

유아의 기관이용시간이 언어, 인지 및 사회성 발달에 미치는 영향: 교사-유아 상호작용의 조절효과를 중심으로

The Effects of Young Children's Hours Spent at Kindergartens or Child Care Centers on their Language, Cognition, and Social Development:
Focusing on Mediating Effects of Teacher-child Interactions

박창현¹ 김상림²

Park, Changhyun¹ Kim, Sanglim²

ABSTRACT

The purpose of this study was to examine the effects of young children's stay hours on kindergartens or child care centers on their language, cognition, and social development with teacher-child interactions as a mediator. For this purpose, the data from the 2013 Panel Study on Korean Children were analyzed using the GLM and pattern analysis. The results of the GLM analysis were as follows. First, the main effects of the stay hours on child development were statistically significant. Second, the main effects of the level of teacher-child interaction were also statistically significant on the results of child development. Third, the moderating effect of teacher-child interaction level between the stay hours and child development were also significant. The results showed that young children's stay hours effected their language, cognitive, and social development and teacher-child interactions mediated these effects.

¹ 제1저자

육아정책연구소 부연구위원

² 교신저자

인천대학교 소비자·아동학과
조교수

(e-mail: slkim@inu.ac.kr)

|| **Key words** Stay Hours on Kindergartens or Child care Centers, Teacher-child Interactions, Child Development

I. 서론

만 5세 누리과정 정책이 도입되고, 2013년 만 3-4세로 정책이 확대되면서 무상보육비가 감당할 수 있는 교육·보육시간에 대한 관심이 높아지고 있다(관계부처합동, 2012). 기관이용시간이 유아교육·보육계에서 중요한 이슈가 된 이유는 국가의 완전책임제를 강조한 무상보육비의 도입과 이 비용을 가지고 교육하고 보육할 수 있는 시간, 교사의 처우와 노동조건, 부모의 요구 그리고 교육과 보육의 질에 관한 문제들이 누리과정 정책을 중심으로 현장에서 다양하게 나타나고 있기 때문이다.

2014년 정부는 3-5세 누리과정 운영시간을 3-5시간에서 4-5시간으로 최소 기본과정 운영시간을 1시간 연장하여 운영하도록 하였으며, 누리과정의 내실화를 위해 기본과정 이외에 방과후 과정 운영을 위한 재정 지원도 하고 있다(교육과학기술부, 2015). 그러나 현장에서는 기본과정과 방과후과정의 개념이 기존에 시행되었던 반일제, 종일제 등의 개념과 여전히 충돌을 일으키고 있다. 또한 어린이집의 경우에는 기본운영시간이 1일 12시간으로 규정되어 있어, 유치원 교사와 비교하였을 때, 보육교사의 노동과 처우의 측면에서 형평성의 문제도 제기되고 있다.

유치원과 어린이집 운영시간에 관한 법률적 근거는 법령이 아닌 행정규칙, 즉 정부 고시로 되어 있어 대외적 구속력은 없다. 2012년 유치원 정보공시제를 통해 집계된 운영시간을 살펴보면, 8시간 운영하고 있는 유치원은 전체 유치원의 71%에 달하며, 9시간 운영하고 있는 유치원은 42.0% 10시간 이상 운영하는 유치원은 13.9%에 달하였다(박은혜, 박신영, 최혜운, 2013). 어린이집은 주 6일 이상, 하루 12시간 이상 운영하도록 하고 있으나(영유아보육법 시행규칙 제 23조 및 34조 관련), 3-5세 평균 어린이집 이용시간 7시간 28분, 주로 9시에서 5시까지 8-9시간 이용하는 경우가 많은 것으로 보고되었다(이미화 등, 2012). 이상의 선행연구들을 고려하면, 유아의 유치원과 어린이집 운영 시간은 대체적으로 거의 8-9시간인 것으로 보고된다.

그런데 이상의 기관이용시간에 관한 이상의 논의들은 주로 기관 운영자와 정부, 교사, 부모의 이용 요구에 중점을 두고 있으며, 기관을 이용하는 주체인 유아의 학습과 발달의 개념에서 이야기하는 시간에 대해서는 어떠한 정보도 주고 있지 못하다. 대부분의 기관이용시간에 관한 연구는 일-가정 양립을 위한 정책의 일환으로, 무상보육비의 투입에 따른 운영시간 관리 정책의 일환으로 관심의 중심이 되었으나, 운영시간이 유아의 성장과 발달에 어떤 영향을 미치는지에 대한 연구는 부족한 실정이다.

기관이용시간에 관한 선행연구들을 살펴보면, 누리과정 이용 실태 및 보육실태에 관한 연구들에서(권미경 등, 2013; 이미화 등, 2012) 기관 이용시간을 다루고 있으나, 기관이용시간과 아동발달에 미치는 영향을 직접적으로 다루고 있지는 않다. 한편으로 기관이용시간과 스트레스와의 관계성에 대한 연구들이 있는데 이 또한 발달과의 직접적인 관계성을 설명해주지는 못하고 있다(김혜경, 류왕호, 2006; 최윤경 등, 2015; 최윤경, 이운진, 김세현, 나지혜, 2013). 이러한 연구결과에 따르면, 주로 오전보다는 오후, 집보다 기관에 있을 때, 연령이 낮을수록, 종일제 기관에 있을 때 유아의 스트레스가 높아지며 발달에 부적합한 것으로 조사되었다(오경미, 2002; 진성아, 2006; Watamura, Sebanc, Donzella, & Gunnar, 2002; Sims, Guilfoyle, & Perry, 2006).

