되었으며, 점수가 높을수록 놀이교수효능감이 높은 것으로 해석된다. 신은수 등(2004)에서 Cronbach's α 는 .86으로 나타났으며, 본 연구에서는 .89로 나타났다.

3) 교직전문성 인식

교직전문성 인식 수준을 측정하기 위해 Hall(1967)의 Professionalism Scale을 송상호(2005), 이규식(2007)이 번안·수정하고, 전혜미(2010)가 수정한 도구를 사용하였다. 본 도구는 지적기술(예: 유아들의 발달 단계와 심리 상태를 체계적으로 알고 있다) 6문항, 전문적 자율성(예: 교사 회의에서 운영에 관한 협의가 있을 때, 적극적으로 참여하고 의견을 제시한다) 8문항, 봉사적 사명감(예: 교직은 다른 직업보다 사회 발전을 이루는데 높은 기여를 한다고 생각한다) 6문항으로 총 3요인, 20문항으로 구성되었다. 각 문항은 5점 리커트 형식으로, 점수가 높을수록 교직전문성 인식수준이 높은 것으로 해석된다. 전혜미(2010)의 연구에서 Cronbach's α 는 .75~.88로 나타났으며, 본 연구에서는 .92로 나타났다.

4) 교사-유아 상호작용

교사-유아 상호작용을 측정하기 위해 Assessment Profile for Early Childhood Programs(APECP; Abbott-Shim & Sibley, 1987)을 바탕으로 강숙현(1994)이 개발한 '한국판 유아교육프로그램 평가 척도'에서 홍근민(1997)이 교사-유아 상호작용 부분을 수정·보완한 것으로 이정숙(2003)과 이숙자, 공병호 그리고 성영화(2011)가 사용한 버전을 활용하였다. 본 도구는 정서적 상호작용(예: 유아에게 항상 웃는 얼굴로 대한다), 언어적 상호작용(예: 유아의 질문과 요구에 귀 기울이고 언어적으로 민감하게 반응한다), 행동적 상호작용(예: 유아의 부적절한 행동에 대해 비평하기보다는 모델링을 보여준다)의 하위영역으로 구분된다. 각 영역은 10문항으로 총 3요인, 30문항으로 구성되었다. 각 문항은 5점 리커트 형식으로, 점수가 높을수록 교사-유아 상호작용 수준이 높은 것으로 해석된다. 이숙자 등(2011)의 연구에서 Cronbach's α 는 .93으로 나타났으며, 본 연구에서는 .97로 나타났다.

3. 연구절차

본 연구의 자료를 수집하기 위해 2015년 7~8월 도교육청에서 실시한 유치원교사 대상 직무연수에 참여한 교사를 대상으로 설문지를 배포한 후 회수하였다. 설문조사 시 연구의 의의와 개인정보보호에 관하여 설명하였으며, 설문조사에 관한 동의서를 첨부하여 연구에 참여할 것을 동의한 경우에 한해 자료를 수집하였다. 본 조사에 앞서 유아교육전공 교수 3인의 문항검토를 거쳤으며 모호한 문장이나 이해가 어려운 문항이 있는지 확인하여 수정하고 명료화하였다. 설문지는 총 333명에게 배포되었으나 설문 문항에 불성실하게 응답한 18명과 본 연구대상자에 해당되지 않는 경력 13개월 이상인 47명을 제외한 268명의 데이터를 최종 분석에 사용하였다.

4. 자료분석

이 연구에서 수집된 자료는 SPSS 21.0 및 Mplus 6.12 프로그램을 이용하여 분석하였다. 첫째, 변인들의 기술통계치를 확인하고자 평균, 표준편차, 첨도 및 왜도를 산출하고, 변인 간 관련성을 살펴보기 위하여 상관분석을 실시하였다. 둘째, 연구문제인 정서지능과 교사-유아 상호작용과의 관계에서 놀이교수효능감과 교직전문성 인식의 매개효과를 살펴보기 위하여 구조방정식을 사용하였다. 본 연구의 데이터가 이론적으로 도출한 인과모형을 지지하는 지 확인하기 위하여 통계 프로그램(Mplus 6.12)을 활용하여 분석을 실시하였다. 본 연구에서 설정한 바와 같이 여러 개의 매개효과가 있는 경우 개별 매개효과(specific indirect effect)를 추정할 수 있는 장점이 있기 때문에 Mplus로 분석하였다. 모수 추정방법은 최대우도법(Maximum Likelihood)을 사용하였고, 2단계 접근법(Two-step approach)(Anderson & Gerbing, 1988)에 따라 측정모형을 검증한 후, 구조모형 검증을 실시하였다. 더불어 간접효과의 유의성을 검증하기 위하여 Bootstrapping을 실시하였다.

Ⅲ. 연구 결과

분석에 사용된 변인들인 정서지능, 놀이교수효능감, 교직전문성 인식, 교사-유아 상호작용의 기술 통계를 확인하기 위하여 전체 점수 및 하위요인들의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도를 구하였다. <표 1>과 같이 왜도가 ± 2 , 첨도가 ± 7 을 넘지 않았기 때문에 본 연구변인의 측정치가 정규분포를 이룬다고 할 수 있다(West, Finch, & Curran, 1995).

다음으로 정서지능, 놀이교수효능감, 교직전문성 인식, 교사-유아 상호작용 간 관련성을 알아보기 위하여 Pearson 상관계수를 산출하여 <표 2>에 제시하였다. 주요 변인들 간 관련성을 살펴보면, 우선 정서지능은 모든 변인과 유의한 정적 상관이 있었다. 놀이교수효능감($r = .540, p < .01$), 교직전문성 인식($r = .569, p < .01$), 교사-유아 상호작용($r = .572, p < .01$), 놀이교수효능감은 교직전문성 인식($r = .629, p < .01$), 교사-유아 상호작용($r = .657, p < .01$)과 유의한 정적 상관을 보였고, 교직전문성 인식의 경우 교사-유아 상호작용($r = .551, p < .01$)과의 정적 상관이 통계적으로 유의하였다.

