幼兒敎育硏究
2020. 제 40 권 제 4 호, 229-262 http://dx.doi.org/10.18023/kjece.2020.40.4.010

유아의 성별, 연령과 사회적 마음이론의 수준에 따른 또래배제에 대한 유아들의 도덕적 추론 : 성 고정관념, 집단정체성에 근거한 또래배제를 중심으로*

김 지 윤**
이 승 하***

≪요 약≫

본 연구는 성 고정관념과 집단정체성에 기반한 또래배제에 대한 유아들의 판단, 추론유형을 알아보고 그것이 사회적 마음이론과 어떠한 관련이 있는지 파악하고자 한다. 이를 위해 서울, 경기도에 위치한 유치원 및 어린이집에 재원 중인 만3, 4, 5세 유아 391명을 대상으로 자료를 수집하였다. 수집된 자료는 SPSS 25.0을 사용하여 t검정, 분산분석을 하였다. 연구 결과 첫째, 대부분 유아들은 단순한 맥락의 또래배제를 잘못된 것, 심각한 것으로 판단하였다. 이는 연령, 사회적 마음이론의 수준에 따라 차이가 유의하였다. 복잡한 맥락에서는 고정 관념적 선택을 하였으며, 또래배제를 심각한 것으로 판단하였다. 이는 자격의 유무, 성별, 연령, 사회적 마음이론의 수준, 맥락의 복잡성에 따라 차이가 있었다. 둘째, 단순한 맥락의 또래배제에서 유아들은 도덕적으로 추론하였으며 연령, 사회적 마음이론의 수준에 따라 차이가 있었다. 복잡한 맥락의 또래배제에서 유아들은 사회관습적으로 추론하였으며 자격의 유무, 성별, 연령, 사회적 마음이론의 수준, 맥락의 복잡성에 따라 차이가 있었다. 이러한 연구 결과를 바탕으로 본 연구는 또래배제에 대한 유아기 도덕교육에 대한 시사점과 방향을 제시하였다.

주제어: **또래배제(peer exclusion)**
도덕적 추론(moral reasoning)
성 고정관념(gender stereotypes)
집단정체성(group identity)
사회적 마음이론(Theory of Social Mind: ToSM)

※ 논문 투고 2020.04.30. / 수정본 제출 2020.06.15. / 게재 확정 2020.06.23.
* 본 논문은 2020년 중앙대학교 석사학위 청구논문의 일부임
** 중앙대학교 일반대학원 유아교육과 석사졸업
*** 중앙대학교 유아교육과 교수 / 교신저자(seungha94@cau.ac.kr)

www.kci.go.kr

Ⅰ. 서론

유아들은 또래들과의 상호작용을 통해 관계를 맺는다. 유아들이 맺은 여러 또래관계들은 서로 중첩, 확장되면서 또래집단을 형성하게 된다. 유아들은 또래집단 내에서 자신의 욕구와 상대의 바람, 그리고 집단 내의 기대 등을 파악하고 이를 조절하고 맞추어 가면서 관계를 유지해 나간다. 이러한 과정은 결코 단순하지 않다. 또래집단 내에서 유아들은 협력, 포용, 배려 등도 경험하지만 동시에 경쟁, 갈등, 시기 등도 겪게 된다(최현주, 최연철, 2013). 유아들이 집단을 형성할 때 누구를 끼워줄지, 누구를 끼워주지 않을지는 유아들에게 민감한 이슈이며 이러한 문제는 유아들의 놀이집단에 늘 존재한다(강은설, 정계숙, 2008; 김유화, 2008; 안준희, 2006; 윤재희, 2009; 임민정, 2017). 유아들의 또래 관계는 이러한 포함(inclusion)과 배제(exclusion)가 지속적으로 일어나며 이로 인해 또래관계는 역동적인 특성을 갖는다(강은설, 정계숙, 2008; Killen & Rutland, 2011).

사회적 범주화(social categorization)란 타인을 인지할 때 그가 속한 범주를 지각한 후, 그것에 의거하여 그 사람에 대한 인상을 형성하거나 판단하는 것을 말한다. 사회적 범주화 과정에서 유아들은 자신이 어떠한 집단에 속한다는 것을 파악하고(예: 남자, ○○유치원) 이를 통해 자신이 속한 내집단과 자신이 속하지 않은 외집단의 차이를 구분하게 된다. 유아들은 자신이 속한 내집단 구성원들 간의 유사성을 인식하며 내집단에 대한 호감과 편애를 높여간다. 그러나 내집단 선호는 종종 외집단에 대한 고정관념과 편견을 야기시켜 차별과 집단배제를 발생시킬 수도 있다(이해경, 이수원, 1994; Nesdale, 2007). 그리고 이러한 과정에는 집단정체성(group identity)이 관여한다.

집단정체성은 본인이 소속된 집단의 특징으로 자신을 개념화하며, 그 집단이 가지고 있는 관점에서 자신을 바라보고 더 나아가 집단의 이익을 위해 행동하려고 하는 것을 의미한다(박노윤, 이은수, 2014). 집단정체성은 동기부여, 경쟁력 향상과 같은 긍정적인 측면을 띄기도 하지만 부적절한 지위나 규범을 생성하여 사회적 배제를 발생시킬 수 있다는 점에서 부정적인 측면을 갖는다. 또한, 집단정체성에 기초하여 자신이 속한 집단의 기대에 부합하지 않는 타인이나 타 집단구성원에게 특정 태도를 취하게 되고 이는 편견과 차별로 이어지게 할 우려가 있다(Dovidio, Glick, & Rudman, 2005).

유아들을 대상으로 한 연구에서도 유아들은 자신이 속한 집단(내집단)을 선호하고 다른 집단(외집단)을 배제하는 모습을 보였다(Ojala & Nesdale, 2004). 또한 만 5세에서 11세까지의 유아 및 어린이들은 집단 내 편견을 갖고 있었으며, 내집단 일탈자에 대해 차별적 평가를 하였다(Abrams, Rutland, & Cameron, 2003). 만 5세 아동도 내집단의 규칙에 맞추어 판단을 바꾸었으며(Nesdale, Maas, Durkin, & Griffiths, 2005), 집단정체성이 관련된 배제 상황을 더 허용하는 것으로 나타났다(Rutland, Killen, & Abrams, 2010). 유아교육 현장에서도 집단정체성에 의한 배제가 종종 관찰되는데 '우리'로 뭉쳐있는 집단소속감 및 집단정체성으로 외집단과 경계지어 외집단이라고 생각되는 또래를 배제하는 모

www.kci.go.kr

습을 보였다(김유화, 2008).

유아기에 종종 관찰할 수 있는 집단 간 또래 배제의 원인으로는 성별이 있다. 성별은 유아가 인식하는 대표적이고 기본적인 사회적 범주 중 하나로(Levy & Haaf, 1994), 유아는 성 인식 과정에서 성 정체성을 형성하게 되고 유사성을 인식하여 동성의 집단을 선호한다. 그뿐만 아니라 자신의 성과 적절하다고 생각하는 일련의 행동과 태도 등의 성 고정관념을 자연스럽게 습득한다(Broverman & Vogerl, 1972: 진명희, 서현순, 2004에서 재인용). 이러한 성 고정관념으로 인해 유아들은 남자, 여자로 집단을 나누어 놀잇감 선택과 놀이 유형에 차별을 두고 반대 성의 또래를 배제하기도 하며, 반대 성별 집단에 대해 편견을 보이기도 한다(윤재희, 2009; 윤재희, 구태미, 2018).

또래배제에 대한 유아의 판단과 추론은 도덕성 발달 측면에서 설명된다. 누군가를 끼워주거나 배제하는 과정은 단순하지 않다. 또래배제에 대한 유아들의 도덕적 추론은 현실의 복잡한 상황들에 의해 영향 받기 때문이다(Killen & Malti, 2015). 일반적으로 '○○가 ~~를 안 끼워줬대'와 같이 단순한 또래배제 상황은 누구나 잘못된 것으로 판단할 수 있다. 그러나 상황이 좀 더 복잡해지면 유아의 판단은 달라질 수 있다. 예를 들어 유아들의 현실 세계에서는 놀고 싶어 하는 아이는 많은데 자리가 없어서(한정된 자원) 한 명만 끼워주어야 할 때 누구를 선택해야 하는지에 대한 기준을 정해야 한다. 나와 친한 아이 혹은 나와 같은 성별의 아이를 끼워줄 수도 있고, 그동안 놀이 기회를 부여받지 못한 다른 아이(공평성) 혹은 놀이를 더 잘하는 아이를 끼워줄 수도 있다(집단기능). 유아들은 이처럼 또래를 배제하거나 끼워줄 때 등 다양한 요인들을 고려해야 하는데 이러한 다양한 요인들에는 도덕적 기준(예: 무엇이 더 공평한지)이 관련한다.

Turiel의 사회영역이론은 도덕적 영역과 사회관습적 영역이 서로 별개의 영역으로 도덕적, 사회관습적 개념은 함께 발달하기 때문에 유아기에도 도덕적 개념이 존재함을 설명한다(Smetana, 2006; Turiel, 1983). 다만 유아들은 상황의 복잡성에 따라 도덕적 측면을 고려할지 사회관습적 측면을 고려할지 그 무게를 다르게 한다는 것이다. 선행연구에 따르면 단순 배제 상황과 복잡한 배제 상황을 구분하였을 때 유아들은 단순 배제 상황에서는 대부분 도덕적 추론을 하였으나, 남아와 여아가 모두 놀이를 하고 싶어 하지만 자리가 하나밖에 없는 복잡한 배제 상황에서는 도덕적 기준(예: 놀 기회가 없었던 아이)보다는 고정관념에 맞는 유아(예: 트럭놀이니까 남자아이)를 선택하는 경우가 많았다(Killen, Pisacane, Lee-Kim, & Ardila-Rey, 2001). 또한 자격의 유무(qualifications)에 따라 동등하지 않은 자격의 배제상황에서는 사회관습적 추론(예: 축구할 기회가 없었던 아이보다는 축구를 더 잘하는 아이)을 하며 고정관념에 부합하는 아이를 선택하는 경향이 높았다(Killen & Stangor, 2001). 이처럼 유아들의 현실 세계에서는 또래 배제와 관련된 다양한 요인이 존재하며 특정 상황에 얼마나 많은 요인이 얽혀있느냐에 따라 단순히 친구를 안 끼워주면 나쁜 것인지, 특정 상황에서는 괜찮은 것인지 등 판단하고 행동하는 근거가 달라진다.

www.kci.go.kr

최근 또래배제에 대한 유아들의 도덕적 추론과정은 유아의 사회적 마음 수준에 따라 다르게 나타날 수 있다는 점이 나타났다. 기존의 마음이론(Theory of Mind: ToM)은 자신의 마음이나 생각이 타인의 생각, 마음과는 다를 수 있다는 것을 이해하고 이를 바탕으로 다른 사람의 상황, 생각, 의도, 감정을 고려할 수 있는 능력을 말한다(손상희, 유연옥, 2011). 사회적 마음이론(Theory of Social Mind: ToSM)은 사회적 관계 안에서 타인의 상황, 생각, 의도, 감정을 고려할 수 있는 능력을 말한다. 사회적 마음이론은 유아가 자신과 타인의 마음, 상황 등이 다를 수 있음을 이해하며 그 의도와 감정을 고려할 수 있는 능력을 측정한다는 점에서 넓게는 마음의 이론에 속한다. 단, 기존의 마음이론 상황을 사회적 상황으로 변형, 확장한 것이라 볼 수 있다. 사회적 마음이론은 다른 사람의 의도에 대한 신념에 따라 다른 감정적인 반응과 사회적 의사소통을 이해하는 것을 포함하는 사회인지적 능력으로 사회적 관계에 대한 타인의 태도나 믿음을 이해하는 것이다(Abrams, Rutland, Pelletier, & Ferrell, 2009). 이는 타인이 사회적 상황에서 또 다른 타인(관계)을 어떻게 생각하는지 그에 대해 유추하는 능력을 말하며, 이를 추론하기 위해서는 사회적 관계에서 발생하는 타인의 감정, 의도를 이해할 수 있어야 한다. 즉, 자신의 감정과는 구분된 또래배제라는 특정상황에서 타인의 감정을 구분하고 추론하는 능력인 사회적 마음이론수준에 따라 또래배제에 대한 판단 및 추론이 달라질 것으로 예상된다. 선행연구에 따르면 사회적 마음 수준이 높은 유아일수록 내집단 구성원이 생각하는 자신의 모습에 대해 고려할 수 있기 때문에 집단 내 규범에 잘 동화되는 경향이 있었다. 그러나 사회적 마음 수준이 낮은 유아일수록 집단 내의 규범에 잘 동화되지 않았다(Abrams et al., 2009). 사회적 마음 수준이 낮을수록 집단 내의 다른 유아들이 무엇을 중요시하는지 모르기 때문이다. 사회적 마음 수준이 높은 유아는 타인의 감정을 잘 이해할 수 있기 때문에 배제 상황에 대한 타인의 감정을 이해하고 추론할 수 있다. 반면 사회적 마음 수준이 낮은 유아는 배제당하는 타인의 감정을 이해하지 못할 가능성이 높다. 또한 다른 사람의 마음과 감정상태를 이해하는 것과 더불어 다른 사람들이 자신을 어떻게 생각할지 생각해보는 능력이 집단이 추구하는 규범을 이해하는 능력과 매우 밀접한 관계가 있다는 것을 나타낸다. 사회적 마음 이론 수준이 낮은 유아라도 도덕적 규범이 강한 도덕적 집단에 속하여 집단정체성을 긍정적으로 추구할 수 있도록 도움을 주어야 함을 시사한다. 이와 같은 선행연구 결과를 통해 유아들의 사회적 마음이론의 수준은 도덕적 사고와 관련 있음을 알 수 있다. 따라서 본 연구에서는 사회적 마음 이론 수준에 따라 유아들의 또래배제에 대한 도덕적 추론의 차이가 있는지 알아보고자 한다. 사회적 마음이론은 국내에 아직 많이 연구되어 오지 않았지만, 몇몇 선행연구를 살펴보면 타인의 입장을 고려하여 공동체의 일원으로써 조화롭게 살아가는 태도를 키우는 데 매우 유용할 개념으로 고려되고 있다(Abrams, Rutland, Pelletier, Ferrell, & Lee, 2014).