일반적으로 기관운영시간이 길어질수록 교사의 하루 근무시간이 늘어나고 보육 서비스의 질은 낮아질 가능성이 높다(신상윤, 신동윤, 2015; 황덕순 등, 2012). 이런 이유로 교사의 근무시간과 교육과 보육의 질과의 관계성을 고려한 여러 정책들이 제기되고 있으나, 유아의 발달과 관련된 실증적인 연구는 부족하다.

이에 본 연구에서는 교육과 보육의 질의 관점에서 기관 운영시간과 유아의 발달적 성과와의 관계성을 고려할 때 영향을 미치는 주요 변인으로 교사-유아 상호작용 변인을 고려하였다. 이는 유아교사의 유아에 대한 상호작용의 질 변인은 교사의 처우와 노동조건, 근무시간과 상관이 있고, 유아발달에 영향을 미친다는 여러 연구결과들이 있기 때문이다(박창현, 2015; Burchinal,

Vanergrift, Pianta, & Mashburn, 2010; Mashburn et al., 2008). 특히 과정적 질에 포함되는 유아와 교사간의 상호작용 변인은 일상생활과 수업에서 유아의 행복과 학습에 영향을 미친다(박창현, 나정, 2012; Pramling Samuelsson, Sheridan, & Williams, 2006).

이러한 맥락에서 본 연구는 기관이용시간과 교사-유아 상호작용의 질이 유아발달에 미치는 영향을 살펴보고 실증적인 논거를 기초로 이에 대한 정책적 시사점을 얻는 것을 연구의 목적으로 하였다. 또한 한국아동패널 자료를 활용하여 누리과정에서 고시한 누리과정 최소 운영시간인 4-5시간의 기준, 또는 8시간 이상의 교육과 보육활동이 유아의 발달과 성장, 교육과 보육의 질적 특성에 어떤 영향을 미치는지 알아보고, 정책적 시사점을 얻고자 하였다. 이상의 연구목적을 달성하기 위해 설정한 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 기관이용시간이 유아발달에 주는 영향은 어떠한가?

연구문제 2. 교사-유아상호작용이 유아발달에 주는 영향은 어떠한가?

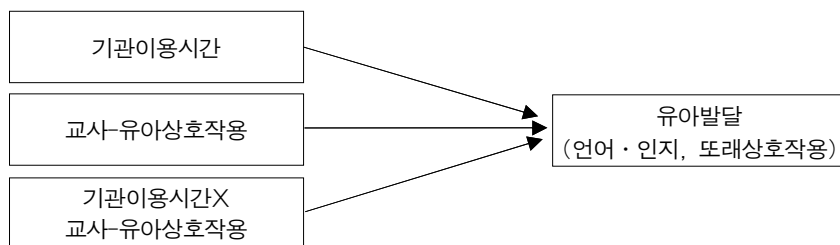
연구문제 3. 기관이용시간과 교사-유아상호작용의 조절변수가 유아발달에 주는 영향은 어떠한가?

II. 연구방법

1. 연구모형 및 변수설정

본 연구에서는 이상의 논의를 토대로 기관이용시간과 교사-유아 상호작용이 유아발달에 주는 영향을 실증적으로 분석하기 위해 연구모형을 설정하였다. 기관이용시간, 교사-유아 상호작용을 독립변수로, 유아발달을 종속변수로 설정하였다. 기관이용시간은 선행연구와 유아의 등·하원 시간, 현장의 교육·보육 실태조사를 기초로 하여 1-5시간 이하, 5시간 초과 8시간 미만, 8시간 이상의 세 집단으로 나누었다. 이는 유치원과 어린이집에서 기본과정인 누리과정을 운영하는 최대 시간인 5시간, 종일제 보육 또는 방과후 과정이 끝나는 8시간 미만, 그리고 연장제 종일보육을 실시하는 8시간 이상의 프로그램을 고려하였으며, 이상의 집단에서 교육과 보육의 질적 차이가 있는지 알아보고자 하였다. 프로그램 운영의 질적 차이는 유아의 발달적 성취에 영향을 미친다(Burchinal et al., 2010; Tout, Zaslow, Hallie, & Forry, 2009).

교사-유아상호작용은 유치원과 어린이집에서 유아교사가 유아와의 언어적·비언어적 소통 및 교호 관계를 맺는 수준을 의미하였다. 교사-유아상호작용 수준은 한국아동패널자료를 토대로 평균이상과 평균 이하의 두 집단으로 나누었으며, 주효과의 유의성을 살펴보고자 하였다. 그리고 기관이용시간과 교사-유아상호작용이 유아의 발달에 미치는 조절효과의 유의성도 함께 살펴보았다. 이상의 연구 설계를 중심으로 유아발달은 언어·인지발달, 사회발달(또래상호작용)을 측정 요소로 하였으며, 유아발달은 이상의 측정요소들의 총합으로 설정하였다.



(그림 1) 연구모형

2. 연구대상

본 연구는 육아정책연구소 한국아동패널 6차년도 데이터를 활용하였으며, 해당 패널의 모집단은 2008년 의료기관에서 출생한 전국의 신생아 가구이며, 1차년도 데이터는 2008년 4월~7월에 출생한 2,078가구를 대상으로 수집하였다. 대상 유아가 만 5세가 되는 6차년도 데이터에 특성을 살펴보면, 2013년 조사에 참여한 아동은 총 1,662명이었다. 아동 월령은 62.61개월($SD = 1.31$)로 평균 만 5.2세에 해당하고, 전체 아동의 월령은 59-66개월 범위에 속하였다(최운경 등, 2014). 아동의 성별은 남아 865명, 여아 806명으로 비슷한 수준이었다. 6차년도 자료 중에서 무응답자와 학원에 다니는 유아를 제외하고, 유치원과 어린이집에 다니는 유아 1,144명과, 유아가 재원하고 있는 기관에서 자료 조사에 참여한 교사 1,144명이 본 연구의 최종 대상이다. 유아가 다니는 보육·교육기관은 어린이집 62.3%, 유치원 33.0%, 반일제 이상 학원 4.7%로 나타나 어린이집, 유치원, 반일제 이상 학원의 순으로 나타났다. 해당 유아의 또래놀이상호작용과 교사-유아상호작용의 자료수집에 참여한 교사의 평균연령은 30.1세, 성별은 1명을 제외한 모두가 여성이었으며, 재직기간은 3년 초과-5년 이하가 55.7%, 5년 초과 10년 이하가 33.0%로 3년 이상 10년 이하가 거의 90%에 달하였다.