<표 1> 다변량정규분포성 검증

(N = 268)

	평균	표준편차	왜도	첨도
정서지능	3.02	.38	.05	.59
자기정서인식	3.22	.50	-.13	.02
타인정서인식	3.14	.46	.08	.07
정서활용	2.94	.54	-.07	.58
정서조절	2.80	.56	-.06	.17
놀이교수효능감	2.96	.32	.70	.98
놀이교수효능에 대한 신념	2.82	.38	.43	.70
놀이교수결과에 대한 기대	3.09	.36	.51	.39
교직전문성 인식	2.87	.35	.39	.66
지적기술	2.80	.39	.29	.49
전문적 자율성	2.90	.36	.40	.41
봉사적 사명감	2.92	.44	-.01	.17
교사-유아 상호작용	3.16	.32	.74	.25
정서적 상호작용	3.18	.34	.49	.14
언어적 상호작용	3.13	.34	.74	.28
행동적 상호작용	3.20	.34	.53	-.18

<표 2> 전체 집단 연구변인들의 상관분석 결과

(N = 268)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1. 정서지능	-															
2. 자기정서인식	.74**	-														
3. 타인정서인식	.71**	.46**	-													
4. 정서활용	.78**	.39**	.41**	-												
5. 정서조절	.73**	.34**	.30**	.42**	-											
6. 놀이교수효능감	.54**	.34**	.37**	.52**	.32**	-										
7. 놀이교수효능에 대한 신념	.55**	.34**	.38**	.51**	.35**	.87**	-									
8. 놀이교수결과에 대한 기대	.39**	.26**	.25**	.39**	.21**	.86**	.51**	-								
9. 교직전문성 인식	.57**	.32**	.34**	.56**	.41**	.63**	.69**	.41**	-							
10. 지적기술	.50**	.25**	.28**	.54**	.37**	.57**	.62**	.37**	.87**	-						
11. 전문적 자율성	.54**	.34**	.33**	.50**	.39**	.57**	.60**	.39**	.87**	.67**	-					
12. 봉사적 사명감	.48**	.29**	.29**	.45**	.34**	.54**	.60**	.35**	.89**	.65**	.66**	-				
13. 교사-유아 상호작용	.57**	.36**	.43**	.48**	.39**	.66**	.66**	.48**	.55**	.49**	.51**	.49**	-			
14. 정서적 상호작용	.56**	.40**	.43**	.47**	.34**	.60**	.61**	.43**	.49**	.43**	.45**	.43**	.94**	-		
15. 언어적 상호작용	.55**	.33**	.40**	.44**	.41**	.61**	.62**	.43**	.53**	.47**	.49**	.47**	.95**	.84**	-	
16. 행동적 상호작용	.48**	.29**	.37**	.40**	.32**	.62**	.61**	.47**	.52**	.46**	.48**	.45**	.93**	.79**	.82**	-

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

1. 측정모형 검증결과

구조모형 검증에 앞서 측정모형 검증을 실시하였다. 모형 적합도 평가를 위해서 Comparative Fit Index(CFI), Tucker Lewis Index(TLI), Root Mean Square Error or Approximation(RMSEA), Standardized Root Mean Square Residual(SRMR)의 적합도 지수를 사용하였다. 적합도 지수 기준에서 TLI와 CFI는 대략 .90 이상일 때 모형 적합도가 좋은 것으로(홍세희, 2000), RMSEA 값은 .06 이하는 좋은 모형, .08 이하일 때 적절한(reasonable) 모형, .10을 넘을 시 나쁜 모형을 의미한다(Hu & Bentler, 1999).

측정변인들은 정규분포성 가정을 충족하므로 측정모형 및 구조모형 검증에서 최대우도법으로 모수를 추정하였다. 분석 결과, 측정모형은 χ^2 검정을 기준으로 한다면 적합하다고 볼 수 없었지만($\chi^2 = 63.373, p < .001$), χ^2 검정이 사례 수에 민감하다는 문제를 고려할 때 사례 수와 모형의 간명성을 동시에 고려할 수 있는 TLI, CFI, RMSEA로 적합도를 평가하였다. 그 결과 TLI = .986, CFI = .991, RMSEA = .035(90% 신뢰구간: .000-.056)로 측정모형 적합도가 양호한 것으로 볼 수 있다(Hu & Bentler, 1999). <표 3>의 측정모형의 모수 추정치는 잠재변인에 대한 측정변인의 경로계수가 모두 통계적으로 유의하였다. 이에 측정모형 검증 결과가 양호하여 잠재변수 간 이론적 관계를 규명하기 위한 구조모형 검증이 가능하여 구조모형 분석을 진행하였다.

2. 연구모형 검증결과

1) 모형비교

측정모형이 양호한 것으로 검증되어, 본 연구에서 설정한 연구모형 1(정서지능과 교사-유아

<표 3> 측정모형의 요인부하량 분석결과

잠재변수	측정변수	B	SE	β
정서지능	자기정서인식	1.000		.565
	타인정서인식	1.041***	.148	.579
	정서활용	1.499***	.181	.743
	정서조절	1.170***	.168	.563
놀이교수효능감	놀이교수효능에 대한 신념	1.000		.872
	놀이교수결과에 대한 기대	.649***	.068	.587
교직전문성 인식	지적기술	1.000		.815
	전문적 자율성	.960***	.066	.828
	봉사적 사명감	1.110***	.080	.792
교사-유아 상호작용	정서적 상호작용	1.000		.903
	언어적 상호작용	1.018***	.043	.929
	행동적 상호작용	.960***	.045	.882