최근 유아교육 기관에서 지속적인 배제, 집단따돌림 등의 문제가 발생하고 있다는 기사들이 종종 보도되고 있다(김민, 2014; 손병현, 2019). 유아기에 지속적으로 또래로부터 배

www.kci.go.kr

제당한 경험은 정서, 행동 발달에 부정적인 영향을 미친다(Macklem, 2004/2006). 또한 유아기 또래배제 경험은 유아기뿐만 아니라 성인기까지 장기적으로 영향을 미쳐 이후의 정서, 행동, 성격 장애 및 부적응의 문제로 이어지게 할 수 있다(이정윤, 이재연, 2003).

현재까지의 또래배제가 일어나는 원인은 주로 공격성, 수줍음과 같은 개인적 기질이나 특성 위주로 연구되어 왔다(정지나, 김지현, 2011; 정지나, 민성혜, 김지현, 2008). 예를 들면 공격성이 높은 유아일수록 또래와의 상호작용에서 공격적인 반응을 보여 또래로부터 배제당할 수 있는 것이다. 그러나 배제는 특정한 성향을 지닌 아이들에게만 발생하는 일은 아니기에 보다 넓은 관점, 즉 관계 혹은 집단의 관점에서 바라볼 필요가 있다.

집단의 관점에서 또래배제를 연구한 선행연구들은 성 유형화 놀이에서 유아들의 고정관념과 공정성(Killen et al., 2001), 성 고정 관념적 또래맥락에서 배제에 대한 유아들의 평가(Theimer, Killen, & Stangor, 2001), 성별, 인종 맥락의 포함과 배제에 대한 어린이들의 사회적 추론(Killen & Stangor, 2001)등의 국외 연구가 있으며, 국내에는 성 유형화된 놀이에서 또래배제에 대한 유아들의 도덕적 판단과 정당화(최진아, 성지현, 2018) 등 매우 소수만이 존재한다. 이러한 연구들은 제한된 수이지만 집단의 관점에서 또래배제에 대한 유아들의 판단과 추론에 관심을 두고 의미를 밝혀낸 점에서 그 의의가 있다. 그러나 대부분의 선행연구가 국외에서 진행되었으며, 대부분이 성별에 관련된 또래배제 연구이므로 성별뿐만 아니라 집단정체성을 기준으로 한 또래배제에 대한 유아들의 판단과 추론을 알아볼 필요가 있다. 더불어 유아들의 현실 세계와 같이 한정된 자원, 자격의 유무 등의 복잡한 상황 등을 제시하고 유아의 성별, 연령, 사회적 마음이론의 수준에 따라 또래배제에 대한 판단과 추론에 변화가 있는지 연구해볼 필요가 있다. 이에 본 연구에서는 자격의 유무, 성별, 연령, 사회적 마음이론 수준, 맥락의 복잡성에 따라 성 고정관념, 집단정체성에 기반한 또래배제에 대해 유아들의 도덕적 판단과 추론유형에 차이가 있는지 알아보고자 한다.

연구문제 1. 또래배제에 대한 유아의 판단은 어떠한가?

1-1. 단순한 맥락의 또래배제에 대한 '허용성, 심각성'은 어떠하며, 유아의 성별, 연령, 사회적 마음이론의 수준에 따라 차이가 존재하는가?

1-2. 복잡한 맥락의 또래배제에 대한 '고정 관념적 선택, 심각성'은 어떠하며, 자격의 유무, 유아의 성별, 연령, 사회적 마음이론의 수준, 맥락의 복잡성에 따라 차이가 존재하는가?

연구문제 2. 또래배제에 대한 유아의 추론유형은 어떠한가?

2-1. 단순한 맥락의 또래배제에 대한 유아의 '추론유형'은 어떠하며, 유아의 성별, 연령, 사회적 마음이론의 수준에 따라 차이가 존재하는가?

2-2. 복잡한 맥락의 또래배제에 대한 유아의 '추론유형'은 어떠하며, 유아의 성별, 연령, 사회적 마음이론의 수준, 맥락의 복잡성에 따라 차이가 존재하는가?

www.kci.go.kr

Ⅱ. 연구방법

1. 연구 대상

본 연구의 대상은 서울 및 경기도에 소재한 유치원, 어린이집에 재원 중인 만3, 4, 5세 유아 391명이었다. 이 중 남아는 190명(48.6%) 여아는 201명(51.4%)이었으며, 유아의 연령구성은 만 3세 113명(28.9%), 만 4세 143명(36.6%), 만 5세 135명(34.5%)이었다. 유치원에 재원 중인 유아는 146명(37.3%), 어린이집에 재원 중인 유아는 245명(62.7%)으로 어린이집에 재원 중인 유아가 많았다. 연구대상의 일반적 배경특성은 표 1에 제시하였다.

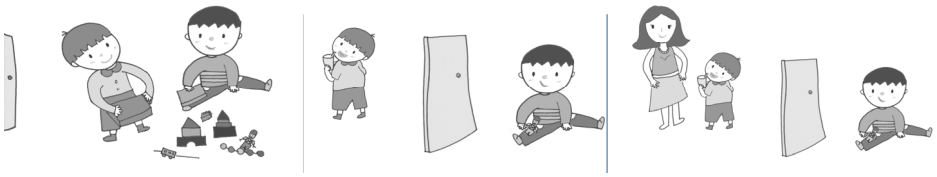
〈표 1〉 연구대상의 일반적 배경특성

성별 \ 연령	만 3세	만 4세	만 5세	합계(%)
남	46	76	68	190(48.6)
여	67	67	67	201(51.4)
합계(%)	113(28.9)	143(36.6)	135(34.5)	391(100)

2. 연구도구

1) 사회적 마음이론 검사

본 연구에서는 유아의 사회적 마음이론을 측정하기 위하여 Abram et al.(2009)이 사용한 Theory of Social Mind task card를 본 연구자가 수정 및 보완하여 사용하였다. 검사도구는 백인을 동일 인종으로 바꾸어 삽화를 제작하였으며, 영문 이름은 한국 이름(강이와 찬이)으로 바꾸어 사용하였다. 사용된 삽화는 그림 1에 제시하였다.



[그림 1] 사회적 마음이론 검사 삽화

검사도구의 삽화 및 내용의 적절성 및 타당도는 유아교육과 교수 1인과 경력 10년의 유치원 교사 2인과 논의 하여 검토하여 B5크기의 그림 카드로 제작하였다. 이후 도구의 적절성을 위해 만 3세 5명, 만 4세 5명, 만 5세 10명 총 20명을 대상으로 예비연구를 실시하였다. 예비연구에 참여한 유아들은 삽화를 보고 이야기를 이해하는 것에 어려움을 보이지 않았으며 삽화에 흥미와 관심을 보였다. 또한, 검사질문을 이해하고 응답하는 데도

www.kci.go.kr

무리가 없어 해당 검사 도구를 확정지었다.

사회적 마음이론 검사에서는 강이와 찬이가 오늘 처음 만났지만 재미있게 놀았다는 것을 알려준 후 강이가 물을 마시러 나간 사이 찬이가 강이의 장난감을 훔쳐 주머니에 숨겼다는 상황을 제시하였다. 이어 강이가 다시 방으로 돌아오기 전에 강이 엄마가 강이가 찬이를 좋아하는지 싫어하는지 물어보았다는 이야기를 들려주었다. 이야기를 다 들은 후 유아에게 자신의 지식 및 감정과는 독립적으로 타인에 대한 감정을 추론할 수 있는지 질문하였다. 각 질문에 따른 유아의 응답은 질문의 이해도와 답의 정확도에 따라 0~2점으로 점수화하였다. 강이의 입장에서 정확한 답을 이야기한 경우 더 높은 점수를 부여하였다. 구체적인 질문 및 채점 기준은 표 2에 제시하였다.

〈표 2〉 사회적 마음이론 검사의 질문 및 채점기준

구분	질문	채점기준
1.	“강이는 찬이가 강이의 장난감을 훔쳐간 것을 알고 있을까요?”	알고 있다(0점) 모르고 있다(1점)
2.	“강이는 강이 엄마에게 찬이를 좋아한다고 했을까요? 싫어한다고 했을까요?”	싫다고 했다(0점) 좋다고 했다(1점)
3.	“강이가 왜 그렇게 말했다고 생각하나요?”	장난감을 훔쳐서, 잘 모르겠다(0점) 전에 같이 놀아서, 친구니까(1점) 장난감을 훔쳐간 것을 아직 몰라서(2점)

사회적 마음이론은 평균 2.32(SD=1.85)를 기준으로 평균보다 높은 경우 수준 ‘상’, 낮은 경우 수준 ‘하’로 구분하였다. 수준 하는 197명(50.4%), 수준 상은 194명(49.6%)이었으며, 본 연구에서 사회적 마음이론 검사의 신뢰도는 Cronbach's α 는 .67로 나타났다.

2) 또래배제 검사

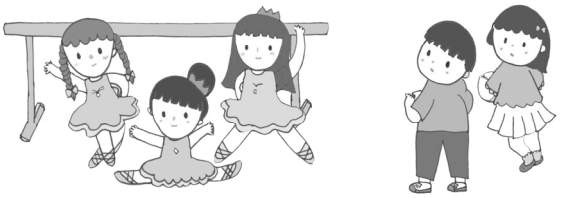
본 연구에서는 또래배제에 대한 유아의 판단 및 추론을 검사하기 위해 Killen과 Stangor(2001)가 사용한 검사 도구를 수정 및 보완하여 사용하였다. 검사도구는 Killen과 Stangor(2001)의 연구에서 묘사된 글을 보고 유아들의 이해를 돕기 위해 삽화를 제작하여 사용하였다. 삽화, 내용의 적합성 및 맥락의 타당도를 검증하기 위하여 유아교육과 교수 1인과 경력 10년의 현직 유치원 교사 2인과 논의하였다. 그 결과 그림 및 내용, 맥락에서 유아들이 이해하는 데 무리가 없다는 점을 확인하여 A4 반 크기로 그림 카드를 제작하여 사용하였다.

(1) 성 고정관념에 근거한 또래배제

성 고정관념에 근거한 또래배제에 대한 유아들의 판단과 이유를 측정하기 위해 성 고정관념을 분명하게 드러낼 수 있는 활동으로 발레(여성 고정관념)와 축구(남성 고정관념)

www.kci.go.kr

활동을 제시하였다. 연구대상의 성별에 관계없이 모든 유아에게 발레 활동에서는 남아를 배제하는 상황을, 축구 활동에서는 여아를 배제하는 상황으로 구분하여 검사하였다.



[그림 2] 성 고정관념에 근거한 또래배제 그림 카드의 예

성 고정관념에 근거한 또래배제 상황은 단순한 맥락, 복잡한 맥락으로 구분하였으며 단순한 맥락, 복잡한 맥락의 순서로 제시하였다. 먼저 단순한 맥락에서는 성 고정 관념 활동(발레, 축구)에서 성별을 기준으로 반대 성별의 아이를 배제하는 상황을 제시하고 반대 성별의 아이를 배제하는 것이 괜찮은 것인지 나쁜 것인지(허용성), 이러한 배제 상황을 얼마나 나쁘다고 생각하는지(심각성), 왜 그렇게 생각했는지(판단의 이유)를 조사하였다. 유아의 응답에 따라 다른 성별의 아이를 배제하는 것이 '괜찮다'고 응답하면 0점, '잘못되었다'고 대답하면 1점을 부여하였다. 심각성은 표정이 그려진 얼굴 카드를 제시하여 또래배제 상황이 얼마나 나쁜 것인지 유아들이 얼굴 카드를 골라 1점(나쁘지 않다)에서 4점(매우 나쁘다)으로 점수화 할 수 있도록 하였다. 판단의 이유에 대해서는 유아의 응답을 기록지에 즉시 기록한 후, 응답에 따라 도덕적, 사회관습적, 기타로 구분하였다.