3. 조사도구

한국아동패널의 6차년도 자료는 한국아동패널 홈페이지에서 다운로드한 후 조사문항을 검토하여 본 연구의 분석을 위한 변수를 선정하였다. 교사와 유아를 측정하는 도구와 도구에 대한 설명은 육아정책연구소 한국아동패널 홈페이지(<http://panel.kicce.re.kr/kor/inquiry/01.jsp>)에서 정보를 수집하였다. 교사를 측정하는 검사도구는 교사가 자체평정하였으며, 유아를 측정하는 검사도구는 면접자가 직접 가정을 방문하여 측정하였다. 종속변수로 선정한 유아발달은 언어발달 검사, 인지발달 검사, 또래 놀이상호작용 측정의 3가지 점수를 합산하여 변량을 구성하였다. 총 문항수는 54개 문항이었다. 언어발달 검사와 인지발달 검사는 원점수를 사용하였다. 5점 척도로 측정된 유아발달의 Cronbach의 α 계수는 .88로 안정적인 신뢰도를 보였다.

〈표 1〉 조사 대상자 일반적 배경

(N = 1144)

| | | 구분 | 빈도(명) | 백분율(%) | 평균(SD) |
|-------|--------------|-------------|-------|-------------|-------------|
| | | 월령 | - | - | 62.60(1.28) |
| 유아 | 성별 | 남 | 597 | 52.2 | - |
| | | 여 | 547 | 47.8 | |
| | | 합계 | 1,144 | 100.0 | |
| 연령 | 20대 | 696 | 60.8 | 30.01(7.15) | |
| | 30대 | 303 | 26.5 | | |
| | 40대 이상 | 145 | 12.7 | | |
| | 합계 | 1,144 | 100.0 | | |
| 교사 | 성별 | 남 | 1 | .1 | - |
| | | 여 | 1,143 | 99.9 | |
| | | 합계 | 1,144 | 100.0 | |
| 재직 기관 | 유치원 | 유치원 | 681 | 59.5 | - |
| | | 어린이집 | 462 | 40.4 | |
| | | 합계 | 1,144 | 99.9 | |
| | 결측값 | 결측값 | 1 | .1 | |
| | | 3년 이하 | 95 | 9.3 | |
| | | 3년 초과-5년 이하 | 567 | 55.7 | |
| 재직 기간 | 5년 초과-10년 이하 | 336 | 33.0 | - | |
| | 10년 초과 | 191 | 16.7 | | |
| | 합계 | 1,115 | 97.5 | | |
| | | 시스템 결측값 | 29 | 2.5 | |

출처: 한국아동패널 6차년도 자료임.

〈표 2〉 변인의 척도와 문항수

| 변수 | 척도 | 문항수 |
|---------------|--|-----|
| 기관이용시간 | 1 = 1-5시간 이하, 2 = 5시간 초과 8시간 미만, 3 = 8시간 이상 | 1 |
| 교사-유아 상호작용 수준 | 교사-유아 상호작용 Likert 5점 척도 | 10 |
| 유아발달 | 언어발달(11문항의 원점수), 인지발달(13문항의 원점수), 또래상호작용(30문항의 합산 평균, Likert 5점 척도)의 합 | 54 |

1) 교사-유아 상호작용

교사-유아 상호작용을 측정하기 위해 Bredekamp(1985)이 고안한 ECOI(Early Childhood Observation Instrument)를 부분 수정한 Holloway와 Reichhart-Erickson(1988)의 문항을 김명자

(1991)가 번역한 도구를 한국아동패널 연구진이 부분 수정하여 사용했다. 본래 Holloway와 Reichhart-Erickson(1988)의 ECOI 문항은 교사-유아 상호작용의 질, 유아-유아 상호작용의 질, 물리적 환경의 질의 세 가지 하위영역으로 나뉘는데, 한국아동패널은 이 중 교사-유아 상호작용의 질을 측정하는 10문항을 사용했다. 문항의 예로는 ‘아이에게 애정과 신뢰를 가지고 자주 상호작용한다.’, ‘긍정적인 지도 방법을 사용하여 아이가 바람직한 행동을 하도록 돕는다.’ 등이 있다. 각 문항에 대해 교사가 ‘전혀 그렇지 않다(1점)’에서 ‘매우 그렇다(5점)’의 범위에서 응답하는 5점 Likert식 척도이며, 교사-유아 상호작용의 수준이 높다는 것은 10문항으로 합산한 점수가 높다는 것을 의미한다. 본 연구에서 나타난 교사-유아 상호작용의 Cronbach's α 는 .89로 안정적인 신뢰도 수준을 보였다.

2) 유아발달

(1) 언어, 인지발달: 언어 및 인지발달 평가도구

유아의 언어와 인지발달을 측정하기 위해 이종숙 등(2008)이 개발한 유아의 언어, 인지, 사회-정서 발달 평가 도구 지침서를 사용하였다(제주특별자치도교육청, 교육과학기술부, 2008). 본 연구에서는 한국아동패널에서 제시한 대로 평가도구 중, 언어능력을 측정하는 11문항과 인지능력을 측정하는 13문항, 총 24문항을 사용하였으며, 각 영역별 문항은 ‘아니오’는 0점, ‘예’는 1점으로 점수화하도록 구성되어 있다. 또한 평가유형은 총 3가지 유형으로 관찰형, 단서 제시형, 과제 제시형 문항이며, 합산 점수(원점수)를 활용하여 연령별 준거에 따라 표준점수와 백분위 점수를 산출하도록 되어 있다. 언어 및 인지발달 평가의 Cronbach's α 는 .72로 안정적인 신뢰도 수준을 보였다.