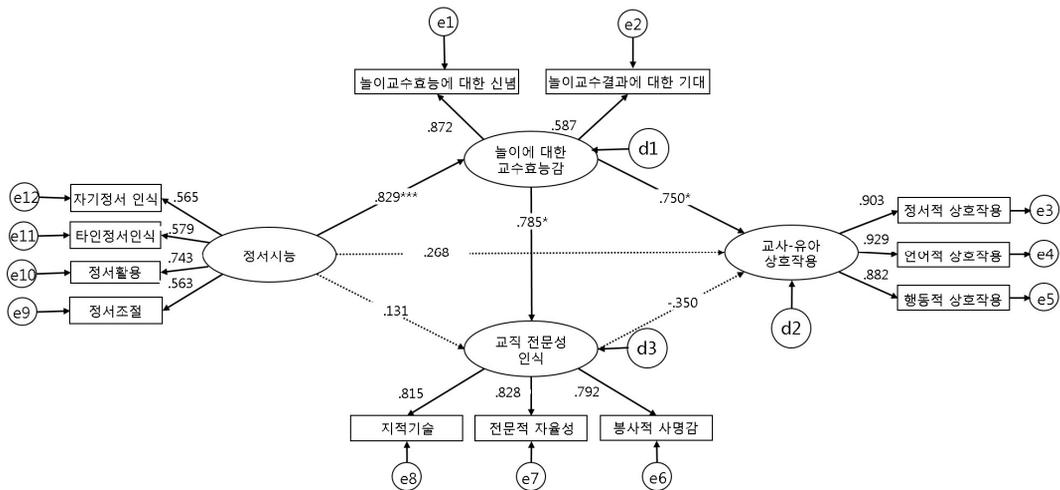
*** $p < .001$

간 상호작용 관계에서 놀이교수효능감 선행모형)과 연구모형 2(정서지능과 교사-유아 간 상호작용 관계에서 교직전문성 인식 선행모형) 중에서 상대적 설명력이 높은 모형을 구조모형 검증으로 확인하였다. 연구모형 1과 2는 포화모형이기 때문에 측정모형과 동일하게 좋은 적합도를 보였다(TLI = .974, CFI = .987, RMSEA = .049(90% CI = [.026, .069])).

연구모형 1과 2 중 정서지능과 교사-유아 상호작용의 간 관계에서 매개효과를 더 타당하게 설명하는 지 확인하고자 그림 3과 그림 4에 제시된 바와 같이 경로계수를 통해 검증하였다.

그 결과, 연구모형 1은 정서지능에서 놀이교수효능감으로 가는 경로계수와 놀이교수효능감에서 교직전문성으로 가는 경로계수는 유의하였지만, 교직전문성 인식에서 교사-유아 상호작용으로 가는 경로계수는 통계적으로 유의하지 않았다. 반면 연구모형 2의 경우, 정서지능에서 교직전문성으로 가는 경로계수, 교직전문성 인식에서 놀이교수효능감으로 가는 경로계수와 놀이교수효능감에서 교사-유아 상호작용으로 가는 경로계수 모두 통계적으로 유의하여 정서지능과 교사-유아 간 상호작용 관계에서 매개효과를 더 타당하게 설명하는 모형으로 확인하였다. 이에 연구모형 2(교직전문성 인식 선행모형)를 최종모형으로 채택하였다.

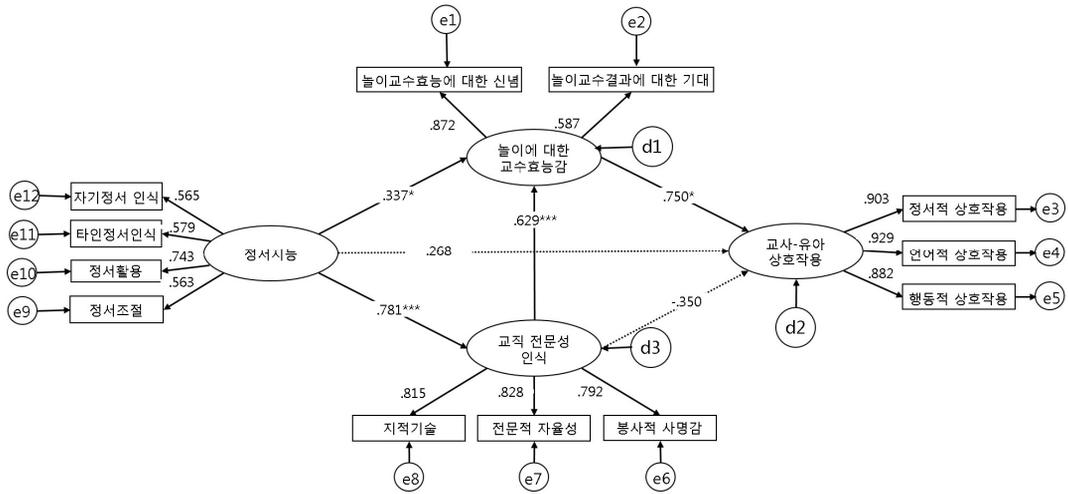
본 연구에서 나타난 최종모형인 연구모형 2의 잠재변인들 간 직접경로를 더 구체적으로 살펴본 결과를 <표 4>에 제시하였다. 우선 정서지능에서 교직전문성 인식($\beta = .781, p < .001$)으로 가는 경로계수가 정적으로 유의하여 정서지능이 높을수록 교직전문성 인식이 높은 것으로 나타났다. 다음으로 교직전문성 인식에서 놀이교수효능감($\beta = .629, p < .001$)으로 이행되는 경로계수가 정적으로 유의하여 교직전문성 인식 수준이 높을수록 놀이교수효능감 수준이 높은 것으로 나타났다. 마지막으로 놀이교수효능감에서 교사-유아 상호작용($\beta = .750, p < .05$)으로 이행되는 경로계수 또한 정적으로 유의하여 놀이교수효능감이 높을수록 교사-유아 상호작용 수준이 높은 것으로 나타났다.



[그림 3] 연구모형 1(놀이교수효능감 선행모형)

* $p < .05$, *** $p < .001$

주. 모든 오차항은 생략함. 점선은 통계적으로 유의하지 않은 경로임.



[그림 4] 연구모형 2(교직전문성 인식 선행모형)

* $p < .05$, *** $p < .001$

주. 모든 오차항은 생략함. 점선은 통계적으로 유의하지 않은 경로임.