복잡한 맥락에서는 성 고정관념 활동에 참여하고 싶어 하는 아이가 남아, 여아 두 명이지만 자리가 부족하여 한 명만 끼워줄 수 있다는 상황(한정된 자원)을 제시하였다. 특히 모두 동등한 능력(예: 남아, 여아 모두 발레를 잘할 때)을 가지고 있을 때와 동등하지 않은 능력(예: 여아가 남아보다 발레를 더 잘할 때)을 가지고 있을 때로 구분하여 제시하였다. 동등한 능력의 상황에서 어떤 아이를 끼워줄지 선택하게 하여(고정 관념적 선택), 고정 관념적 선택을 할 경우 0점, 반대 성별의 아이를 선택할 경우 1점을 부여하였다. 또한 같은 성별의 아이만 끼워주는 상황이 얼마나 잘못되었다고 생각하는지(심각성)에 관해 물어본 후 1점에서 4점으로 점수화하였다.

또한 왜 그렇게 생각했는지(판단의 이유)를 물어본 후 유아의 응답에 따라 추론 유형을 도덕적, 사회관습적, 기타로 구분하고 유아가 응답한 대답의 유형에 따라 각 영역에 1점을 부여하였다. 예를 들어 유아가 도덕적 영역의 응답을 했을 경우 도덕적 추론에 1점을, 사회관습적 대답을 하면 사회관습적 추론에 1점을 부여하였다. 도덕적 추론, 사회관습적 추론에 해당하지 않는 기타 영역에서 '몰라요' '그냥'과 같은 대답은 9점을, '가위바위보로 정해요' 와 같은 중립을 유지하며 새로운 의견을 제시하는 경우는 0점으로 구분하였다. 동등하지 않은 능력의 상황에서도 잘하는 아이와 잘하지 못하는 아이 중 어떤 아이를 끼워주는 것이 옳은지 선택하게 하였으며, 왜 그러한 판단을 하였는지 판단의 이유에

www.kci.go.kr

관해 물어보았다. 유아가 고정 관념적 선택을 한 경우 0점, 고정관념과 반대되는 성별의 아이를 선택한 경우 1점을 부여하였으며, 판단의 이유에 대해 도덕적, 사회관습적, 기타로 구분하였다. 기타영역의 빈도는 6.1%였으며 '몰라요'와 같은 대답의 빈도는 5.6%, 새로운 의견의 대답 빈도는 0.5%였다. 또한 다른 성별의 아이가 능력이 좋지 않아서 끼워주지 않는 배제 상황을 얼마나 심각하다고 생각하는지 1점에서 4점으로 점수화하도록 하였다. 성 고정관념에 근거한 또래배제 검사 질문 및 채점 기준은 표 3과 같다.

〈표 3〉 성 고정관념에 근거한 또래배제 검사의 질문 및 채점기준

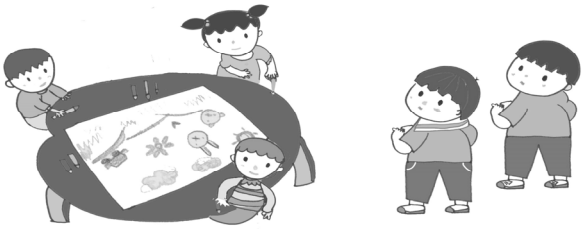
구분	문항	질문	채점기준
단순한 맥락	문항1. 허용성	"여자(남자)아이들이 남자(여자)아이를 발레(축구)에 끼워주지 않는 것은 괜찮은 것일까요? 아니면 잘못된 것일까요?"	괜찮다(0점) 잘못되었다(1점)
	문항2. 심각성	"여자(남자)아이들이 남자(여자)아이를 발레(축구)에 끼어주지 않는 것은 얼마나 잘못된 것일까요?"	잘못되지 않았다(1점) 조금 잘못되었다(2점) 잘못되었다(3점) 많이 잘못되었다(4점)
	문항3. 판단의 이유	"왜 그렇게 생각했어요?"	도덕적(예: 안 끼워 주는 것은 불공평한 거예요) 사회관습적(예: 축구는 남자들의 놀이에요) 기타(예: 모르겠어요)
복잡한 맥락 -동등한 자격	문항1. 고정관념적 선택	"남자아이도 발레(축구)를 잘하고 여자아이도 발레(축구)를 잘하는데 한 명만 끼워줘야 하면 어떤 아이를 끼워주어야 할까요?"	같은 성별의 아이(0점) 성별과 반대되는 아이(1점)
	문항2. 심각성	"여자(남자)아이들이 여자(남자)아이만 끼워주고 남자(여자)아이는 끼워주지 않는 것은 얼마나 잘못된 것일까요?"	잘못되지 않았다(1점) 조금 잘못되었다(2점) 잘못되었다(3점) 많이 잘못되었다(4점)
	문항3. 판단의 이유	"왜 그렇게 생각했어요?"	도덕적(예: 여자는 평소에 축구해볼 기회가 없었으니까 똑같이 기회를 줘요) 사회관습적(예: 같은 남자니깐) 기타(예: 가위바위보로 정해요)

www.kci.go.kr

복잡한 맥락 −동등하지 않은 자격	문항1. 고정관념적 선택	“남자(여자)아이는 발레(축구)를 잘 못하고 여자(남자)아이는 발레(축구)를 잘하는데 한 명만 끼워줘야 하면 누구를 끼워주어야 할까요?”	같은 성별의 아이(0점) 성별과 반대되는 아이(1점)
	문항2. 심각성	“남자(여자)아이가 잘 못하기 때문에 여자(남자)아이들이 남자(여자)아이를 끼워주지 않는 것은 얼마나 잘못된 것일까요”	잘못되지 않았다(1점) 조금 잘못되었다(2점) 잘못되었다(3점) 많이 잘못되었다(4점)
	문항3. 판단의 이유	“왜 그렇게 생각했어요?”	도덕적(예: 못해도 연습하면 되니깐 같이 해요) 사회관습적(예: 잘하는 애랑 하는게 좋아요) 기타(예: 못 정하겠어요)

(2) 집단정체성에 근거한 또래배제

집단정체성에 근거한 또래배제에 대한 유아들의 판단과 추론 과정을 측정하기 위해 우리 반 아이들이 미술 활동을 하고 있다는 상황을 제시하고 다른 반 아이가 우리 반 아이들과 함께 미술활동을 하고 싶어 하지만 우리 반이 아니라는 이유만으로 배제되는 상황의 이야기를 들려주었다.



[그림 3] 집단정체성에 근거한 또래배제 그림 카드의 예

집단정체성에 근거한 또래배제 상황 또한 성 고정관념에 근거한 또래배제와 마찬가지로 단순한 맥락과 복잡한 맥락으로 구분하였으며, 단순한 맥락, 복잡한 맥락의 순서로 제시하였다.

단순한 맥락에서는 다른 반 아이를 단순히 우리 반이 아니라는 이유로 또래를 배제하는 것에 대한 허용성과 심각성, 판단이유를 질문하였다.

복잡한 맥락에서는 자격의 유무를 구분하여 동등한 자격, 동등하지 않은 자격 모두 우리 반 아이와 다른 반 아이 중 누구를 참여시킬지에 대해 선택하도록 하고, 상황의 심각성 정도, 판단의 이유를 물었다.

집단정체성에 근거한 또래배제 검사의 질문 및 채점 기준은 표 4와 같다.

www.kci.go.kr

〈표 4〉 집단정체성에 근거한 또래배제 검사의 질문 및 채점기준

구분	문항	질문	채점기준
단순한 맥락	문항1. 허용성	“우리 반 아이들이 다른 반 아이를 끼워주지 않는 것은 괜찮은 것일까요? 아니면 잘못된 것일까요?”	괜찮다(0점) 잘못되었다(1점)
	문항2. 심각성	“우리 반 아이들이 다른 반 아이라고 끼워주지 않는 것은 얼마나 잘못된 것일까요?”	잘못되지 않았다(1점) 조금 잘못되었다(2점) 잘못되었다(3점) 많이 잘못되었다(4점)
	문항3. 판단의 이유	“왜 그렇게 생각했어요?”	도덕적(예: 친구가 속상하잖아요) 사회관습적(예: 우리반이니깐) 기타(예: 그냥요)
복잡한 맥락 –동등한 자격	문항1. 고정관념적 선택	“다른 반 아이도 그림을 잘 그리고 우리 반 아이도 그림을 잘 그리는데 한 명만 끼워줘야 하면 어떤 아이를 끼워주어야 할까요?”	우리반 아이(0점) 다른 반 아이(1점)
	문항2. 심각성	“우리 반 아이들이 우리 반 아이만 끼워주고 다른 반 아이는 끼워주지 않는 것은 얼마나 잘못된 것일까요?”	잘못되지 않았다(1점) 조금 잘못되었다(2점) 잘못되었다(3점) 많이 잘못되었다(4점)
	문항3. 판단의 이유	“왜 그렇게 생각했어요?”	도덕적(예: 다른 반 아이도 기회를 줘요) 사회관습적(예: 우리반끼리 하는 거니깐) 기타(예: 사다리타기로 정해요)
복잡한 맥락 –동등하지 않은 자격	문항1. 고정관념적 선택	“다른 반 아이는 그림을 잘 못 그리고 우리 반 아이는 그림을 잘 그리는데 한 명만 끼워줘야 하면 어떤 아이를 끼워주어야 할까요?”	우리 반 아이(0점) 다른 반 아이(1점)
	문항2. 심각성	“다른 반 아이가 잘 못하기 때문에 우리 반 아이들이 다른 반 아이를 끼워주지 않는 것은 얼마나 잘못된 것일까요?”	잘못되지 않았다(1점) 조금 잘못되었다(2점) 잘못되었다(3점) 많이 잘못되었다(4점)
	문항3. 판단의 이유	“왜 그렇게 생각했어요?”	도덕적(예: 못해도 연습해볼 수 있게 기회를 줘요) 사회관습적(예: 잘하니깐) 기타(예: 잘 모르겠어요)

www.kci.go.kr

3. 연구절차 및 자료분석

본 연구를 수행하기 위해 경기도에 소재한 어린이집에 재원 중인 만 3세 5명, 만 4세 5명, 만 5세 10명 총 20명의 유아를 대상으로 예비조사를 하였다. 예비조사 결과, 유아가 또래배제에 대한 판단과 이유를 말하는 것에 무리가 없었다. 그러나 만 3세와 만 5세의 이야기 및 질문 이해 수준이 달라 만 3세 유아도 쉽게 이해할 수 있도록 애매한 문항의 질문을 수정 및 보완하여 본 조사에 사용하였다. 본 조사는 연구목적 및 자료수집 방법에 대해 사전 동의한 서울, 경기도의 유아교육 기관에서 진행되었다. 유아의 연구 참여 동의를 얻기 위해 학부모들에게 수동적 연구 참여 동의서를 배부하였다. 자녀가 연구에 참여하기를 원치 않는 학부모들은 '동의하지 않음'에 체크하여 돌려보낼 것을 부탁하였다. 참여 동의서가 회수된 후 자녀의 연구 참여에 동의한 부모의 유아만을 대상으로 조사를 진행하였다. 본 조사 기간은 2019년 7월 9일부터 8월 29일까지 시행되었다. 자료수집 과정은 연구자 유아 1:1 면담으로 진행되었으며 기관 내 독립되고 조용한 공간에서 이루어졌다. 조사에 앞서 유아에게도 연구 참여 의사를 묻고, 유아가 연구 참여에 의사를 밝힌 경우에만 진행하였다. 또한 유아가 그만하고 싶을 경우 멈출 수 있음을 안내하였다. 유아의 응답은 검사 및 답변지에 즉시 기록하였다. 면담 시간은 유아 한 명 당 평균 15분 정도 소요되었다.

본 연구에서 수집된 자료는 SPSS 25.0 프로그램을 이용하여 분석하였다. 유아의 사회적 마음이론 수준, 또래배제에 대한 판단, 추론유형을 알아보기 위해 평균과 표준편차를 산출하였다. 또래배제에 대한 유아의 판단이 자격의 유무, 성별, 연령, 사회적 마음이론의 수준, 맥락의 복잡성에 따라 차이가 있는지 분석하기 위해 독립표본 t 검정, 대응표본 t 검정과 일원배치 분산분석 및 사후검증(*Scheffé*)을 실시하였다. 또래배제에 대한 유아의 판단 이유가 자격의 유무, 성별, 연령, 사회적 마음이론의 수준, 맥락의 복잡성에 따라 차이가 있는지 알아보기 위해 독립표본 t 검정, 대응표본 t 검정과 일원배치 분산분석 및 사후검증(*Scheffé*)을 실시하였다.

Ⅲ. 연구 결과

1. 또래배제에 대한 유아의 판단

1) 단순한 맥락의 또래배제에 대한 유아의 판단

(1) 허용성

단순한 맥락의 또래배제에 대한 허용성은 0~1 범위에서 M =.86(SD=.51)을 보여 대다수의 유아는 성 고정관념과 집단정체성에 의해 또래를 배제하는 것을 잘못된 것으로 판단하였다.

www.kci.go.kr

유아의 성별에 따라 허용성 판단의 차이가 존재하는지 알아보기 위해 성별을 독립변수로 각 활동의 허용성 판단을 종속변수로 하여 독립표본 t 검정한 결과 발레(남아: M=.92, SD=.67; 여아: M=.86, SD=.34), 축구(남아: M=.87, SD=.69; 여아: M=.86, SD=.34), 미술(남아: M=.81, SD=.72; 여아: M=.85, SD=.69) 활동의 또래배제에 대한 허용성은 유아의 성별에 따라 차이가 나지 않았다(발레: t=1.13, p〉.05; 축구: t=.24, p〉.05; 미술: t=-.45, p〉.05). 즉, 유아들은 성별에 상관없이 단순한 맥락의 또래배제를 잘못된 것으로 판단하였다.