(2) 사회발달: 또래놀이상호작용

유아의 사회발달은 또래놀이 상호작용을 측정하여 분석하였다. 또래놀이 상호작용은 사회발달을 확인할 수 있는 중요한 변인으로 간주할 수 있기 때문이다(권희경, 2009; 우수경, 2008; 최연화, 2011). 한국아동패널에서는 유아의 또래 놀이상호작용을 측정하기 위해 Fantuzzo 등(1995)의 PIPPS(Penn Interactive Peer Play Scale)을 사용하였다. PIPPS는 총 30문항으로 놀이상호작용(9문항), 놀이방해(13문항), 놀이단절(8문항)로 구성되어 있다. 교사가 ‘전혀 그렇지 않다’에서 ‘항상 그렇다’까지의 범위에서 응답하는 4점 Likert 척도로 구성되어 있다. 또래 놀이 상호작용의 Cronbach's α 는 .89였으며, 놀이상호작용, 놀이단절, 놀이방해의 내적 합치도는 각각 .77, .85, .81이었다.

4. 자료 분석 방법

자료 분석방법은 주효과와 조절효과를 분석하기 위해 일반선형모형(GLM)을 적용하였다. 이 상에서 수집한 자료의 분석은 다음과 같은 방법을 적용하였다. 첫째, 주요변인의 기초통계를 확인하기 위하여 기술통계분석을 실시하였다. 둘째, 연구문제별로 살펴보면, 연구문제 1과 2를 해

결하기 위해 일반선형모형(GLM)을 적용하였고, 연구문제 3에서는 조절변수 영향을 분석하기 위하여 일반선형모형에 조절변수를 투입하여 분석하였다. 셋째, 연구문제 3에서 조절효과가 유의미하게 분석될 경우, 조절효과의 모습을 구체적으로 보기 위해 기관이용시간에 따른 교사-유아 상호작용의 수준의 차이를 시각적으로 파악하는 패턴분석(Pattern analysis)을 실시하였다. 넷째, 교사-유아 상호작용의 의한 조절효과에 대한 사후분석을 실시하였다. 이를 위해 기관이용시간 3개 범주와 교사-유아상호작용 2개 범주를 교차한 6개 범주 간에 유아발달 점수의 평균차이가 존재하는지를 Scheffé의 사후검증 통계량을 분석하였다. 통계분석을 위해서는 SPSS 12.0 영어버전 프로그램을 활용하였다.

Ⅲ. 결과 및 해석

1. 주요변인의 기초통계분석

본 연구에서는 기관이용시간과 교사-유아상호작용 수준이 유아발달에 미치는 영향관계를 살펴보기 위해 주요변인의 기초통계분석결과를 <표 3>에 제시하였다. 주요변인의 기초통계를 확인하기 위하여 평균, 표준편차를 살펴보면, 기관이용시간에 따른 교사-유아상호작용 수준의 전체평균은 23.06($SD = 4.24$)이었으며, 평균미만과 평균 이상의 수준에 관한 평균값은 각각 22.67($SD = 4.36$), 23.50($SD = 4.05$)이었다.

<표 3> 기관이용시간, 교사 유아 상호작용 수준의 범주별 유아발달 평균 및 표준편차

| 기관이용시간 | 교사-유아 상호작용수준 | 유아발달 | | 해당 유아수 |
|-------------------|--------------|-------|------|--------|
| | | 평균 | 표준편차 | |
| 5시간 이하 | 평균미만 | 22.80 | 4.81 | 55 |
| | 평균이상 | 23.13 | 3.24 | 39 |
| | Total | 22.94 | 4.22 | 94 |
| 5시간 초과 -8시간 미만 | 평균미만 | 22.83 | 4.38 | 340 |
| | 평균이상 | 23.44 | 3.99 | 276 |
| | Total | 23.10 | 4.22 | 616 |
| 8시간 이상 | 평균미만 | 22.40 | 4.23 | 220 |
| | 평균이상 | 23.65 | 4.25 | 214 |
| | Total | 23.01 | 4.28 | 434 |
| Total | 평균미만 | 22.67 | 4.36 | 615 |
| | 평균이상 | 23.50 | 4.05 | 529 |
| | Total | 23.06 | 4.24 | 1144 |

2. 기관이용시간과 교사-유아상호작용이 유아발달에 미치는 효과 분석결과

기관이용시간과 교사-유아상호작용이 유아발달에 미치는 효과를 분석하기 위해 기관이용시간을 독립변인으로 투입한 GLM 분석결과 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($F = 6.22, p = .00$). 또한 교사-유아상호작용 수준을 독립변인으로 투입한 결과도 역시 통계적으로 유의하게 나타났으며($F = 4.52, p = .00$), 기관이용시간과 교사-유아상호작용간의 조절효과도 유의하였다($F = 2.92, p = .01$). 조절효과를 분석하기 위하여 GLM 분석모형에 투입한 ‘기관이용시간 X 교사-유아 상호작용’의 설명량은 1.1%였다. 교사-유아 상호작용의 조절효과 설명량은 1.1%로 낮은 수준이었다.