[표 4] 최종모형(연구모형 2)의 잠재변인들 간 모수 추정치

	B	SE	β
정서지능 → 놀이교수효능감	.370*	.182	.337
정서지능 → 교직전문성 인식	.858***	.162	.781
정서지능 → 교사-유아 상호작용	.301	.141	.268
교직전문성 인식 → 놀이교수효능감	.628***	.126	.629
교직전문성 인식 → 교사-유아 상호작용	-.340	.896	-.350
놀이교수효능감 → 교사-유아 상호작용	.687*	.212	.750

** $p < .01$, *** $p < .001$

2) 최종모형의 간접효과 유의성 검증

최종적으로 선택된 정서지능과 교사-유아 상호작용의 관계에 포함된 두 개의 간접효과(정서지능 → 놀이교수효능감 → 교사-유아 상호작용, 정서지능 → 교직전문성 인식 → 교사-유아 상호작용)을 Mplus 6.12 프로그램을 이용하여 Shrout와 Bolger(2002)가 제안한 Bootstrap 방법을 사용하였으며, 매개효과 검증 시 가질 수 있는 간접효과의 표준오차를 일종의 시뮬레이션으로 추정하여, 제시된 신뢰구간이 0을 포함하지 않으면 간접효과가 통계적으로 유의한 것으로 해석한다. <표 5>에서와 같이 정서지능이 놀이교수효능감을 거쳐 교사-유아 상호작용으로 이행되는 간접효과는 통계적으로 유의하였다($B = .407$, 95% Bias-corrected CI = [.044, .739]). 즉, 정서지능이 높을수록 놀이교수효능감 수준이 높아서 교사-유아 상호작용 수준이 높아짐을 알 수 있었다. 또한 정서지능이 교직전문성 인식을 거쳐 교사-유아 상호작용으로 가는 간접효과는 통계적으로 유의

하지 않았다($B = -.292$, 95% Bias-corrected CI = [-2.108, .215]).

〈표 5〉 정서지능과 교사-유아 상호작용의 관계에서 간접효과 Bootstrapping 결과

경로	estimate	SE	95% 신뢰구간 (Bias-corrected bootstrap)	
			lower	upper
정서지능 → 놀이교수효능감 → 교사-유아 상호작용	.407	.228	.044	.739
정서지능 → 교직전문성 인식 → 교사-유아 상호작용	-.292	.758	-2.108	.215

주. Bootstrap samples는 2,000번

IV. 논의 및 결론

본 연구는 유아교사를 대상으로 정서지능이 교사-유아 상호작용에 미치는 영향을 살펴보고, 그 과정에서 놀이교수효능감과 교직전문성 인식의 매개역할을 검증하고자 하였다. 특히, 두 매개변인의 작용 순서를 달리한 두 모형(놀이교수효능감 선행모형과 교직전문성 인식 선행모형)의 유의성에 대해 구조방정식 분석을 통해서 확인하였다. 본 연구의 주요결과를 중심으로 논의하면 다음과 같다.

첫째, 정서지능과 교사-유아 상호작용의 관계에서 놀이교수효능감과 교직전문성 인식의 매개효과를 각각 검증하였다. 그 결과, 정서지능과 교사-유아 상호작용 간 관계에서 놀이교수효능감의 매개효과는 유의한 것으로 나타났다. 이는 정서지능이 높을수록 놀이교수효능감 수준이 높아져서 교사-유아 상호작용에 긍정적인 영향으로 이어짐을 의미한다. 이러한 결과는 정서지능이 교사효능감에 영향력을 갖는다는 일련의 연구(조영옥, 2015; 황은진, 2015)를 지지하는 결과이며, 교사와 유아 간 상호작용을 예측하는 강력한 변인이 교사효능감이라는 선행연구(권미성, 문혁준, 2013; 권랑희, 이진희, 2015; 안상미, 2002)와 일치하는 결과이다. 선행연구에서는 일반적인 교사효능감이 교사-유아 간 상호작용을 예측하는 변인임을 밝혔는데, 본 연구에서는 교사효능감에서 보다 구체화된 놀이교수효능감도 교사와 유아 간 상호작용을 예측하는 요인으로 검증되었을 뿐 아니라 정서지능과의 관계에서도 매개효과를 가짐을 밝혀 의미가 있다고 할 수 있다.

교사효능감에 대한 정서지능의 영향력은 여러 연구에서도 보고되었는데, 황은진(2015)은 교사의 정서지능이 교사효능감에 미치는 영향을 교사경력을 통제한 상태에서 검증하였으며 정서활용능력이 교사효능감에 영향을 주는 것으로 보고하였다. 또한 조영옥(2015)의 연구에서도 정서조절능력과 타인정서인식이 교사효능감에 영향력을 갖는다는 결과가 나타나 본 연구결과와 일치하였다. 이러한 결과는 정서지능 중에서도 타인의 정서를 인식하고 활용하여, 스스로를 조절하는 능력이 놀이맥락에 대한 이해를 돕고 함께 놀이에 참여하는 집단 내 정서적 교류가 잘 이루어지는 데 긍정적으로 작용하기 때문으로 볼 수 있다. 정서지능이 정서와 인지가 상호작용적으로 형성된다는 전제로 출발한 개념이기 때문에(Mesquita, Frijda, & Scherer, 1997), 교사의 정서

적 측면은 문제에 접근하는 방향이나 해결하는 방식에도 영향을 줄 수 있고(Isen, 1993), 교사효능감 발달에도 영향을 줄 수 있다(Penrose et al., 2007). 이러한 과정이 동일하게 놀이교수효능감에도 적용되어, 결국 정서지능이 높은 교사는 교실 내 상황에서 교수가 일어날 수 있는 맥락을 이해하고 스스로 개입의 수준과 시기를 판단하기 때문에 놀이상황에서도 교수와 학습적 의미를 연결지어 교육적 경험으로 승화하는 등 놀이교수효능감이 높게 나타난 것으로 사료된다.

한편 놀이교수효능감이 교사와 유아 간 상호작용에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 결과는 선행연구에서 놀이교수효능감이 낮은 교사가 놀이 과정에 직접적인 통제나 명령 등으로 유아 주도적 활동을 저해하는 반면, 높은 놀이교수효능감을 가진 교사의 상호작용 양상이 놀이를 유지하고 확장하는 형태로 나타난 결과(박현경, 2006)와 맥을 같이 한다. 신은수(2000)는 놀이교수효능감에 따라 교사와 유아 간 상호작용의 양과 질 모두에 차이가 있음을 보고하면서, 이는 교사 스스로 교수 행동에 대한 긍정적 기대와 효능기대가 작용하였기 때문이라고 하였다. 또한 김선영과 강의정(2006)의 연구에서도 놀이교수효능감이 높은 교사에게서 지지하기, 모델링, 비계설정하기, 인정하기와 같은 긍정적인 형태의 상호작용이 더 많이 나타났다. 본 연구에서도 놀이교수효능감이 높은 교사는 언어적, 정서적, 행동적 상호작용이 긍정적으로 나타나, 선행연구와 상호작용 요소에 있어서도 일치하는 결과를 보였다.