유아의 연령에 따라 허용성 판단의 차이가 존재하는지 알아보기 위해 연령을 독립변수로 각 활동의 허용성 판단을 종속변수로 하여 각 일원배치 분산분석한 결과, 단순한 맥락에서 발레(만 3세: M=.80, SD=.89; 만 4세: M=.90, SD=.29; 만 5세: M=.96, SD=.18; F=2.78, p〉.05), 축구(만 3세: M=.77, SD=.90; 만념4세: M=.88, SD=.31; 만 5세: M=.93, SD=.25; F=2.59, p〉.05), 미술(만 3세: M=.92, SD=1.16; 만 4세: M=.78, SD=.41; 만 5세: M=.81, SD=.38; F=1.24, p〉.05)활동의 또래배제에 대한 허용성은 유아의 연령에 따라 차이가 나지 않았다. 즉, 연령과 관계없이 유아들은 단순히 성 고정관념과 집단정체성에 의해 또래를 배제하는 것을 잘못된 것으로 판단하였다.

〈표 5〉 사회적 마음이론에 따른 단순한 맥락 또래배제에 대한 허용성 t 검증 결과

또래배제 원인	사회적 마음이론	n	M	SD	t
성 고정관념 (발레)	수준 상	194	.96	.18	-2.57*
	수준 하	197	.82	.71	
성 고정관념 (축구)	수준 상	194	.92	.25	-2.01*
	수준 하	197	.81	.71	
집단정체성 (미술)	수준 상	194	.81	.38	.39
	수준 하	197	.81	.38	

* p〈.05

유아의 사회적 마음이론의 수준에 따라 허용성의 차이가 존재하는지 알아보기 위해 사회적 마음이론의 수준을 독립변수로 각 활동의 허용성 판단을 종속변수로 하여 독립표본 t검정을 실시하였다. 그 결과는 표 5와 같다. 사회적 마음이론의 수준은 평균을 기준으로 상, 하로 나누어 검증하였다. 사회적 마음이론 수준이 높은 유아들은 사회적 마음이론 수준이 낮은 유아보다 성 고정관념에 근거한 또래배제를 더 잘못된 것으로 판단하는 것으로 나타났다. 반면 단순한 맥락에서 집단정체성에 근거한 또래배제(미술활동)에서는 사회적 마음이론 수준에 따라 허용성 판단에 차이가 없었다.

www.kci.go.kr

(2) 심각성

단순한 맥락의 또래배제에 대한 심각성 평균은 1~4 범위에서 3.04(*SD*=.82)로 대체로 유아들은 단순한 맥락의 또래배제를 심각한 것으로 평가하였다.

유아의 성별에 따라 심각성 판단의 차이가 존재하는지 알아보기 위해 성별을 독립변수로 각 활동의 심각성 판단을 종속변수로 하여 독립표본 *t*검정을 실시하였다. 그 결과, 성별에 따른 발레(남아: *M*=3.24, *SD*=.99; 여아: *M*=3.17, *SD*=1.00), 축구(남아: *M*=.3.11, *SD*=1.09; 여아: *M*=3.20, *SD*=.99), 미술(남아: *M*=2.69, *SD*=1.10; 여아: *M*=2.85, *SD*=1.07)활동에 대한 심각성은 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 유아들은 성별과 관계없이 성 고정관념, 집단정체성을 기준으로 발생한 단순 또래배제 상황을 심각한 것으로 판단하는 것으로 나타났다(발레: t=.72, p>.05; 축구: t=-.93, p>.05; 미술: t=-1.45, p>.05).

〈표 6〉 연령에 따른 단순한 맥락의 또래배제에 대한 심각성 F 검증 결과

또래배제 원인	연령	*n*	*M*	*SD*	*F*	*Scheffe*
성 고정관념 (발레)	만3세	113	2.80	1.22	14.64^{***}	만4,5세>만3세
	만4세	143	3.30	.92		
	만5세	135	3.44	.73		
성 고정관념 (축구)	만3세	113	2.69	1.22	17.11^{***}	만4,5세>만3세
	만4세	143	3.31	.95		
	만5세	135	3.40	.82		
집단정체성 (미술)	만3세	113	2.53	1.14	4.30^{*}	만5세>만3,4세
	만4세	143	2.81	1.04		
	만5세	135	2.94	1.07		

$^{*}p$<.05, $^{***}p$<.001

유아의 연령에 따라 심각성 판단의 차이가 존재하는지 알아보기 위해 연령을 독립변수로 각 활동의 심각성 판단을 종속변수로 하여 일원배치 분산분석을 하였다(표 6 참조). 그 결과, 단순한 맥락의 발레, 축구, 미술 모든 활동에서 연령 간 심각성 판단의 차이가 유의하였다 구체적인 연령 간 심각성 차이를 알아보기 위해서 사후검증(*Scheffe*)을 실시한 결과는 성 고정관념에 근거한 또래배제 상황(발레, 축구)에서 만 3세는 만 4, 5세보다 다른 성별의 아이를 배제하는 것을 덜 심각한 것으로 판단하였다. 미술 활동(집단정체성)에서는 만 5세가 만 4세와 만 3세보다 집단정체성에 근거하여 또래배제 하는 상황을 더 심각한 것으로 판단하였다.

www.kci.go.kr

〈표 7〉 사회적 마음이론에 따른 단순한 맥락 또래배제에 대한 심각성 t 검증 결과

또래배제 원인	사회적 마음이론	n	M	SD	t
성 고정관념 (발레)	수준 상	194	3.42	.73	-4.38***
	수준 하	197	2.99	1.16	
성 고정관념 (축구)	수준 상	194	3.39	.85	-4.42***
	수준 하	197	2.93	1.16	
집단정체성 (미술)	수준 상	194	2.89	1.06	-2.15*
	수준 하	197	2.65	1.11	

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

유아의 사회적 마음이론의 수준에 따라 심각성의 차이가 존재하는지 알아보기 위해 사회적 마음이론의 수준을 독립변수로 각 활동의 심각성 판단을 종속변수로 하여 독립표본 t검정을 실시하였다. 그 결과는 표 7과 같다. 유아의 사회적 마음이론의 수준에 따라 단순한 맥락의 또래배제에 대한 심각성 판단은 통계적으로 유의미한 차이가 있었다. 사회적 마음이론 수준이 높은 유아들은 사회적 마음이론 수준이 낮은 유아들보다 발레, 축구, 미술 활동에서 단순히 또래를 배제하는 것을 더 심각한 것으로 평가하였다.

2) 복잡한 맥락의 또래배제에 대한 유아의 판단

(1) 고정 관념적 선택

복잡한 맥락의 또래배제에 대해 대다수의 유아는 동등한 자격과 동등하지 않은 자격 모두에서 고정관념에 맞는 유아(발레에서 여아, 축구에서 남아, 미술에서 우리 반 아이)를 선택하였다(동등한 자격 M=.36, SD=.80; 동등하지 않은 자격 M=.17, SD=.37).

동등한 자격과 동등하지 않은 자격에서(자격의 유무) 유아들의 고정 관념적 선택 차이를 대응표본 t 검증한 결과, 자격의 유무에 따른 고정 관념적 선택에 유의미한 차이가 있었다(발레: t=5.14, p<.001; 축구: t=3.23, p<.01; 미술: t=2.41, p<.05). 즉, 유아들은 동등한 자격보다 동등하지 않은 자격에서 고정관념에 맞는 아이를 포함하는 경우가 현저하게 많았다.

유아의 성별에 따라 고정 관념적 선택에 차이가 존재하는지 알아보기 위해 성별을 독립변수로 각 활동의 고정 관념적 선택을 종속변수로 하여 독립표본 t검정 하였다. 그 결과, 동등한 자격에서는 발레 활동만이, 동등하지 않은 자격에서는 축구 활동만이 성별 차이를 나타냈다. 동등한 자격의 발레 활동에서 남아(M=.56, SD=1.46)는 여아(M=.28, SD=.45)보다 고정관념에 맞지 않는 아이(발레 활동에서 남자아이)를 더 많이 선택하는 모습을 보였다(t=2.57, p<.05). 동등하지 않은 자격의 축구 활동에서는 남아(M=.14, SD=.35)가 여아(M=.21, SD=.41)보다 고정관념에 맞으며 잘하는 아이를 더 많이 선택하였다(t=-1.97, p<.05). 즉, 성 고정관념에 기반한 또래배제 상황에서 남아는 여아보

www.kci.go.kr

다 자신과 같은 성별의 아이를 선택하는 것으로 나타났다.

〈표 8〉 연령에 따른 복잡한 맥락– 동등한 자격에서의 고정 관념적 선택 F 검증 결과

또래배제 원인	연령	n	M	SD	F	*Scheffe*
성 고정관념 (발레)	만3세	113	.06	.24	13.55***	만5세>만4세>만3세
	만4세	143	.39	.86		
	만5세	135	.75	1.52		
성 고정관념 (축구)	만3세	113	.06	.24	13.38***	만5세>만4세>만3세
	만4세	143	.25	.43		
	만5세	135	.66	1.54		
집단정체성 (미술)	만3세	113	.25	1.21	2.01	·
	만4세	143	.25	.83		
	만5세	135	.50	1.36		

***p<.001

〈표 9〉 연령에 따른 복잡한 맥락– 동등하지 않은 자격에서의 고정 관념적 선택 F 검증 결과

또래배제 원인	연령	n	M	SD	F	*Scheffe*
성 고정관념 (발레)	만3세	113	.01	.09	20.04***	만5세>만4세>만3세
	만4세	143	.13	.34		
	만5세	135	.28	.45		
성 고정관념 (축구)	만3세	113	.01	.13	21.73***	만5세>만4세>만3세
	만4세	143	.17	.38		
	만5세	135	.32	.47		
집단정체성 (미술)	만3세	113	.19	1.2	.21	·
	만4세	143	.18	.38		
	만5세	135	.23	.42		

***p<.001

유아의 연령에 따라 고정 관념적 선택에 차이가 존재하는지 알아보기 위해 연령을 독립변수로 각 활동의 고정 관념적 선택을 종속변수로 하여 일원배치 분산분석을 실시하였다. 그 결과는 동등한 자격 표 8, 동등하지 않은 자격 표 9와 같다. 분석 결과, 연령에 따른 활동유형별 고정 관념적 선택의 차이는 자격의 유무에 관계없이 성 고정관념에 근거한 또래배제 상황(발레, 축구)에서만 유의미하였다. 구체적인 연령 간 고정 관념적 선택의 차이를 알아보기 위해서 사후검증(*Scheffe*)을 실시한 결과는 다음과 같다. 동등한 자격과 동등하지 않은 자격의 발레 활동에서 만 5세, 만 4세, 만 3세 순으로 고정 관념에 맞지 않는 아이를 선택하는 모습을 보였다(만 3세와 만 4세: p<.001; 만 3세와 만 5세: p<.001; 만 4세와 만 5세: p<.05). 동등한 자격과 동등하지 않은 자격의 축구활동에서는 연령이 증가함에 따라 고정관념에 맞지 않는 아이를 선택할 가능성이 높았다(만 3세 동등한 자격: M=.06, SD=.24; 동등하지 않은 자격: M=.01, SD=.09; 만 4세 동등한 자격: M=.25,

www.kci.go.kr

SD=.43; 동등하지 않은 자격: *M*=.17, *SD*=.38; 만 5세 동등한 자격: *M*=.66, *SD*=1.54; 동등하지 않은 자격: *M*=.32, *SD*=.47).

〈표 10〉 사회적 마음이론에 따른 복잡한 맥락- 동등한 자격에서의 고정 관념적 선택 t 검증 결과

또래배제 원인	사회적 마음이론	*n*	*M*	*SD*	*t*
성 고정관념 (발레)	수준 상	194	.59	1.31	-3.18**
	수준 하	197	.25	.74	
성 고정관념 (축구)	수준 상	194	.50	1.17	-3.34**
	수준 하	197	.17	.71	
집단정체성 (미술)	수준 상	194	.29	1.14	-.83
	수준 하	197	.39	1.16	

** p<.01

〈표 11〉 사회적 마음이론에 따른 복잡한 맥락- 동등하지 않은 자격의 고정 관념적 선택 t 검증 결과

또래배제 원인	사회적 마음이론	*n*	*M*	*SD*	*t*
성 고정관념 (발레)	수준 상	194	.19	.39	-2.64**
	수준 하	197	.10	.30	
성 고정관념 (축구)	수준 상	194	.26	.44	-4.22***
	수준 하	197	.10	.30	
집단정체성 (미술)	수준 상	194	.19	.94	-.31
	수준 하	197	.21	.41	

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

유아의 사회적 마음이론의 수준에 따라 고정 관념적 선택의 차이가 존재하는지 알아보기 위해 사회적 마음이론의 수준을 독립변수로 각 활동의 고정 관념적 선택을 종속변수로 하여 독립표본 *t*검정을 실시하였다. 그 결과는 표 10(동등한 자격), 표 11(동등하지 않은 자격)과 같다. 동등한 자격의 상황에서 성 고정관념에 기반한 또래배제(발레, 축구)에서만 사회적 마음이론의 수준 차이가 유의한 것으로 나타났다. 또한 동등하지 않은 자격의 상황에서도 사회적 마음이론의 수준에 따라 발레, 축구 활동에서 고정 관념적 선택을 다르게 한 것으로 나타났다. 즉, 자격의 유무에 관계없이 성 고정관념에 기반한 또래배제 상황에서 사회적 마음이론의 수준이 높은 유아는 사회적 마음이론의 수준이 낮은 유아보다 고정관념에 맞지 않는 선택을 하는 경우가 높았다.