이상의 유아발달에 대한 기관이용시간과 교사-유아상호작용의 상호작용항이 유의미한 효과가 있다는 결과에 기초하여 평균도표를 산출하고 패턴분석을 실시하였다. <표 4>와 [그림 2]의 패턴 분석 결과를 종합해보면, 유아의 기관이용시간과 유아발달 간의 관계가 교사-유아 상호작용의 수준에 따라 변화되고 있다는 점을 알 수 있다. 즉, 기관 이용시간이 증가하더라도 교사-유아 상호작용이 평균 이상과 이하의 격차는 나타났고, 유아발달의 격차가 점점 크게 나타났다. 예를 들어, 교사-유아 상호작용이 평균 이상인 경우, 기관 이용시간이 증가할수록, 유아발달 점수도 향상되었다. 반면, 교사-유아 상호작용 점수가 평균 이하일 경우, 기관 이용시간이 증가하더라도 유아발달 점수는 대부분 감소하는 것으로 나타났다.

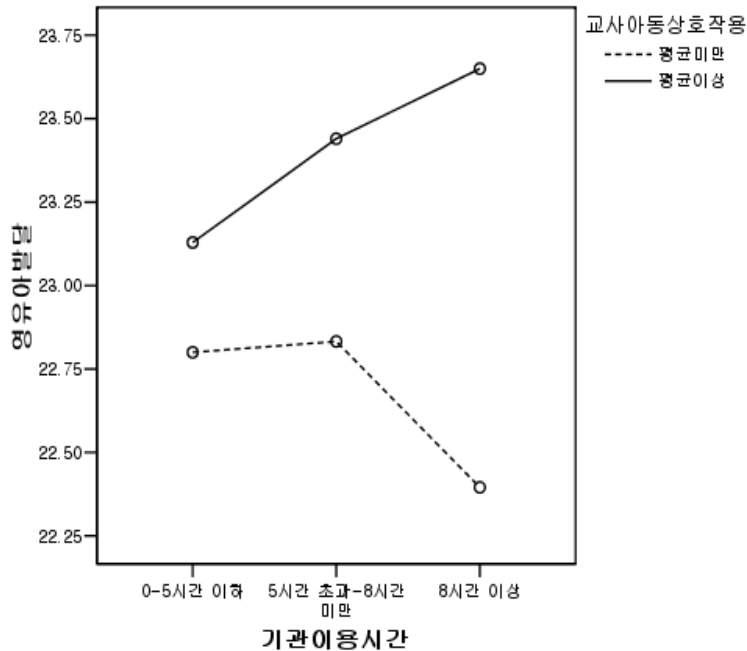
이상의 결과를 검증하기 위해 교사-유아상호작용의 조절효과에 대한 사후분석을 실시하였다. 이를 위해 기관이용시간 3개 범주와 교사-유아 상호작용 2개 범주를 교차한 6개 범주 간에 유아발달 점수의 평균차이가 존재하는지를 Scheffé의 사후검증 통계량으로 분석하였다.

교수-유아 상호작용에 의한 조절효과의 사후분석을 실시한 결과는 <표 5>와 같다. 기관이용시간이 0-5시간 이하인 경우, 교사-유아 상호작용의 평균 이상과 미만 사이에 평균 차이는 통계적

<표 4> 기관이용시간과 교사-유아상호작용 GLM 분석결과

| 분산원 | 자승합 | 자유도 | 평균자승 | F | p |
|-------------------|-----------|------|-----------|----------|-----|
| 수정모형 | 232.90 | 5 | 46.58 | 2.61 | .02 |
| 상수항 | 320643.87 | 1 | 320643.87 | 17991.15 | .00 |
| 기관이용시간 | 4.58 | 2 | 2.29 | 3.13 | .01 |
| 교사-유아상호작용 | 80.52 | 1 | 80.52 | 4.52 | .00 |
| 기관이용시간X교사-유아 상호작용 | 32.80 | 2 | 16.40 | 2.92 | .01 |
| 오차 | 20281.79 | 1138 | 17.82 | | |
| 합계 | 628664.40 | 1144 | | | |
| 수정된 합계 | 20514.69 | 1143 | | | |

$R^2 = .011$ (수정된 $R^2 = .007$)



(그림 2) 유아발달에 대한 기관이용시간과 교사-유아상호작용간의 조절효과

〈표 5〉 조절효과 사후분석결과

| 기관이용시간 | 교사-유아 상호작용 | 유아발달 평균(N) | 0-5시간 이하 | | 5시간 초과-8시간 미만 | | 8시간 이상 | |
|---------------|------------|------------|----------|------|---------------|------|--------|------|
| | | | 평균미만 | 평균이상 | 평균미만 | 평균이상 | 평균미만 | 평균이상 |
| 0-5시간 이하 | 평균미만 | 22.80(55) | | | | | | |
| | 평균이상 | 23.13(39) | | | | | | |
| 5시간 초과-8시간 미만 | 평균미만 | 22.83(340) | | * | | | | |
| | 평균이상 | 23.44(276) | * | * | * | | | |
| 8시간 이상 | 평균미만 | 22.40(220) | * | * | * | * | | |
| | 평균이상 | 23.65(214) | * | * | * | * | * | |

주. *는 유의수준 .05에서 유의한 Scheffe의 차이가 있음을 의미함.

으로 유의하지 않았다($p < .05$). 또한 교사-유아 상호작용이 평균 미만의 경우, 기관이용시간 0-5시간 이하와 5시간 초과-8시간 미만의 두 집단 간에 유아발달 평균의 차이가 통계적으로 유의하지 않았다($p < .05$). 그 외의 다른 사후 비교에서는 모두 통계적으로 유의한 차이가 존재하였다($p < .05$). 따라서 기관이용시간이 0-5시간 이하인 유아의 경우 교사-아동상호작용 수준에 상관없이 유아발달 수준이 유사하였다. 반면에 유아의 기관이용시간이 5시간 초과 8시간 미만인 경우와

8시간 이상인 경우 모두 교사-아동 상호작용 수준이 높을 경우, 유아발달 수준도 높은 것으로 해석되었다.