본 연구의 결과를 통해 정서지능이 높은 교사는 놀이 활동에 개입하는 스스로의 능력을 높이 평가하며 이러한 자기평가와 인식이 교사-유아 간 상호작용에도 긍정적인 영향을 미치는 것으로 볼 수 있다. 놀이교수효능감은 교수실체로서의 교사와 유아 간 상호작용에 중요한 인지적 요인이 확인되었으며(박현경, 2006), 결국 정서지능과 교사-유아 간 상호작용의 관계에서 놀이교수효능감은 중요한 매개변인이 되므로 교사교육에서 교사의 놀이교수효능감을 높일 수 있는 방안이 필요할 것이다. 따라서 예비교사교육에서도 현장 관찰과 실습을 충분히 제공하는 것은 물론 초임교사를 위한 현직 교육에서도 놀이교수효능감을 제고할 수 있는 교수실체 중심의 교육이 지속적으로 이루어져야 할 것이다. 선행연구에서도 현장실습 경험이 교사역할 수행의 증진(김유림, 2000; 신은수, 1996)이나 교사효능감 증가(이현경, 남명자, 2009)에 기여하는 것으로 밝혀진 만큼 교사교육에 있어서 실제적인 부분이 더욱 강화되어야 할 것이다. 변길희와 김나림(2010)도 교사효능감의 증가는 경험이 누적되는 과정에서의 성공적인 경험 여부가 작용하기 때문이라고 하여 실제적인 경험의 중요성을 피력했다.

놀이교수효능감과 달리 정서지능과 교사-유아 간 상호작용의 관계에서 교직전문성 인식의 매개효과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 정서지능이 교직전문성을 예측하는 유의한 변인으로 검증되어 예비교사를 대상으로 한 선행연구(송미선, 2013)와 일치하는 결과를 보였으나, 교직전문성 인식이 교사와 유아 간 상호작용을 예측하는 경로는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 정서지능이 높을수록 교직에 대한 전문성 인식이 높아지기는 하지만 본 연구에서와 같이 초임교사에게 있어서 전문성 인식만 높다고 해서 교사-유아 상호작용의 질 제고로 직결되는 것은 아님을 의미한다. 본 연구에서 나타난 결과는 선행연구에서 교사의 전문성 인식이 교사 유아 간 상호작용과 관련됨을 보고한 연구(이수련, 2013)와는 차이가 있는데, 이러한 차이가 나타난 것은 교사의 전문성 인식이 경력에 따라 높아지고(모용희, 김규수, 2013) 전문적 교육 연한이 길수록

(최미애, 1999), 그리고 유아발달 지식이 풍부하고 훈련을 많이 받은 경우(오승민, 2012) 보다 질적으로 우수하며 긍정적이고 적극적인 상호작용을 하는 양상을 보이기 때문이다. 본 연구의 대상이 12개월 이하 경력의 초임교사이므로 이러한 점에서 기존 연구들과는 다소 차이가 나타났을 것으로 해석할 수 있다. 즉, 교사의 전문성 인식이 증가하면 자신의 능력을 지속적으로 강화하고 발전시키려는 노력을 하지만(이정미, 2010), 초임교사의 경우에는 전문성 인식만으로 실제 긍정적인 상호작용 능력 향상으로 이끌기에는 한계가 있음을 의미한다. 따라서 초임교사는 높은 전문성 인식이 교사-유아 간 긍정적인 상호작용으로 직결되는 것은 아니며, 놀이교수효능감과 같은 인지적인 요인을 경유하여 영향력을 갖는다는 것을 알 수 있다.

둘째, 본 연구에서는 초임교사의 정서지능과 교사-유아 상호작용 간 관계에서 놀이교수효능감과 전문성 인식의 매개효과 순서를 검증하고자 하였다. 매개변인들 간의 선행 순서에 따른 두 모형(놀이교수효능감 선행모형과 교직전문성 인식 선행모형)의 유의성을 검증한 결과, 후자(정서지능 → 교직전문성 인식 → 놀이교수효능감 → 교사-유아 상호작용)는 유의한 반면 전자(정서지능 → 놀이교수효능감 → 교직전문성 인식 → 교사-유아 상호작용)는 일부 경로가 유의하지 않은 것으로 나타나 기각되었다. 결국 교사의 정서지능과 교사-유아 간 상호작용 간 관계에서 정서지능이 전문성 인식과 놀이교수효능감을 차례로 경유하여 교사와 유아 간 상호작용에 순차적 매개 효과를 가짐을 의미한다. 이러한 결과는 교사-유아 간 상호작용을 증진, 개선하기 위해서 선행되어야 하는 교사의 자질과 역량에 대한 시사점을 제공한다. 유아 대상은 아니지만 초등교육과 특수교육 분야의 선행연구(김영한, 추경진, 2010; 배문조, 박세정, 2013)에서도 전문성 인식이 높을 때 보다 높은 교수효능감으로 이어진다는 연구결과들은 본 연구에서 나타난 전문성 인식이 선행되는 경로를 지지한다고 할 수 있다.