(2) 심각성

복잡한 맥락의 또래배제에 대한 심각성 평균은 1~4 범위에서 동등한 자격 2.71(*SD*=.83), 동등하지 않은 자격 2.15(*SD*=.68)로 대체로 유아들은 복잡한 배제의 또래배제를 심각

www.kci.go.kr

한 것으로 인식하였다.

자격의 유무에 따른 복잡한 맥락의 심각성 판단 차이를 알아보기 위해 대응표본 t검정 하였다. 분석 결과, 발레(t=6.35, p<.001), 축구(t=5.30, p<.001), 미술 활동(t=4.57, p<.001)에서 자격의 유무에 따른 심각성 판단에는 유의한 차이가 나타났다. 즉, 대부분의 유아는 동등한 자격의 또래배제 보다 동등하지 않은 자격 조건에서의 또래배제를 덜 부정적으로 평가하였다.

유아의 성별에 따라 심각성 판단에 차이가 존재하는지 알아보기 위해 성별을 독립변수로 각 활동의 심각성을 종속변수로 하여 독립표본 t검정 하였다. 그 결과, 동등한 자격과 동등하지 않은 자격 모두 축구활동에서만 차이가 유의하였다(동등한 자격 t=-3.66, p<.001; 동등하지 않은 자격 t=-2.75, p<.01). 즉, 동등한 자격과 동등하지 않은 자격에서 모두 남아(동등한 자격: M=2.53, SD=1.01; 동등하지 않은 자격: M=2.35, SD=.98)는 여아(동등한 자격: M=2.90, SD=.99; 동등하지 않은 자격: M=2.63, SD=.96)보다 축구 활동에서 여자아이를 배제하는 것을 덜 심각한 것으로 평가하였다.

〈표 12〉 연령에 따른 복잡한 맥락- 동등한 자격에서의 심각성 F 검증 결과

또래배제 원인	연령	n	M	SD	F	*Scheffe*
성 고정관념 (발레)	만3세	113	2.3	1.04	29.14***	만4,5세>만3세
	만4세	143	3.09	1.02		
	만5세	135	3.20	.88		
성 고정관념 (축구)	만3세	113	2.19	.99	24.25***	만4,5세>만3세
	만4세	143	2.99	1.04		
	만5세	135	2.88	.84		
집단정체성 (미술)	만3세	113	2.25	.90	5.80**	만4,5세>만3세
	만4세	143	2.63	1.05		
	만5세	135	2.60	.91		

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

〈표 13〉 연령에 따른 복잡한 맥락- 동등하지 않은 자격에서의 심각성 F 검증 결과

또래배제 원인	연령	n	M	SD	F	*Scheffe*
성 고정관념 (발레)	만3세	113	2.26	.98	9.52***	만4,5세>만3세
	만4세	143	2.99	1.04		
	만5세	135	2.88	.84		
성 고정관념 (축구)	만3세	113	2.15	.94	10.33***	만4,5세>만3세
	만4세	143	2.68	.99		
	만5세	135	2.59	.94		
집단정체성 (미술)	만3세	113	2.20	.89	2.36	·
	만4세	143	2.48	1.0)		
	만5세	135	2.31	.93		

***p<.001

www.kci.go.kr

유아의 연령에 따라 심각성 판단의 차이가 존재하는지 알아보기 위해 연령을 독립변수로 각 활동의 심각성을 종속변수로 하여 일원배치 분산분석을 실시하였다. 그 결과는 표 12(동등한 자격), 표 13(동등하지 않은 자격)과 같다. 분석 결과, 연령에 따른 복잡한 맥락의 심각성 판단의 차이는 동등하지 않은 자격의 미술활동(집단정체성)을 제외한 활동에서 유의하였다. 구체적인 연령 간 차이를 사후검증(*Scheffe*)한 결과, 동등자격과 동등하지 않은 자격의 발레, 축구, 동등자격의 미술활동에서 만 4, 5세는 만 3세보다 또래배제를 더 심각하다고 판단하는 것으로 나타났다.

〈표 14〉 사회적 마음이론에 따른 복잡한 맥락– 동등한 자격에서의 심각성 t 검증 결과

또래배제 원인	사회적 마음이론	n	M	SD	t
성 고정관념 (발레)	수준 상	194	3.13	.91	-4.33***
	수준 하	197	2.67	1.13	
성 고정관념 (축구)	수준 상	194	2.95	.90	-4.62***
	수준 하	197	2.49	1.07	
집단정체성 (미술)	수준 상	194	2.65	.96	-2.90**
	수준 하	197	2.37	.96	

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

〈표 15〉 사회적 마음이론에 따른 복잡한 맥락– 동등하지 않은 자격에서의 심각성 t 검증 결과

또래배제 원인	사회적 마음이론	n	M	SD	t
성 고정관념 (발레)	수준 상	194	2.77	1.07	-3.58***
	수준 하	197	2.41	1.02	
성 고정관념 (축구)	수준 상	194	2.69	.96	-3.99***
	수준 하	197	2.30	.96	
집단정체성 (미술)	수준 상	194	2.45	.99	-2.44*
	수준 하	197	2.21	.91	

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

유아의 사회적 마음이론의 수준에 따라 심각성 판단의 차이가 존재하는지 알아보기 위해 사회적 마음이론의 수준을 독립변수로 각 활동의 심각성을 종속변수로 하여 독립표본 t검정을 실시하였다. 표 14, 15에 제시한 바와 같이 동등한 자격의 발레, 동등하지 않은 자격의 발레, 동등한 자격의 축구, 동등하지 않은 자격의 축구, 동등한 자격의 미술, 동등하지 않은 자격의 미술에서 사회적 마음이론의 수준에 따른 심각성 판단에 유의미한 차이가 있었다. 활동유형, 자격유무에 관계없이 사회적 마음이론의 수준이 높은 유아는 사회적 마음이론의 수준이 낮은 유아보다 성 고정관념, 집단정체성에 기반한 복잡한 맥락의 또래배제를 더 부정적으로 평가하였다.

www.kci.go.kr

맥락의 복잡성에 따른 심각성 판단 차이를 대응표본 t검증한 결과, 유아들의 심각성 판단은 맥락의 복잡성에 따라 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다(t=14.41, p<.01). 복잡한 맥락의 또래배제에 대한 심각성 평균 2.59(SD=.76)는 단순한 맥락의 또래배제에 대한 심각성 평균 3.04(SD=.82)보다 전반적으로 낮아, 유아들은 단순한 맥락의 또래 배제를 더 잘못된 것으로 평가하였다(발레: t=7.12, p<.01; 축구: t=9.69, p<.01; 미술: t=5.59, p<.01).

2. 또래배제에 대한 유아의 추론유형

1) 단순한 맥락의 또래배제에 대한 유아의 추론유형

단순한 맥락의 또래배제에 대해 유아들은 공정성, 타인의 안녕, 평등한 대우와 같은 도덕적 이유로 성 고정관념, 집단정체성을 기반으로 한 배제를 잘못된 것으로 판단하였다. 대부분의 유아는 단순한 맥락의 또래배제를 판단할 때 사회관습적인 추론 (M=.16(SD=.27) 보다 주로 도덕적 M=.77(SD=.32) 추론을 사용하였다.

유아의 성별에 따라 추론유형의 차이가 존재하는지 알아보기 위해 성별을 독립변수로 각 활동의 도덕적 추론과 사회관습적 추론을 종속변수로 하여 독립표본 t검정 하였다. 그 결과, 추론유형에는 남아와 여아 사이에 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 즉, 성별과 관계없이 남아 여아 모두 성 고정관념, 집단정체성에 기반한 단순한 맥락의 또래배제에 대해 사회관습적 추론(남아: M=.17, SD=.28; 여아 M=.15, SD=.27)보다 도덕적 추론(남아: M=.76, SD=.32; 여아: M=.77, SD=.33)을 더 많이 하였다.

〈표 16〉 연령에 따른 단순한 맥락의 또래배제에 대한 추론유형 F 검증 결과

추론유형	또래배제 원인	연령	n	M	SD	F	$Scheffe$
도덕적 추론	성 고정관념 (발레)	만3세	113	.55	.49	37.04***	만4,5세>만3세
		만4세	143	.85	.35		
		만5세	135	.94	.22		
	성 고정관념 (축구)	만3세	113	.54	.49	33.07***	만4,5세>만3세
		만4세	143	.84	.36		
		만5세	135	.95	.26		
	집단정체성 (미술)	만3세	113	.61	.48	5.18**	만4,5세>만3세
		만4세	143	.76	.42		
		만5세	135	.77	.42		

www.kci.go.kr

	성 고정관념 (발레)	만3세	113	.24	.43	13.41***	만3세>만4,5세
		만4세	143	.11	.31		
		만5세	135	.03	.18		
사회관습 추론	성 고정관념 (축구)	만3세	113	.28	.45	12.46***	만3세>만4,5세
		만4세	143	.12	.33		
		만5세	135	.06	.25		
	집단정체성 (미술)	만3세	113	.23	.42	.07	·
		만4세	143	.20	.40		
		만5세	135	.22	.41		

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

유아의 연령에 따라 추론유형의 차이가 존재하는지 알아보기 위해 연령을 독립변수로 각 활동의 추론유형을 종속변수로 하여 일원배치 분산분석 하였다. 그 결과는 표 16과 같다. 도덕적 추론에서는 발레, 축구, 미술 등 모든 활동에서 연령별 차이가 있는 것으로 나타난 반면, 사회관습적 추론에서는 미술(집단정체성) 활동을 제외한 발레, 축구 활동에서만 연령별 차이가 있는 것으로 나타났다. 구체적인 연령 간 차이를 알아보기 위해서 사후검증(*Scheffe*)을 실시한 결과 발레, 축구, 미술 활동의 도덕적 추론에서는 만 4, 5세가 만 3세보다 도덕적 추론을 많이 하는 것으로 나타났다. 반면 발레, 축구활동의 사회관습적 추론에서는 만 3세가 만 4, 5세 보다 사회관습 추론을 많이 하였다.

〈표 17〉 사회적 마음이론에 따른 단순한 맥락의 추론유형 t 검증 결과

추론유형	또래배제 원인	사회적 마음이론	n	M	SD	t
도덕적 추론	성 고정관념 (발레)	수준 상	194	.92	.26	-6.28***
		수준 하	197	.69	.46	
	성 고정관념 (축구)	수준 상	194	.88	.32	-4.60***
		수준 하	197	.69	.46	
	집단정체성 (미술)	수준 상	194	.79	.40	-3.33**
		수준 하	197	.64	.47	
사회관습 추론	성 고정관념 (발레)	수준 상	194	.04	.21	4.80***
		수준 하	197	.20	.40	
	성 고정관념 (축구)	수준 상	194	.08	.27	3.81***
		수준 하	197	.21	.41	
	집단정체성 (미술)	수준 상	194	.17	.38	2.12*
		수준 하	197	.26	.44	

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

www.kci.go.kr

유아의 사회적 마음이론 수준에 따라 추론유형의 차이가 존재하는지 알아보기 위해 사회적 마음이론 수준을 독립변수로 각 활동의 추론유형을 종속변수로 하여 독립표본 t검정을 실시하였다. 그 결과는 표 17과 같다. 사회적 마음 이론 수준에 따른 도덕적 추론의 차이는 발레, 축구, 미술 모든 활동에서 나타났다. 즉, 성 고정관념, 집단정체성에 기반한 또래배제를 판단할 때 사회적 마음이론 수준이 높은 유아는 사회적 마음이론의 수준이 낮은 유아보다 도덕적 추론을 더 많이 하는 것으로 나타났다. 반면 발레, 축구, 미술 활동에서 또래배제를 판단할 때 사회적 마음 이론이 수준이 높은 유아는 사회적 마음이론 수준이 낮은 유아보다 사회관습적 추론을 더 적게 하였다.

2) 복잡한 맥락의 또래배제에 대한 유아의 추론유형

유아들은 복잡한 맥락의 또래배제를 판단할 때 도덕적 추론(동등한 자격: M=.22, SD=.31; 동등하지 않은 자격: M=.15, SD=.31)보다 사회관습적 추론(동등한 자격: M=.71, SD=.34; 동등하지 않은 자격: M=.81, SD=.33)을 더 많이 사용하는 것으로 나타났다. 즉, 유아들은 복잡한 맥락의 또래배제를 판단할 때 고정관념, 사회적 기대, 집단정체성과 같은 사회관습적 이유로 추론하였다.

자격의 유무에 따른 복잡한 맥락의 추론유형의 차이를 대응표본 t검증한 결과, 성 고정관념에 의한 또래배제 활동에서만 유의미한 차이가 있었다(발레: 도덕적 추론 t=5.70, p<.001; 사회관습적 추론 t=-7.31, p<.001; 축구: 도덕적 추론 t=2.85, p<.01; 사회관습적 추론 t=-3.81, p<.001).