IV. 논의 및 결론

본 연구의 목적은 기관이용시간과 교사-유아상호작용이 유아발달에 미치는 효과를 분석하기 위해 기관이용시간과 교사-유아상호작용을 독립변수로, 유아발달을 종속변수로 설정하고 영향 관계를 살펴보는 것이었다. 연구문제를 중심으로 논의점을 살펴보면 다음과 같다.

연구문제 1에서 기관이용시간을 독립변인으로 투입하여 GLM 분석한 결과, 주효과의 경우, 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 유아의 장기간의 기관보육 경험이 유아의 공격성을 높이고 사회발달에 영향을 미친다는 연구들(Ahnert, Pinquart, & Lamb, 2004; NICHD Early Child Care network, 2006), 종일제 보육 및 시간연장 보육 아동의 스트레스 연구들(김혜경, 류왕효, 2006; 양혜영, 정승원, 1999)과 맥을 같이 하고 있다. 또한 연구문제 2와 관련하여, 교사-유아 상호작용 수준을 독립변인으로 투입한 결과 유아발달에 미치는 주효과가 역시 통계적으로 유의하게 나타났다($F = 4.52, p = .00$). 이러한 연구결과는 교사-유아 상호작용과 유아발달에 영향을 미친다는 선행 연구들과 연구결과가 일치하며 유아발달에 대한 교육과 보육의 과정적 질의 중요성을 뒷받침해주고 있다(신은수, 2000; 이윤옥, 2006; Burchinal et al., 2008).

그리고 연구문제 3에서 가정 한 기관이용시간과 유아발달간의 관계에서 교사-유아상호작용의 조절효과도 유의하였다($F = 2.92, p = .01$). 교사-유아상호작용 변인의 조절효과에 대한 패턴분석을 실시한 결과, 기관이용시간과 유아발달 간의 관계가 교사-유아 상호작용의 수준에 따라 변화되는 것으로 나타났다. 즉, 유아의 기관이용시간이 5시간 초과 8시간 미만인 경우와 8시간 이상인 경우 모두 교사-아동 상호작용 수준이 높을 경우, 유아발달 수준도 높게 나타났다. 유아의 기관 이용시간이 5시간 미만일 경우에는 교사-유아 상호작용에 의한 유아발달 차이는 크게 나지 않았다. 8시간 이상에서는 교사-유아 상호작용과 유아의 기관 이용시간의 상호작용이 일어나서 차이가 더 크게 나타남을 알 수 있다.

이러한 결과를 중심으로 예측해본다면, 유아의 기관이용시간이 5시간 초과할 경우, 8시간이 넘을 경우, 교사-유아의 상호작용의 수준이 높은 교사에게 교육과 보육을 받을 경우 유아발달의 수준도 높을 수 있다. 이를 실제에 적용해본다면, 일반적으로 유치원과 어린이집에서 3-5세 연령 별 누리과정을 기본과정을 최대 5시간 운영하고, 이후 방과후과정과 종일제 및 시간연장제를 운영할 경우 교사-유아의 상호작용 수준이 유아의 발달에 중요한 영향을 미친다는 점을 시사한다. 특히 8시간 이상의 경우에는 교사-유아의 상호작용 수준이 낮을 경우, 유아발달에는 부적적인 영향을 미친다는 점을 고려할 때, 교육과 보육의 질 제고를 위해 교사-유아간의 상호작용의 질을 높일 수 있는 방법을 고려하는 것이 필요하다.

2016년 7월에 시행될 맞춤형 보육정책에 따르면, 장시간 어린이집 이용이 필요한 경우에는 12시간의 종일반 보육을 지원하고, 적정시간 어린이집 이용이 필요한 경우에는 6시간의 맞춤형

보육을 지원하도록 하였다. 본 연구의 결과를 토대로 교사의 관점에서 보자면, 보육 시간이 5시간, 그리고 8시간을 기준으로 교사-유아 상호작용 수준에 따른 유아발달의 차이가 난다는 점을 고려할 때, 교사의 업무활동의 지원방안은 교육과 보육의 질 제고를 위해 우선적으로 수립될 필요가 있다. 맞춤형 보육 정책은 부모의 요구 뿐만 아니라, 유아의 발달에 맞는 기관이용시간과 교사의 노동과 처우 정책에 맞추어야 진정한 맞춤형 보육이라고 할 수 있다. 장기간의 보육활동으로 인한 보육교사의 정서적, 육체적 소진(burn-out)은 직무만족을 떨어뜨리고 결국 교육과 보육 서비스의 질을 낮출 가능성이 높으며 이러한 보육 서비스의 질적 저하는 유아의 발달적 성취에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있다(권정윤, 2010; 박은영, 조은정, 정주선, 2011).