권미성과 문혁준(2013)의 연구도 전문성 수준이 교사효능감보다 상대적으로 더 큰 영향력을 갖는 것으로 나타나 전문성 요인이 교사효능감 보다 선행되어야 하는 자질이며, 교사-유아 간 상호작용에 갖는 영향력이 더 크고 포괄적이라는 해석으로 연결될 수 있다. 즉 질적으로 우수한 교사-유아 간 상호작용을 도모하기 위해서는 교사의 놀이교수효능감도 중요하지만 그 이전에 전문성 인식을 높임으로써 교사가 전문성을 갖추기 위해 필요한 요소들을 인지하고 있어야 함을 시사한다. 보다 긍정적인 교사-유아 간 상호작용을 위해서는 교사 스스로의 정서적 측면에 대한 이해가 필요하고, 교사가 필요로 하는 전문적 역량에 대한 이해가 선행된 후에 놀이교수효능감과 같은 실제적 측면의 지원이 뒤따라야함을 알 수 있다. 결국 교사-유아 간 상호작용의 질을 제고하기 위해 교사교육 시 교사로서 갖추어야 할 전문성에 대한 충분한 이해와 인지적 바탕이 이루어진 후에 실제적인 측면의 지원과 교육을 제공해야함을 시사한다. 추후 교사교육에서는 보다 우수한 교사-유아 간 상호작용을 위해 전문성 인식에 대한 인식을 높이고 실제적으로 놀이상황에서의 교수효능감을 높임으로써 교사와 유아 간 상호작용의 질을 개선할 수 있을 것이다. 한편 교사의 전문성 인식이 놀이교수효능감 이전에 선행되어야 한다는 본 연구결과와 시사점과 더불어 주목해야할 점은 정서지능이 교사와 유아 간 상호작용에 이르는 경로에서 놀이교수효능감의 단순매개효과와 순차매개효과가 모두가 유의하게 나타난 결과이다. 이는 놀이교수효능감이 교사-유아 간 상호작용의 질을 높이는 경로에서 핵심적인 역할을 하는 변인임을 의미한다.

그러므로 놀이교수효능감을 높일 수 있도록 교사교육을 통해 적극적으로 지원하고 이를 통해 교사와 유아 간 상호작용의 질적인 향상을 도모할 필요가 있다. 놀이교수효능감을 높이기 위해서는 유아의 놀이상황에 대한 관찰과 이해, 그리고 적절한 개입에 관한 실제적인 내용들이 중점적으로 다루어져야 할 것이다. 특히 직전교육에서는 현장중심, 실습중심의 교육이 강화되어야 하고, 초임교사를 위한 현직교육에서도 다양한 상황에서 일어나는 상호작용에 대한 고민을 지원해줄 수 있는 체계가 마련되어야 할 것이다. 이와 함께 놀이교수효능감을 높이기 위한 전문성 인식에 대한 지원이 병행된다면 보다 효율적일 것이다. 교사의 전문성은 권한과 융통성을 가진 자율적인 의사 결정자로서의 능력에 기반할 때 발휘될 수 있으므로(김혜선, 2005), 교사교육의 방법 측면에서도 교사가 보다 주체적, 주도적으로 역할을 할 수 있고, 각자가 가진 어려움을 맞춤형으로 지원할 수 있도록 학습공동체, 전문가 컨설팅, 실행연구와 같은 다양한 형태를 도입해야 할 것이다.

본 연구는 교사의 정서지능이 교사-유아 간 상호작용에 영향을 주는 경로에서 놀이교수효능감과 전문성 인식의 단순매개효과와 순차매개효과를 확인하였다. 지금까지 이루어진 교사-유아 상호작용 관련 연구에서 정서지능, 전문성 인식과 교사효능감이 교사-유아 간 상호작용에 미치는 영향과 경로에 관한 정보가 단편적, 탐색적으로 제공되었다면, 본 연구는 보다 포괄적인 관점에서, 선행되는 변인에 대한 면밀한 분석을 시도했다는 데 그 의의가 있다.

본 연구의 제한점을 바탕으로 후속 연구를 위한 제언을 하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구의 대상이 초임교사이며, 2·3년제 대학을 졸업한 사립유치원 교사가 다수를 차지하였다. 그러므로 추후 연구에서는 다양한 경력과 학력의 교사를 포함시켜 분석할 필요가 있을 것이다. 둘째, 놀이교수효능감이 교사와 유아 간 상호작용에 미치는 영향에서 상호작용은 유치원 일과를 포괄한 교사-유아 간 상호작용을 측정하여 교사의 학급관리, 훈육, 통제와 같은 관리의 요소가 포함되었으므로 추후 연구에서는 놀이상황에 초점을 두어 놀이상황에서 이루어지는 교사-유아 간 상호작용을 집중적으로 관찰하여 놀이교수효능감과 관계의 분석할 필요가 있을 것이다.

참고문헌

- 강숙현 (1994). **유아교육 프로그램 평가척도의 이해와 활용**. 서울: 동문사.
- 강순미 (2007). 초임 유아교사의 멘토링 경험과 언어적 상호작용 관계 분석. **한국보육학회지**, 7(2), 91-108.
- 강영숙 (2007). 학생의 교사만족도에 대한 성격 특질과 정서지능의 역할. **충남대학교 교육대학원 석사학위논문**.
- 교육과학기술부, 보건복지부 (2013). **3-5세 연령별 누리과정 해설서**. 서울: 교육과학기술부·보건복지부.
- 권랑희, 이진희 (2015). 유아교사의 교사-유아 상호작용과 교사신념, 직무만족도 및 교사효능감 간의 관계. **아동교육**, 24(2), 93-107.