유아의 성별에 따라 추론유형의 차이가 존재하는지 알아보기 위해 성별을 독립변수로 각 활동의 추론유형을 종속변수로 하여 독립표본 t검정을 실시하였다. 그 결과, 동등한 자격의 축구활동에서만 유의한 차이가 있었다(도덕적 추론 t=-3.25, p<.01; 사회관습적 추론 t=3.26, p<.01) 즉, 동등한 자격의 축구활동에서 또래배제를 평가할 때 여아(M=.29, SD=.45)는 남아(M=.15, SD=.35)보다 도덕적 추론을 많이 하였다. 반면 남아(M=.78, SD=.40)는 여아(M=.64, SD=.48)보다 사회관습적 추론을 많이 한 것으로 나타났다.

〈표 18〉 연령에 따른 복잡한 맥락– 동등한 자격의 또래배제에 대한 추론유형 F 검증 결과

추론유형	또래배제 원인	연령	n	M	SD	F	Scheffe
도덕적 추론	성 고정관념 (발레)	만3세	113	.04	.20	30.23***	만5세>만4세>만3세
		만4세	143	.34	.46		
		만5세	135	.45	.50		
	성 고정관념 (축구)	만3세	113	.03	.18	25.01***	만5세>만4세>만3세
		만4세	143	.22	.41		
		만5세	135	.39	.49		
	집단정체성 (미술)	만3세	113	.05	.22	10.61***	만5세>만3,4세
		만4세	143	.16	.36		
		만5세	135	.26	.44		

www.kci.go.kr

사회관습 추론	성 고정관념 (발레)	만3세	113	.78	.40	12.92***	만3,4세>만5세
		만4세	143	.66	.47		
		만5세	135	.48	.50		
	성 고정관념 (축구)	만3세	113	.82	.38	11.46***	만3,4세>만5세
		만4세	143	.76	.42		
		만5세	135	.57	.49		
	집단정체성 (미술)	만3세	113	.86	.34	4.88**	만3,4세>만5세
		만4세	143	.81	.39		
		만5세	135	.71	.45		

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

〈표 19〉 연령에 따른 복잡한 맥락– 동등하지 않은 자격의 또래배제에 대한 추론유형 F 검증 결과

추론유형	또래배제 원인	연령	*n*	*M*	*SD*	*F*	*Scheffe*
도덕적 추론	성 고정관념 (발레)	만3세	113	0	0	22.27***	만5세>만4세>만3세
		만4세	143	.12	.34		
		만5세	135	.28	.45		
	성 고정관념 (축구)	만3세	113	0	0	26.99***	만5세>만4세>만3세
		만4세	143	.14	.35		
		만5세	135	.32	.47		
	집단정체성 (미술)	만3세	113	.03	.17	11.43***	만5세>만4세>만3세
		만4세	143	.17	.38		
		만5세	135	.23	.36		
사회관습 추론	성 고정관념 (발레)	만3세	113	.90	.22	8.90***	만3,4세>만5세
		만4세	143	.86	.34		
		만5세	135	.71	.45		
	성 고정관념 (축구)	만3세	113	.90	.29	12.90***	만3,4세>만5세
		만4세	143	.84	.36		
		만5세	135	.66	.47		
	집단정체성 (미술)	만3세	113	.90	.29	4.23*	만3,4세>만5세
		만4세	143	.82	.38		
		만5세	135	.76	.42		

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

유아의 연령에 따라 복잡한 맥락의 추론유형에 차이가 존재하는지 알아보기 위해 연령을 독립변수로 각 활동의 추론유형을 종속변수로 하여 일원배치 분산분석 하였다. 그 결과는 표 18(동등한 자격), 표 19(동등하지 않은 자격)와 같다. 연령에 따른 추론유형의

www.kci.go.kr

차이는 동등한 자격, 동등하지 않은 자격의 발레, 축구, 미술 활동 모두에서 유의미하였다. 구체적인 연령 간 차이를 사후검증(*Scheffe*)한 결과, 동등한 자격의 성 고정관념 기반 또래배제를 판단할 때 연령이 증가할수록 도덕적 추론을 더 많이 하였다. 집단정체성에 기반한 또래배제를 판단할 때 만 5세는 만 3, 4세에 비해 도덕적 추론을 많이 하였다. 반면 동등한 자격과 동등하지 않은 자격에서의 성 고정관념, 집단정체성에 기반한 또래배제를 판단할 때 만 3 ,4세는 만 5세 보다 사회관습적 추론을 더 많이 하였다. 동등자격과 동등하지 않은 자격에서 도덕적 추론은 연령이 증가함에 따라 증가하였으며, 사회관습적 추론은 연령이 증가함에 따라 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 경향은 동등한 자격보다 동등하지 않은 자격에서 더 큰 것으로 나타났다.

〈표 20〉 사회적 마음이론에 따른 복잡한 맥락– 동등한 자격의 추론유형 t 검증 결과

추론유형	또래배제 원인	사회적 마음이론	*n*	*M*	*SD*	*t*
도덕적 추론	성 고정관념 (발레)	수준 상	194	.39	.48	−4.67***
		수준 하	197	.18	.38	
	성 고정관념 (축구)	수준 상	194	.34	.47	−5.45***
		수준 하	197	.11	.32	
	집단정체성 (미술)	수준 상	194	.21	.41	−2.66**
		수준 하	197	.11	.32	
사회관습 추론	성 고정관념 (발레)	수준 상	194	.55	.49	3.41**
		수준 하	197	.72	.44	
	성 고정관념 (축구)	수준 상	194	.61	.48	4.20***
		수준 하	197	.80	.39	
	집단정체성 (미술)	수준 상	194	.75	.43	1.95
		수준 하	197	.83	.37	

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

〈표 21〉 사회적 마음이론에 따른 복잡한 맥락– 동등하지 않은 자격의 추론유형 t 검증 결과

추론유형	또래배제 원인	사회적 마음이론	*n*	*M*	*SD*	*t*
도덕적 추론	성 고정관념 (발레)	수준 상	194	.19	.39	−2.67**
		수준 하	197	09	.29	
	성 고정관념 (축구)	수준 상	194	.24	.43	−4.37***
		수준 하	197	.08	.28	
	집단정체성 (미술)	수준 상	194	.21	.41	−3.47**
		수준 하	197	.09	.28	

www.kci.go.kr

	성 고정관념 (발레)	수준 상	194	.79	.40	1.40
		수준 하	197	.85	.35	
사회관습 추론	성 고정관념 (축구)	수준 상	194	.74	.43	2.87**
		수준 하	197	.85	.35	
	집단정체성 (미술)	수준 상	194	.77	.41	−2.48*
		수준 하	197	.87	.33	

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

유아의 사회적 마음이론의 수준에 따라 복잡한 맥락의 추론유형 차이가 존재하는지 알아보기 위해 사회적 마음이론 수준을 독립변수로 각 활동의 추론유형을 종속변수로 하여 독립표본 t검정을 실시하였다. 그 결과는 표 20(동등한 자격), 21(동등하지 않은 자격)과 같다. 도덕적 추론은 자격의 유무, 또래배제 원인과 관계없이 사회적 마음이론의 수준에 따라 차이가 유의하였다. 사회관습적 추론은 동등한 자격의 미술, 동등하지 않은 자격의 발레를 제외하고 차이가 유의하였다. 즉, 대체로 사회적 마음이론의 수준이 높은 유아는 사회적 마음이론의 수준이 낮은 유아보다 성 고정관념, 집단정체성에 기반한 또래배제를 판단할 때 도덕적 추론을 많이 하고 사회관습 추론을 적게 하였다. 반면 사회적 마음이론의 수준과 상관없이 동등한 자격의 미술 활동과 동등하지 않은 자격의 발레 활동의 또래배제를 판단할 때 도덕적 추론보다 사회관습적 추론하였다.

맥락의 복잡성에 따른 추론유형의 차이를 알아보기 위해 대응표본 t검정을 실시하였다. 그 결과, 맥락의 복잡성에 따라 도덕적 추론, 사회관습 추론의 차이가 유의미한 것으로 나타났다(도덕적 추론: 발레 t=19.90, p<.01; 축구 t=22.05, p<.01; 미술 t=21.72, p<.01; 사회관습적 추론: 발레 t=20.10, p<.01; 축구 t=-22.40, p<.01; 미술 t=-22.40, p<.01). 단순한 맥락의 또래배제에 대해서 유아들은 도덕적 추론을 사용하는 것으로 나타난 반면 복잡한 맥락의 또래배제의 상황에서는 도덕적 추론보다 사회관습적 추론을 사용하였다.

Ⅳ. 논의 및 결론

본 연구는 성 고정관념, 집단정체성 기반 또래배제에 대한 유아들의 판단과 추론유형을 알아보고 자격의 유무, 유아의 성별, 연령, 사회적 마음이론의 수준, 맥락의 복잡성에 따른 도덕적 판단 및 추론유형의 차이에 대해 알아보았다. 연구 결과 및 논의는 다음과 같다.

첫째, 또래배제에 대한 유아의 판단을 단순한 맥락, 복잡한 맥락으로 구분하여 살펴본 결과 유아들은 단순 맥락의 또래배제에 대하여 성별, 연령과 관계없이 잘못되었다고 판단하였으며 성별에 관계없이 심각한 것으로 판단하였다. 이러한 결과는 최진아와 성지현

www.kci.go.kr

(2018), Killen과 Stangor(2001), Theimer 등(2001)의 연구와 일치하며 성별, 연령에 관계없이 대부분의 유아들이 단순한 또래배제가 잘못된 것임을 인지하고 있음을 의미한다.

단순한 맥락의 또래배제에 대한 허용성 판단의 차이는 사회적 마음이론의 수준에 따라 성 고정관념에 의한 또래배제 상황에서만 유의하였으며 심각성 판단의 차이는 연령, 사회적 마음의 수준에 따라 유의하였다. 사회적 마음이론의 수준이 자신의 감정과 상황과 분리된 타인의 감정상태를 추론하는 능력(Abrams et al., 2009)이므로 사회적 마음이론 수준이 높은 유아는 단순한 또래배제 상황에서 배제당한 타인의 마음과 감정상태를 잘 이해하여 또래배제를 더 잘못된 것, 심각한 것으로 판단한 것으로 보인다. 또한 만 4,5세가 만 3세에 비해 단순 또래배제 상황을 더 심각한 것으로 판단하였다는 본 연구의 결과는 연령에 차이 없이 단순 또래배제를 심각한 것으로 판단하였다는 선행연구(최진아, 성지현, 2018; Killen et al., 2001; Killen & Stangor, 2001)의 결과와 차이가 있다. 이는 연령이 증가함에 따라 명시적 편견은 감소하지만, 암묵적 편견은 지속하며(홍영오, 2000), 연령이 증가하면서 유아들이 판단할 때 자기 표현하는 것을 우려한다는 선행연구(Rutland, 2004; Rutland, Cameron, Milne, & McGeorge, 2005)에 따라 만 4, 5세의 유아는 만 3세에 비해 성 고정관념, 집단정체성에 관련한 편견을 갖고 있더라도 직접적으로 표현하지 않는 것으로 짐작된다. 혹은 연령이 증가함에 따라 더 높은 도덕성 발달 수준을 갖는다는 손상희와 유연옥(2011)의 주장이 본 연구 결과를 뒷받침한다.

다음으로 복잡한 맥락의 또래배제 상황에서 고정 관념적 선택은 대다수의 유아가 자격의 유무와 상관없이 고정관념에 맞는 아이를 선택하였다. 이러한 결과는 동등한 자격에서는 고정관념에 맞지 않는 아이를 선택했다는 Killen과 Stangor(2001)의 연구와 차이가 있다. 이러한 차이는 미국의 1, 4, 7학년을 대상으로 한 선행연구와 본 연구 대상 간 연령차, 문화적 맥락의 요인과 관련된 것으로 추정된다. 성 고정관념은 5세경에 가장 심하게 나타나며 연령이 낮을수록 더 강하게 나타난다는 Ruble, Martin과 Berenbaum(2006)의 주장과 7세 이전의 유아들은 내집단을 선호하며 강한 집단정체성을 형성한다는 Nesdale(2004)의 주장은 본 연구 결과를 지지한다. 복잡한 맥락의 또래배제 상황의 고정관념적 선택에서는 자격의 유무, 성별, 연령, 사회적 마음이론의 수준에 따라 차이가 있었다. 자격의 유무에 따라 유아들은 동등한 자격보다 동등하지 않은 자격에서 고정관념에 맞는 유아를 더 많이 선택하였다. 이는 Killen과 Stango(2001)의 연구 결과와 일치한다. 즉, 능력이라는 조건이 주어졌을 때 유아들은 고정관념에 맞으며 잘하는 아이를 선택하였다. 이는 또래를 포함하고 배제할 때 능력을 우선으로 여긴다는 것을 의미한다. 성별에 따른 복잡한 맥락의 또래배제에 대한 고정 관념적 선택 차이는 동등자격의 발레 활동과 동등하지 않은 자격의 축구활동에서만 유의하였다. 즉, 남아는 성 고정관념에 의한 또래배제 상황에서 자신과 같은 성별을 선택하였다. 이러한 결과는 남자유아들이 놀이에서 여아를 배제하고 남아끼리 놀아야 한다고 생각한다는 윤재희와 구태미(2018)의 연구결과와 맥을 같이 한다. 연령, 사회적 마음이론 수준에 따른 복잡한 맥락의 또래배제에 대한 고정

www.kci.go.kr

관념적 선택의 차이는 성 고정관념에 의한 또래배제 상황에서만 유의하였다. 만 5세 유아는 만 3, 4세에 비해 성 고정관념에 의한 또래배제 상황에서 고정관념에 부합하지 않는 선택을 많이 하였다. 이는 1학년 아이들이 4, 7학년의 아이들보다 고정관념에 맞지 않는 아이를 더 많이 선택하였다는 Killen과 Stangor(2001) 연구와 반대되는 결과이지만, 연령이 증가할수록 성 고정관념의 정도가 낮아진다는 선행연구(신숙영, 2001; 이성현, 1994)의 결과와 맥을 같이한다. 즉, 연령이 증가하면서 성 고정관념의 정도가 낮아져 만5세 유아가 고정관념에 부합하지 않은 선택을 더 많이 한 것이다. 또한 사회적 마음수준이 높을수록 평소 참여 기회가 없었던 아이의 상황을 추론하고 고정관념에 부합하지 않는 아이를 더 많이 선택하였다. 그러나 집단정체성에 기반한 또래배제 상황에서 연령, 사회적 마음이론 수준의 차이가 유의하지 않았다는 연구의 결과는 유아들이 배제당한 타인의 감정에 대해 고려하기보다 집단정체성을 우선으로 여기는 것으로 사료된다.