본 연구는 유아교육과 보육의 질의 관점에서 유아발달에 영향을 미치는 조절변수로서 교사-유아상호작용 변인을 조명하였다는 점에서 의의가 있으나 다음과 같은 한계점을 가진다. 첫째, 본 연구는 한국아동패널 자료를 활용하여 연구를 수행하였으므로 자료 자체의 한계점이 존재하였다. 예를 들어 6차년도 패널자료에서 유아의 사회발달 변수로 또래 놀이상호작용 이외에 활용 가능한 데이터가 부재하였다. 둘째, 본 연구에서는 유치원과 어린이집 교사의 상호작용 수준의 차이를 비교하지 않았으며, 기관별, 기관 유형별 차이를 검증하지는 못하였다는 한계가 있었다. 셋째, 본 연구에서 기관이용시간과 교사-유아상호작용 GLM 분석결과 유아의 발달변인에 대한 설명량이 1.1%인 것으로 나타났다. 교사-유아상호작용의 설명량이 낮은 이유는 우선 교사-유아 상호작용의 개인간 오차 또는 집단 간 오차가 큰 것에서 그 원인을 추론할 수 있다. 즉, GLM의 집단 점추정 방식의 조절효과 추출 프로토콜 특성상, 조절변수나 독립변수의 오차가 클수록 설명량이 낮아지는 특성을 보인다(권대봉, 현영섭, 2004; 이일현, 2014; 홍세희, 정송, 2014; Baron & Kenny, 1986). 본 연구의 기술통계분석, GLM 분석에서 나타나는 오차변량의 크기가 비교적 큰 수준이라는 점에서 이런 추론의 근거를 찾을 수 있다. 오차변량의 상승은 본 연구에서 사용한 자료가 패널자료이기 때문에 기관이용시간과 교사-유아상호작용의 다양한 수준을 갖는 대상이 다수 포함된 것과 관련된다. 이에 오차변량을 상승시키는 패널자료를 제거하거나, GLM방식 이외의 조절효과를 분석하는 방법을 시도하거나, 연구자에 의하여 설정된 설문도구를 통하여 직접조사하거나 실험을 하여 자료를 수집하는 등의 추후 연구 시도가 추천된다.

이상의 연구의 논의와 한계점을 고려하여 추후 연구를 제안해본다면 다음과 같다. 첫째, 교사-유아 상호작용 변수는 교육과 보육의 과정적 질을 높이는 주요 변인으로 유아의 기관운영시간과 함께 유아발달에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 교사-유아 상호작용 변수 이외에도 교육과 보육의 질을 예측하는 다양한 변수도 고려하여 유아발달과의 관계성을 연구할 필요가 있다(Martinez-Beck & Zaslow, 2006). 예컨대, 기관유형, 학급규모, 교사 대 유아비율, 특별활동 개수, 실외놀이 시간, 교사의 연수 정도 등이 고려된다. 실제로 기관유형에 따라, 특별활동 개수가 많을수록, 실외놀이시간이 짧을수록 만5세의 문제행동이 다르게 나타났다는 연구(하영은, 정효은, 2009)가 있으며, 종일제 유아가 반일제보다 더 많은 스트레스를 보인다는 연구들(오경미, 2002; 진성아, 2006)을 살펴볼 때, 유아발달을 중심으로 많은 논의가 필요하다.

둘째, 본 연구에서는 만 5세 유아를 대상으로 하였으므로, 3-4세 유아 및 0-2세 영아의 기관이용시간에 대한 추후 연구가 필요하다. 현장에서는 만 3세 유아 대상 누리과정 4-5시간 적용은 발

달적으로 부적합하다는 의견도 제기되고 있으며, 0-2세의 기관보육 비율이 높아져 애착의 문제를 우려하는 목소리도 꾸준히 제기되고 있기 때문이다.

셋째, 본 연구에서는 유아의 기관이용시간이 8시간이 초과될 때 교사-유아 상호작용 변인과 교호하며, 유아의 발달에 영향을 보다 크게 미치는 것으로 나타났다. 유아교사의 8시간 이상의 근무는 교육과 보육의 질적 변화를 가져올 수 있으며, 이는 유아에게 영향을 미칠 가능성이 높다. 이를 개선하기 위해서는 유아교사의 직무 만족과 보수 문제의 개선 및 교사의 업무시간의 탄력적 운영 등을 통해 유아교사의 교육·보육활동의 질을 높이는 정책적 대안도 필요할 것으로 판단된다.

참고문헌

- 교육과학기술부 (2015). **유치원 교육과정 개정 고시문**(교육부 고시 제 2015-61호). 세종: 교육과학기술부.
- 국무총리실, 기획재정부, 교육과학기술부, 행정안전부, 보건복지부 (2012). 3-4세 누리과정 도입 계획(보도자료 2012. 1. 18). 세종: 관계부처합동.
- 권대봉, 현영섭 (2014). **인문사회연구방법**. 서울: 학지사.
- 권정윤 (2010). 유아교사의 정서지능과 정서노동 및 직무스트레스와의 관계. **유아교육연구**, 30(6), 269-290.
- 권희경 (2009). 유아의 또래놀이상호작용에 관한 연구: 유아의 자아효능감 및 사회적 능력과의 관계를 중심으로. **유아교육학논집**, 13(6), 391-410.
- 김명자 (1991). 유아교육 기관의 질과 유치원 교사의 직무 만족도에 관한 연구. 이화여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 김혜경, 류왕효 (2006). 시간연장보육아동의 스트레스 연구. **한국영유아보육학**, 45, 207-225.
- 박은영, 조은정, 정주선 (2011). 보육교사의 정서노동과 보육교사의 발달단계 및 보육교사-유아 상호작용간의 관계. **한국영유아보육학**, 66, 127-146.
- 박은혜, 박신영, 최혜윤 (2013). 유치원 정보공시 자료를 통해 본 전국 유치원 운영시간 현황 분석. **교육과학연구**, 44(2), 97-118.
- 박창현 (2015). 유아교사의 개인특성과 유아교육기관 특성이 유아교육기관의 질에 미치는 영향: 유아교실의 질을 향상시키기 위한 조건. **한국보육학회지**, 11(2), 201-220.
- 박창현, 나정 (2012). 유아교육기관, 교사 및 유아 집단 특성에 따른 교사-유아 상호작용 수준 분석. **한국보육지원학회지**, 8(6), 99-125.
- 신상윤, 신동윤 (2015. 12. 26). [보육대란 해법] 유보통합은 실현 불투명, 시도교육청 정부가 책임지면 해결. 헤럴드 경제. <http://biz.heraldcorp.com/view.php?ud=20151226000111>에서 2016년 6월 인출
- 신은수 (2000). 놀이에 대한 교사효능감이 교사와 유아의 상호작용과 유아 놀이 발달에 미치는