- 권미성, 문혁준 (2013). 보육교사의 교사효능감 및 전문성 수준이 교사-유아 상호작용에 미치는 영향. **한국보육지원학회지**, 9(4), 277-296.
- 권정윤 (2010). 유아교사의 정서지능과 정서노동 및 직무스트레스와의 관계. **유아교육연구**, 30(6), 269-289.
- 김선영, 강의정 (2006). 영아교사의 놀이교수효능감에 따른 교사 상호작용 유형에 관한 연구. **육아지원연구**, 1(2), 5-26.
- 김영한, 추경진 (2010). 초등학교 특수학급 교사의 전문성 인식과 직무스트레스, 교사효능감과 관계. **특수아동교육연구**, 12(4), 413-432.
- 김유림 (2000). 교육실습의 특성이 초임교사의 역할수행 지각에 미치는 영향. 이화여자대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 김현진 (2012). 유아교사와 초등교사의 현실충격과 교사효능감에 관한 연구. **열린유아교육연구**, 17(2), 151-173.
- 김혜선 (2005). 내러티브 탐구를 통한 유치원 초임교사들의 교직 생활 이해-네 교사의 교직 첫해 이야기. **한국교원교육연구**, 22(2), 277-305.
- 노은숙, 부성숙 (2012). 유아교사의 정서지능이 의사소통능력에 미치는 영향. **교육과학연구**, 43(4), 113-135.
- 모용희, 김규수 (2013). 유아교사의 교직전문성과 교직신념에 관한 인식 연구. **열린유아교육연구**, 18(1), 241-260.
- 박현경 (2006). 유아교사의 놀이교수 효능감이 유아의 가장놀이 사회적 수준과 교사의 놀이 개입 유형에 미치는 영향. **한국교원교육연구**, 23(1), 215-233.
- 박형신, 김정주 (2010). 보육교사의 전문성지원환경 인식과 조직현신도, 전문성 인식 간의 관계. **아동교육**, 19(2), 87-102.
- 배문조, 박세정 (2013). 예비보육교사의 다문화감수성과 보육교사전문성 인식이 다문화교수효능감에 미치는 영향. **한국영유아보육학**, 78, 139-164.
- 변길희, 김나림 (2010). 보육교사의 전문성 인식과 교수효능감 및 사회인구학적 변인과의 관계. **열린유아교육연구**, 10(4), 21-34.
- 서지은 (2014). 영아교사의 놀이신념, 놀이교수효능감이 교사-영아 상호작용에 미치는 영향. 중앙대학교 대학원 석사학위논문.
- 소연희 (2012). 초등교사가 지각한 정서적지지, 교육신념 및 교수효능감이 수업전문성인식에 미치는 영향. **교육종합연구**, 10(2), 163-181.
- 송미선 (2013). 예비유아교사의 정서지능 및 정서성이 교사전문성 인식에 미치는 영향. **어린이미디어연구**, 12(3), 277-295.
- 송상호 (2005). 교사의 전문성 인식과 조직현신도의 관계. 서강대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 신은수 (1996). 5년제 유아교사양성대학의 정규교육실습이 예비교사의 현장지식과 태도에 미치는 영향에 관한 연구. **덕성여대 논문집**, 25, 315-328.
- 신은수 (2000). 놀이에 대한 교사효능감이 교사와 유아의 상호작용과 유아 놀이발달에 미치는 영

- 향. **유아교육연구**, 20(1), 27-42.
- 신은수, 유영의, 박현경 (2004). 유아 교사의 놀이에 대한 교수 효능감과 놀이 운영 실제 신념에 관한 도구 개발연구. **유아교육연구**, 24(1), 49-69.
- 안상미 (2002). 유아교사의 교사효능감에 따른 교사-유아 상호작용. 이화여자대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 오승민 (2012). 유치원 교사의 교사효능감이 교사-유아 상호작용에 미치는 영향. 가천대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 이규식 (2007). 교사의 전문성 인식과 직무만족도의 관계. 서강대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 이수련 (2013). 유아교사의 전문성 인식과 교사-유아 상호작용 관계 분석. **어린이미디어연구**, 12(1), 221-239.
- 이숙자, 공병호, 성영화 (2011). 교사-유아의 상호작용과 보육교사변인간의 관계. **한국보육학회지**, 11(1), 1-18.
- 이운식, 이효신 (2012). 학교조직건강, 개인적 교사효능감, 집단적 교사효능감 및 수업전문성 간의 관계. **한국교원교육연구**, 29(4), 541-564.
- 이재진, 최나야 (2013). 영유아 교사의 놀이신념, 놀이교수효능감, 교사-영유아 상호작용의 관계. **한국보육학회지**, 13(3), 183-203.
- 이정미 (2010). 영아보육교사의 전문성 인식과 직무만족에 관한 연구. 숭실대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 이정숙 (2003). 교사경력과 유아연령에 따른 교사-유아의 상호작용. 계명대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 이진화 (2007). 유아교사의 정서지능과 직무만족도, 소진과의 관계. **아동교육**, 16(4), 199-210.
- 이현경, 남명자 (2009). 예비유아교사의 현장실습 경험 및 자아존중감과 교사효능감. **유아교육학 학논집**, 13(4), 119-135.
- 전혜미 (2010). 초등교사가 인식하는 교직전문성이 교사효능감, 교직헌신도에 미치는 영향. 고려대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 정혜진, 박재옥 (2014). 영아반 교사의 민감성과 놀이교수효능감에 따른 전문성 인식. **한국가정관리학회지**, 32(5), 193-205.
- 조부경 (1994). 유치원 교사의 교직 전문성 인식과 관심사와의 관계에 관한 연구. **한국교원대학교 교수논총**, 10(2), 131-161.
- 조영옥 (2015). 유아교사의 의사결정 참여도와 정서지능이 교사효능감에 미치는 영향. 가톨릭관동대학교 대학원 박사학위논문.
- 조혜진, 김수연 (2011). 유아교사의 직무스트레스와 소진의 관계에서 정서지능의 매개효과. **열린 유아교육연구**, 16(6), 231-247.
- 조혜진, 김수연 (2012). 영아 교사의 정서지능과 교사-영아 상호작용의 관계. **열린유아교육연구**, 17(5), 189-208.
- 최미애 (1999). 유치원 교사-유아의 상호작용에 영향을 미치는 제 변인에 관한 연구. 이화여자대

학교 석사학위논문.