복잡한 맥락의 또래배제 상황의 심각성은 대체로 높았으며 이러한 결과는 선행연구(최진아, 성지현, 2018; Killen et al., 2001; Killen & Stangor, 2001)와 일치한다. 복잡한 맥락의 또래배제에 대한 심각성 판단의 차이는 자격의 유무, 성별, 연령, 사회적 마음이론의 수준, 맥락의 복잡성에 따라 유의하였다. 자격의 유무에 따라 동등한 자격보다 동등하지 않은 자격에서 유아들은 또래배제를 덜 심각한 것으로 평가하였다. 이러한 결과는 Killen과 Stangor(2001)의 연구 결과와 일치한다. 즉, 복잡한 맥락에서 유아들은 능력이 있는 아이를 배제하는 것을 더 심각한 것으로 평가하였다. 성별에 따른 복잡한 맥락의 또래배제에 대한 심각성의 차이는 축구활동에서만 유의하였다. 남아는 여아보다 축구 활동에서 또래를 배제하는 것을 덜 심각한 것으로 판단하였다는 연구결과는 남아가 여아보다 더 강한 고정관념을 가지며 성 역할 선호도에 있어서 차이가 있다는 선행연구(김선정, 2002; 신숙영, 2001; 안라리, 2002)의 결과와 부분적으로 일치한다. 그러나 발레, 축구라는 두 가지의 성 유형화된 활동에서 성 고정관념 차이가 축구 활동에서만 나타난 본 연구의 결과를 통해 유아들이 가진 성 고정 관념적 사고가 활동유형별로 다를 것으로 짐작되어진다. 이는 후속연구를 통해 검증해볼 필요가 있는 것으로 보인다. 연령에 따라 심각성 판단의 차이가 유의하였다는 연구결과는 연령이 증가할수록 더 높은 도덕성 발달 수준을 갖는다는 선행연구(손상희, 유연옥, 2011)와 맥을 같이한다. 반면 연령에 따른 심각성의 차이는 동등하지 않은 자격의 미술 활동(집단정체성)에서 유의하지 않았다. 이러한 결과는 집단정체성에 의한 배제를 덜 심각한 것으로 평가하였다는 Rutland et al.(2010)의 연구 결과와 부분적으로 일치한다. 즉, 연령과 관계없이 유아들은 능력이 동일하지 않을 때 성 고정관념에 기반한 또래배제보다 집단정체성에 기반한 또래배제를 덜 심각한 것으로 판단한 것이다. 사회적 마음이론의 수준에 따라 수준이 높은 유아는 수준이 낮은 유아보다 복잡한 맥락의 또래배제를 더 심각한 것으로 평가하였다. 이는 타인의 감정과 마음을 이해할 수 있는 사회적 마음이론의 수준이 높을수록 또래배제에 대한 심각성을 더 잘 인지한 것이다. 맥락의 복잡성에 따라 유아들은 복잡한 맥락보다 단순한 맥락의 또래배제를

www.kci.go.kr

더욱 심각하게 판단하였다. 이러한 연구결과는 선행연구(최진아, 성지현, 2018; Killen et al., 2001; Killen & Stangor, 2001)의 결과와 일치한다. 단순한 배제 상황과 달리 한정된 자원, 자격의 유무 등의 복잡한 상황들을 고려할 때 유아들이 배제를 정당화 할 수 있는 것이다.

둘째, 또래배제에 대한 유아의 추론유형을 단순한 맥락과 복잡한 맥락으로 구분하여 살펴본 결과, 단순한 맥락의 또래배제를 판단할 때 유아들은 사회관습추론보다 도덕적 추론을 하였다. 이는 성별, 인종 기반배제를 도덕적으로 추론하여 잘못된 것으로 판단하였다는 선행연구들(최진아, 성지현, 2018; Killen et al., 2001; Killen & Stangor, 2001)과 일치하는 결과이다. 즉, 만 3, 4, 5세 유아도 단순히 성 고정관념, 집단정체성에 기반하여 또래를 배제한다는 것이 공정하지 못하다는 것을 인지하고 있으며, 이러한 도덕적 이유를 기준으로 단순 배제에서의 또래배제를 잘못된 것으로 평가한 것이다. 단순한 맥락의 또래배제에 대한 추론유형의 차이는 연령, 사회적 마음이론의 수준에 따라 유의하였다. 연령이 증가할수록 단순한 또래배제를 판단할 때 유아들은 도덕적 추론을 더 많이 하였다. 이러한 결과는 만 5세가 만 3, 4세에 비해 도덕적 이해도 및 도덕 발달수준이 높다는 손상희와 유연옥(2011)의 연구결과와 일치한다. 반면 집단정체성에 기반한 또래배제를 판단할 때 사회관습적 추론에서는 연령별로 유의한 차이가 나타나지 않았다. 즉, 만 3세 유아는 만 4, 5세에 비해 활동유형에 관계없이 사회관습적 추론을 하였으나 만 4, 5세 유아는 집단정체성 배제 상황에서 사회관습적 추론을 더 많이 하였다. 이는 연령이 증가함에 따라 배제의 상황을 민감하게 고려한다는 연구결과(Helwig, 1995)에 따라 만 4, 5세 유아는 또래배제의 원인을 민감하게 고려한 것이다. 사회적 마음이론의 수준에 따라 단순한 맥락의 또래배제에 대한 추론유형에는 차이가 유의하였다. 이러한 결과는 사회적 마음이론의 수준이 도덕적 추론 중 타인의 안녕, 차별 없는 동등한 대우와 일치하여 서로 연관이 있음을 의미한다.

다음으로 복잡한 맥락의 또래배제상황을 판단할 때 유아들은 사회관습적으로 추론하였다. 복잡한 맥락의 또래배제에 대한 추론유형의 차이는 자격의 유무, 성별, 연령, 사회적 마음이론의 수준, 맥락의 복잡성에 따라 유의하였다. 자격의 유무에 따른 유아의 추론유형 차이는 성 고정관념에 의한 배제에서만 유의미하였다. 성 고정관념에 의한 배제에서 유아들은 동등한 자격과 비교했을 때 동등하지 않은 자격에서 더 많은 사회관습 추론을 사용하였다. 이러한 결과는 동등하지 않은 자격에서 사회관습 대 도덕적 추론 사용 비율이 증가하였다는 Killen과 Stangor(2001)의 연구 결과와 일치한다. 능력이라는 조건이 주어졌을 때 유아들은 원활한 집단기능을 위해 사회관습적 추론을 더 많이 하는 것이다. 그러나 집단정체성에 의한 배제에서는 자격의 유무에 따른 차이가 유의하지 않았다. 즉, 유아들은 집단정체성에 의한 또래배제를 평가할 때 능력이라는 조건보다 집단정체성을 더 우선순위에 두어 사회관습적 추론을 하였다. 성별에 따른 복잡한 맥락의 또래배제에 대한 추론유형의 차이는 동등한 자격의 축구활동에서만 유의하였다. 이러한 결과는 성유

www.kci.go.kr

형화 활동에 대해 판단할 때 여아가 남아보다 도덕적 추론을 많이 하였다는 최진아와 성지현(2018)의 결과와 부분적으로 일치한다. 여성은 남성보다 배려 지향적 도덕성이 높다는 정옥분과 곽경화(2003)의 주장에서 여아가 남아보다 또래를 배제하는 상황을 판단할 때 도덕적 추론을 한 것으로 보인다. 그러나 성별에 따른 추론유형의 차이가 동등한 자격의 축구활동에서만 유의하였다는 점은 성별에 따른 도덕적 추론과 사회관습적 추론의 차이가 활동유형별로 다를 것임을 짐작하게 한다. 이를 위해서는 후속연구를 통한 검증이 필요할 것으로 보인다. 연령에 따라 연령이 증가할수록 복잡한 또래배제를 판단할 때 도덕적 추론을 하였다는 연구 결과는 성별 배제상황에서 연령이 증가함에 따라 사회관습적 추론을 많이 하였다는 Killen과 Stangor(2001)의 연구와 반대된다. 본 연구의 결과는 연령이 증가함에 따라 도덕적 사고와 도덕 판단도 함께 증가한다는 손상희와 유연옥(2011)의 주장과 맥을 같이 한다. 또한 만 5세 유아의 경우 도덕적 영역의 사건을 사회관습적 사건보다 더 우선으로 여긴다는 박영신(2006)의 연구결과에 따라 만 5세 유아는 만 3, 4세보다 도덕적 영역을 우선으로 생각하고 도덕적 추론한 것으로 보인다. 사회적 마음이론의 수준에 따른 복잡한 맥락의 또래배제에 대한 추론유형의 차이는 동등한 자격의 미술활동과 동등하지 않은 자격의 발레 활동의 사회관습적 추론에서 유의하지 않았다. 이러한 결과는 능력의 유무, 한정된 자원, 또래배제의 원인 등 복잡한 맥락의 배제를 평가할 때 도덕적 추론보다 사회관습적 추론을 사용하여 배제를 정당화할 수 있다는 Killen과 Malti(2015)의 주장과 맥을 같이 한다. 사회적 마음이론의 수준과 관계없이 발레 활동에서 유아들은 집단기능과 고정관념을 더 우선시하여 사회관습적 추론을 더 많이 하였다. 맥락의 복잡성에 따라 단순한 맥락과 대조적으로 복잡한 맥락에서 사회관습추론이 급격히 증가하였다. 이러한 연구결과는 또래배제의 상황 및 복잡성에 따라 추론이 변화할 수 있다는 Killen et al.(2001), Killen과 Stangor(2001)의 연구결과와 일치한다. 즉, 복잡한 또래배제 상황에서 유아들은 또래배제에 대한 정당성을 판단하기 위해 도덕과 사회관습 추론 사이에서 고민하고 고정관념, 집단정체성, 집단기능 등을 고려하여 판단한다.

이상의 결과에 따른 본 연구의 결론 및 시사점은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 유아들의 긍정적인 또래관계 지원을 위하여 교사가 지녀야 할 관점에 정보를 제공해준다. 본 연구는 유아들이 경쟁적이고 지배적이고 비도덕적이라서 누군가를 배제하는 것이 아니라 여러 요인이 중첩된 사회적 상황에서 어떠한 요인을 더 우선 시해야 할지에 대한 판단이 분명치 않기 때문에, 결과적으로 배제가 일어날 수 있다는 점을 보여준다. 이 점은 다른 유아를 배제하는 유아에 대한 교사의 편견을 감소시키고, 도덕적 가치를 유아들이 우선시할 수 있도록 지원해야 함을 보여준다. 둘째, 본 연구는 유아 인성교육과 관련하여 또래배제에 대한 적절한 지도 방법을 시사한다. 유아들에게 또래배제 문제를 지도할 때 배제가 잘못된 것이라는 결과론적 관점보다는 놀이집단 내에서 배제가 일어나는 유아들의 현실적 상황이나 원인을 고려하여 상황 중심적, 과정 중심적으로 접근할 필요가 있다. 유아들이 이러한 상황에서 어떻게 생각하는지 그 과정에 초점을 맞추어

www.kci.go.kr

접근해야 할 것이다. 이를 위해서 교사는 또래배제에 대하여 배제는 무조건 틀린 것이라기보다는 서로 다른 관점과 생각을 지니고 있음을 파악하고, 그것이 상황에 따라 다양하게 나타날 수 있다는 점을 유아들과 함께 이야기해보아야 한다. 이를 통해 교사는 유아들이 또래배제에 대한 비판적 사고를 지닐 수 있도록 도와야 할 것이다. 셋째, 본 연구는 또래배제 예방 및 감소를 위한 유아 인성교육 및 도덕교육에 대한 방향성을 제안한다. 자신과 분리된 상황에서 타인의 감정과 마음을 추론하는 능력인 사회적 마음이론의 수준이 높을수록 또래배제 상황을 판단할 때 도덕적 추론을 많이 하였다는 점을 고려할 때, 이에 타인의 감정과 상황을 추론하는 능력을 습득할 수 있도록 인성교육을 실시할 수 있을 것이다. 또한 만 3세 유아가 주로 고정관념에 의한 사회관습적 추론을 한 반면 만 4, 5세의 유아는 사회적 기대, 집단정체성 그리고 집단기능에 의한 사회관습적 추론을 하였으며 연령이 높을수록 도덕적 추론을 많이 하였다는 본 연구결과는 도덕교육을 연령, 발달수준에 적합한 방식으로 고민해야 함을 시사한다. 연령별로 유아들이 또래배제 상황을 판단할 때 무엇을 더 우선시하는지 파악하여 연령, 발달수준별 접근방법을 고려할 필요가 있다.