- 최석란 (2005). **놀이와 유아발달**. 서울: 양서원
- 한재민, 이윤식 (2013). 초등학교 교장의 변혁적 리더십과 수석교사의 수업장학활동, 교사효능감, 교사의 수업전문성 간의 구조관계. **한국교원교육연구**, 30(4), 407-432.
- 홍근민 (1997). 영아보육환경의 질적수준에 따른 교사-영아 상호작용에 대한 연구: 어린이집을 중심으로. 이화여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 홍세희 (2000). 특별기고: 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. **한국심리학회지: 임상**, 19(1), 161-177.
- 황운세, 강현석 (2007). 유치원 초임교사의 교육계획안 개발에서 실천적 지식 함양을 위한 협력 모형 구안. **아동학회지**, 28(5), 233-251.
- 황은진 (2015). 유아교사의 정서지능 및 의사소통능력이 교사효능감에 미치는 영향. 가톨릭대학교 교육대학원 석사학위논문.
- Abbott-Shim, M., & Sibley, A. (1987). *Assessment profile early childhood programs*. Atlanta, GA: Quality Assist, Inc.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological bulletin*, 103(3), 411-423.
- Anderson, L. W. (2004). *Increasing teacher effectiveness*. Paris: UNESCO.
- Armor, D. (1976. August). *Analysis of the school preferred reading program in selected Los Angeles minority schools*. Retrieved January 1, 2016 from <http://files.eric.ed.gov/fulltext/ED130243.pdf>
- Buyse, E., Verschueren, K., Doumen, S., Van Damme, J., & Maes, F. (2008). Classroom problem behavior and teacher-child relationships in kindergarten: The moderating role of classroom climate. *Journal of School Psychology*, 46(4), 367-391.
- Chan, D. W. (2004). Perceived emotional intelligence and self-efficacy among Chinese secondary school teachers in Hong Kong. *Personality and Individual Differences*, 36(8), 1781-1795.
- Curby, T. W., Rudasill, K. M., Edwards, T., & Pérez-Edgar, K. (2011). The role of classroom quality in ameliorating the academic and social risks associated with difficult temperament. *School Psychology Quarterly*, 26(2), 175-188.
- Damasio, A. R., Grabowski, T. J., Bechara, A., Damasio, H., Ponto, L. L., Parvizi, J., & Hichwa, R. D. (2000). Subcortical and cortical brain activity during the feeling of self-generated emotions. *Nature Neuroscience*, 3(10), 1049-1056.
- Day, C. (2007). A passion for teaching, **열정으로 가르치기**(박은혜, 이진화, 위수경, 조혜선 공역). 서울: 파란마음(원판 2004).
- Downer, J., Sabol, T. J., & Hamre, B. (2010). Teacher-child interactions in the classroom: Toward a theory of within-and cross-domain links to children's developmental outcomes. *Early Education and Development*, 21(5), 699-723.
- Goldstein, L. S., & Lake, V. E. (2000). Love, love, and more love for children: exploring preservice

- teachers' understandings of caring. *Teaching and Teacher Education*, 16(8), 861-872.
- Hall, R. H. (1967, August). *Components of professionalization*. A paper presented at the 1967 Annual Meeting of the American Sociological Association. San Francisco, California.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Isen, A. M. (1993). Positive affect and decision making. In M. Lewis & J. Haviland (Eds.), *Handbook of emotions* (pp. 261-77). NY: Guilford Press.
- Johnson, J. E., Christie, J. F., & Yawkey, T. D. (1999). Play and Development. In J. E. Johnson, J. F. Christie, & T. D. Yawkey (Orgs.), *Play and early childhood development* (pp. 25-52). NY: Longman
- Lasky, S. (2000). The cultural and emotion politics of parent-teacher interaction. *Teaching and Teacher Education*, 16(8), 843-860.
- Matthews, G., & Zeidner, M. (2010). Emotional intelligence: Science & Myth, 정서지능: 그 오해와 진실(문용린, 박윤정, 강민수, 최경아 공역). 서울: 학지사(원판 2002).
- Mayer, J. D., & Salovey, P. (1997). What is emotional intelligence? In P. Salovey & D. Sluyter (Eds.), *Emotional Development and Emotional Intelligence* (pp. 3-31). NY: Basic Books.
- Mayer, J. D., Salovey, P., & Caruso, D. R. (2000). Emotional intelligence as zeitgeist, as personality, and as a mental ability. In R. Bar-On & J. D. A. Parkers (Eds.), *Handbook of emotional intelligence* (pp. 91-117). San Francisco: Jossey-Bass.
- McLaughlin, M., & Berman, P. (1977). Retooling staff development in a period of retrenchment. *Educational Leadership*, 35(3), 191-194.
- Mesquita, B., Frijda, N. H., & Scherer, K. R. (1997). Culture and emotion. In J. Berry, P. R. Dasen, & T. S. Saraswathi (Eds.), *Handbook of cross-cultural psychology: Basic processes and human development* (pp. 225-97). Boston: Allyn and Bacon.
- Penrose, A., Perry, C., & Ball, I. (2007). Emotional intelligence and teacher self-efficacy: The contribution of teacher status and length of experiences. *Issues in Educational Research*, 17(1), 107-126.
- Rowe, D. J., Early, B., & Loubier, D. (1999). New perspectives in early childhood teacher education, 영아와 걸음마기 유아교사의 역할: 유아교사 교육의 새로운 접근(조부경, 이정미 공역). 서울: 양서원(원판 1994).
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: new procedures and recommendations. *Psychological Methods*, 7(4), 422-445.
- Steiner, C., & Perry, P. (1997). *Achieving emotional literacy: A personal program to increase emotional intelligence*. NY: Avon.
- Taylor, C., Farver, C., & Stroller, J. K. (2011). Perspective: Can emotional intelligence training server

- as an alternative approach to teaching professionalism to residents? *Academic Medicine*, 86(12), 1551-1554.
- Tschannen-Moran, M., Woolfolk-Hoy, A., & Hoy, W. K. (1998). Teacher efficacy: its meaning and measure. *Review of Educational Research*, 68(2), 202-248.
- Vandell, D. L., Belsky, J., Burchinal, M., Steinberg, L., & Vandergrift, N. (2010). Do effects of early child care extend to age 15 years? Results from the NICHD study of early child care and youth development. *Child Development*, 81(3), 737-756.
- Veenam, S. (1984). Perceived problems of beginning teachers. *Review of Educational Research*, 54(2), 143-178.
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications* (pp. 56-75). CA: Sage.
- Wong, C. S., & Law, K. S. (2002). The effects of leader and follower emotional intelligence on performance and attitude: An exploratory study. *The leadership Quarterly*, 13(3), 243-274.
- Zembylas, M. (2005). Discursive practices, genealogies, and emotional rules: A poststructuralist view on emotion and identity in teaching. *Teaching and Teacher Education*, 21(8), 935-948.

논문투고 : 16.04.15
수정원고접수 : 16.05.29
최종게재결정 : 16.06.07