본 연구결과를 기반으로 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서는 집단정체성에 기반한 또래배제 상황을 한 가지만 사용하였기에 일반화에는 주의해야 한다. 후속연구에서는 보다 집단정체성이 내포된 다양한 상황(예: 우리 유치원, 우리나라, 우리 문화, 우리 민족)을 추가하여 집단정체성에 기반한 또래배제 상황에 대한 유아들의 판단과 추론유형에 대해 더 정확하게 파악할 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서 사용한 사회적 마음이론 측정 도구는 선행연구에서 사용한 도구를 한국 이름 변경, 삽화 제작 등으로 보완하여 사용하였으나 한 가지의 도구를 사용하였기에 그 수준을 구분하고 일반화 하는데 한계가 있다. 이는 국내, 국외 모두에서 활발히 연구되지 않고 있는 사회적 마음이론에 대한 측정도구의 한계로 이후 후속연구의 다양한 사회적 마음이론 측정도구를 추가하여 사회적 마음이론의 수준을 구분 및 측정할 필요가 있다. 셋째, 본 연구에서는 또래배제에 대한 도덕적 추론의 차이에 영향을 미칠 수 있는 요인으로 사회적 마음이론을 다루었는데, 이 외에도 유아의 도덕적 추론능력에 영향을 미치는 변인들이 많이 존재할 것이다. 많은 후속연구를 통해, 또래배제 및 또래배제에 영향을 미치는 다양한 변인들을 탐색해보고, 이를 통해 유아들의 긍정적인 또래관계 지원 방법을 모색할 필요가 있을 것이다.

참 고 문 헌

강은설, 정계숙 (2008). 만3세 유아의 놀이에 나타난 관계적 공격성: 사회적 배척을 중심으로. 열린유아교육연구, 13(4), 21-50.

김 민 (2014). 유치원은 왕따 없을 줄 알았나?. 경기일보. http://www.kyeonggi.com/news/articleView.html?idxno=754244에서 2019년 11월 4일 인출

www.kci.go.kr

김선정 (2002). 초등학생의 성역할 고정관념, 성역할 정체감 및 자아존중감의 관계. 충남대학교 교육대학원 석사학위 논문.

김유화 (2008). 유아의 놀이문화 형성과정 속 갈등에 대한 질적연구. 열린유아교육연구, 13(5), 269-284.

박노윤, 이은수 (2014). 집단적 자아정체성, 사회적 교환관계 인식 및 친사회적 행동의 관계. 대한경영학회지, 27(6). 955-977.

박영신 (2006). 유아들의 도덕적, 사회 관습적, 및 개인적 영역에 대한 이해. 한국심리학회지: 발달. 19(4), 39-53.

손병현 (2019). 유치원 왕따 폭력 논란 '일파만파'. 경북매일신문. http://www.kbmaeil.com/news/articleView.html?idxno=822110에서 2019년 11월 4일 인출

손상희, 유연옥 (2011). 유아의 연령과 성별에 따른 마음이해와 도덕이해의 관계. 아동교육, 20(3), 137-150.

신숙영 (2001). 초등학교 아동의 성역할 고정관념에 관한 연구. 충남대학교 대학원 석사학위 논문.

안라리 (2002). 유아의 성, 연령, 또래 관계에 따른 성역할 고정관념. 한국영유아보육학, 28, 105-124.

안준희 (2006). 놀이 중심 교육의 토착화와 딜레마: 한국 유아교육 사례를 중심으로. 교육인류학연구, 19(1), 73-107. doi: https://doi.org/10.17318/jae.2016.19.1.003

윤재희 (2009). 그건 남자들 놀이야 : 만5세 여자유아들의 대립적 젠더구성에 관한 사례연구. 열린유아교육연구, 14(3), 135-153.

윤재희, 구태미 (2018). 아름반 남자 유아들이 수행한 남성성 분석. 유아교육학논집, 22(6), 247-274. doi: https://doi.org/10.32349/ECERR.2018.12.22.6.247

이성현 (1994). 초등학교 아동의 성역할 고정관념에 관한 연구. 이화여자대학교 대학원 석사학위논문.

이정윤, 이재연 (2003). 유아교육기관에서의 따돌림 현상과 교사들의 인식에 대한 연구. 아동연구, 16(2), 49-67.

이해경, 이수원 (1994). 사회적 범주화, 가치선호 및 내집단 편애. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 8(2), 108-123.

임민정 (2017). 3세 또래놀이에서 나타난 소외와 저항. 유아교육연구, 37(4), 371-395. doi: https://doi.org/10.18023/kjece.2017.37.4.015

정옥분, 곽경화 (2003). 배려 지향적 도덕성과 정의 지향적 도덕성에 관한연구: 성과 성역할 정체감 및 연령과의 관계를 중심으로. 아동학회지, 24(1), 1-20.

정지나, 김지현 (2011). 어머니의 거부적 양육행동, 유아의 공격성과 사회적 기술이 유아의 또래배척에 미치는 영향. 한국생활과학회지, 20(5), 983-992. doi: https://doi.org/10.5934/KJHE.2011.20.5.983

정지나, 민성혜, 김지현 (2008). 또래배척과 관련된 유아의 정서지능과 어머니의 양육행동. 아동학회지, 29(4), 135-146.

www.kci.go.kr

진명희, 서현순 (2004). 3,4,5세 유아의 놀이선호도와 놀이참여유형에서의 성유형성 비교 및 성역할 고정관념과의 관련성. 유아교육연구, 24(3), 141-162.

최진아, 성지현 (2018). 성유형화된 놀이에서의 또래배제에 대한 유아의 도덕 판단과 정당화: 유아의 성과 마음이론, 또래배제의 맥락과 놀이유형을 중심으로. 한국심리학회지: 발달, 31(3), 119-138.

최현주, 최연철 (2013). 만4세 자유선택 놀이에서 나타나는 또래문화의 특성. 한국보육지원학회지, 9(1), 241-262.

홍영오 (2000). 암묵적 편견이 고정관념의 활성화에 미치는 영향. 연세대학교 대학원 박사학위 논문.

Abrams, D., Rutland., A., & Cameron, L. (2003). The development of subjective group dynamics: Children's judgments of normative and deviant in-group and out-group individuals. *Child De velopment, 74*, 1840-1856. doi: https://doi.org/10.1046/j.1467-8624.2003.00641.x

Abrams, D., Rutland., A., Pelletier, SB., & Ferrell, J. (2009). Children's Group Nous: Understandi ng and Applying Peer Exclusion Within and Between Groups. *Child Development, 80*(1), 22 4-243. doi: https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2008.01256.x

Abrams, D., Rutland., A., Pelletier, SB., Ferrell, J., & Lee, S. (2014). The role of cognitive abiliti es in children's inferences about social atypicality and peer exclusion and inclusion in intergr oup contexts. *British Journal of Developmental Psychology, 32*, 233-247. doi: https://doi.org/ 10.1111/bjdp.12034

Dovidio, J. F., Gilck, P., & Rudman, L. A. (2005). *On the nature of prejudice: fifty years after allport. Malden*, MA: Blackwell.

Helwig, C. C. (1995). Adolescents' and young adults' conceptions of civil liberties: Freedom of speech and religion. *Child Development, 66*, 152-166. doi: https://doi.org/10.2307/1131197

Killen, M., & Malti, T. (2015). Moral judgments and emotions in contexts of peer exclusion and victimization. In J. B. Benson (Eds.), *Advances in child development and behavior*, (Vol. 48, pp. 249-276). Burlington, VT: Academic Press.

Killen, M., & Rutland, A. (2011). *Children and social exclusion: Morality, prejudice, and group identity.* Chichester, UK: Wiley-Blackwell.

Killen, M., & Stangor, C. (2001). Children's social reasoning about inclusion and exclusion in ge nder and race peer group contexts. *Child Development, 72*(1), 174-186. doi: https://doi.org/1 0.1111/1467-8624.00272

Killen, M., Pisacane, K., Lee-Kim, J., & Ardila-Rey, A. (2001). Fairness or stereotypes? Young children's priorities when evaluating group exclusion and inclusion. *Developmental Psycholog y, 37*(5), 587-596. doi: https://doi.org/10.1037/0012-1649.37.5.587

Levy, G. D., & Haaf, R. A. (1994). Detection of gender-related categories by 10-month-old infants.

www.kci.go.kr

Infant Behavior and Development, 17(4), 457-459. doi: https://doi.org/10.1016/0163-6383(94)90037-X

Macklem, G. L. (2006). 학교 따돌림의 지도와 상담[*Bullying and teasing social power in children's groups*]. (김종운, 황혜자 공역). 서울: 동문사. (원저 2004년 출판)

Nesdale, D. (2004). Social identity processes and children's ethnic prejudice. In M. Bennett & F. Sani (Eds.), *The Development of the Social Self, (*pp. 219-245*). New York, NY: Psychology Press.*

Nesdale, D. (2007). *The development of ethnic prejudice in early childhood: Theories and research*. In O. Saracho & B. Spodek (Eds.), *Contemporary perspectives on socialization and social development in early childhood education* (pp. 213-240). Charlotte, NC: Information Age Publishing.

Nesdale, D., Mass, A., Durkin, K., & Griffiths, J. (2005). Group norms, threat and children's racial prejudice. *Child Development, 76*, 652-663. doi: https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2005.00869.x

Ojala, K., & Nesdale, D. (2004). Bullying and social The effects of group norms and distinctiven ess threat on attitudes towards bullying. *British Journal of Developmental Psychology, 22*, 19 -35. doi: https://doi.org/10.1348/026151004772901096

Ruble, D. N., & Martin, C. L., Berenbaum, S. A. (2006). Gender development. In W. Damon & N. Eisenberg (Eds.), *Handbook of Child Psychology:* Vol. 3 Social, emotional, and p*ersonali ty development*(6th ed., pp. 858-932). New York, NY: Wiley.

Rutland, A. (2004). The development of self-regulation of intergroup attitudes in children. In M. Bennett & F. Sani (Eds.), *The development of the social self(*pp. 247-265). East Sussex, England: Psychology Press.

Rutland, A., Killn, M., & Abrams, D. (2010). A New Social-Cognitive Developmental Perspectiv e on Prejudice: The Interplay Between Morality and Group Identity. *Perspectives on Psychol ogical Science 5*(3) 279-291. doi: https://doi.org/10.1177/1745691610369468

Rutland, A., Cameron, L., Milne, A., & McGeorge, P. (2005). Social norms and self presentation: Children's implicit and explicit intergroup attitudes. *Child Development, 76*, 451- 466. doi: ht tps://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2005.00856.x

Smetana, J. G. (2006). Social-cognitive domain theory: Consistencies and variations in children's moral and social judgements. In M. Killen & J. G. Smetana (Eds.), *Handbook of moral development* (pp. 119-154). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Theimer, C. E., Killen, M., & Stangor, C. (2001). Young children's evaluations of exclusion in gender-stereotypic peer contexts. *Developmental Psychology, 37*(1), 18-27. doi: https://doi.org/10.1037/0012-1649.37.1.18

Turiel, E. (1983). *The development of social knowledge: Morality and convention*. Cambridge, MA: Cambridge University Press.

www.kci.go.kr

ABSTRACT

Children's moral reasoning on peer exclusion according to gender, age, and theory of social mind: Focusing on gender stereotypes and group identity

Kim, Ji Yoon (Chung-Ang University)
Lee, Seung Ha (Chung-Ang University)

The purpose of this study is to examine young children's judgments on peer exclusion and types of inference based on gender stereotypes and group identity. Individual interviews were conducted on 391 young children of ages 3 to 5 in Seoul and Gyeonggi-do. This study used SPSS 25.0 for collected data and analyzed collected data with descriptive statistics, t-test and one-way analysis of variance.

The results were as follows. First, young children perceived simple context peer exclusion as wrong and serious. However, their judgments differed by age, and Theory of Social Mind ("ToSM") level. In multifaceted contexts, young children made their selection according to their stereotypes and assessed peer exclusion in multifaceted contexts to be serious. Differences existed depending on qualification, gender, age, ToSM level, and complexity of context. Second, young children made moral inference when evaluating peer exclusion in simple context. There were differences in this result depending on age and ToSM level. Young children made socially conventional inferences when they judged peer exclusion in multifaceted contexts, with differences depending on the qualifications, gender, age, ToSM level, and complexity of context. This study suggested implications and directions for moral education during infancy based on these results.

www.kci.go.kr