- 영향. **유아교육연구**, **20**(1), 27-42.
- 양혜영, 정승원 (1999). 양육환경과 기관의 질이 유아의 스트레스 행동에 미치는 영향. **아동학회지**, **20**(4) 141-158.
- 오경미 (2002). 유아의 연령, 성별 및 유치원의 운영시간에 따른 유아의 스트레스 행동. 이화여자대학교 석사학위논문.
- 우수경 (2008). 유아의 성, 기질, 정서능력 및 사회적 능력이 놀이성에 미치는 영향. **미래유아교육학회지**, **15**(1), 259-280.
- 이미화, 서문희, 이정원, 이정림, 도남희, 권미경 등 (2012). **전국보육실태조사**. 서울: 육아정책연구소.
- 이운옥 (2006). 유아학급에서 교사와 유아의 효율적인 상호작용 -비고스키 이론을 중심으로. **한국유아교육·보육행정연구**, **10**(3), 125-15.
- 이일현(2014) **Easyflow 회귀분석**. 서울: 나래.
- 이종숙, 신은수, 박은혜, 김영태, 광영숙, 유영의 등 (2008). **영유아의 언어, 인지, 사회·정서 발달 평가 도구 지침서**. 서울: 교육과학기술부·제주특별자치도교육청.
- 진성아 (2006). 유치원의 반일반, 종일반 운영에 따른 5세아의 스트레스 행동차이에 관한 연구. 단국대학교 대학원 석사학위논문.
- 최연화 (2011). 남녀 유아의 놀이성, 정서조절능력과 사회적 유능성의 관계 연구. **육아지원연구**, **6**(2), 147-164.
- 최윤경, 이진화, 박진아, 조형숙, 권혜진, 조혜주 (2015). **유치원 어린이집 운영시간 조정방안 연구**. 서울: 육아정책연구소.
- 최윤경, 이윤진, 김세현, 나지혜 (2013). 영유아발달에 비추어 본 육아지원기관 이용시간 고찰: 스트레스 호르몬 조사를 중심으로(연구보고 2012-09). 서울: 육아정책연구소.
- 최윤경, 배윤진, 송신영, 임준범, 이예진, 김소아 등 (2014). 한국아동패널 2014(연구보고 2014-33). 서울: 육아정책연구소.
- 하영은, 정효은 (2009). 기관변인에 따른 5세 유아의 문제행동. **한국영유아보육학**, **57**(6), 171-191.
- 홍세희, 정송 (2014). 회귀분석과 구조방정식 모형에서의 상호작용효과 검증: 이론과 절차. **인간발달연구**, **21**(4), 1-24.
- 황덕순, 윤자영, 윤정향, Rostgaard, T., Letablier, M., & Bothfeld, S. et al. (2012). 사회서비스 산업 노동시장 분석: 돌봄 서비스를 중심으로(연구보고 2012-08). 서울: 한국노동연구원.
- Ahnert, L., Pinguart, M., & Lamb, M. E. (2006). Security of children's relationships with nonparental care providers. A meta-analysis. *Child Development*, *77*(3), 664-679.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research. *Journal of Personality and Social Psychology*, *51*(6), 1173-1182.
- Bredenkamp, S. (1985). *Guide to accreditation by the national academy of early childhood programs*. Washington, DC: NAEYC.
- Burchinal, M. R., Howes, C., Pianta, R., Bryant, D., Early, D., & Clifford, R., et al. (2008). Predicting

- child outcomes at the end of kindergarten from the quality of pre-kindergarten teacher-child interactions and instruction. *Applied Development Science*, 12(3) 140-153.
- Burchinal, M. R., Vandergrift, N., Pianta, R., & Mashburn, A. (2010). Threshold analysis of association between child care quality and child outcomes for low-income children in prekindergarten programs. *Early Childhood Research Quarterly*, 25(2), 166-176.
- Fantuzzo, J., Sutton-Smith, B., Coolahan, K. C., Manz, P. H., Canning, S., & Dehnam, D. (1995). Assessment of preschool play interaction behavior in young low-income children: Penn Interactive Peer Play Scale. *Early Childhood Research Quarterly*, 10(1), 105-120.
- Holloway, S. D., & Reichhart-Erickson, M. (1988). The relationship of day care quality to children's free-play behavior and social problem-skills. *Early Childhood Research Quarterly*, 3(1), 39-53.
- Martinez-Beck, I., & Zaslow, M. (2006). Introduction: The context for critical issues in early childhood professional development. In M. Zaslow & I. Martinez-Beck (Eds.), *Critical issues in early childhood professional development* (pp. 1-16). Baltimore: Brooks.
- Mashburn, A. J., Pianta, R. C., Hamre, B. K., Downer, J. T., Barbarin, O., & Bryant, D., et al. (2008). Measures of classroom quality in prekindergarten and children's development of academic, language, and social skills. *Child Development*, 79(3), 732-749.
- NICHD Early Child Care Research Network (2006). Child-care effect sizes for the NICHD study of early child care and youth development. *American Psychologist*, 61(2), 99-116.
- Pramling Samuelsson, I., Sheridan, S., & Williams, P. (2006). Five preschool curricula: comparative perspective. *International Journal of Early Childhood*, 38(1), 11-30.
- Sims, M., Guilfoyle, A., & Parry, T. (2006). Children's cortisol levels and quality of child care provision. *Child Care, Health & Development*, 32(4), 452-466.
- Tout, K., Zaslow, M., Hallie, T., & Forry, N. (2009). Issues for the next decade of quality rating and improvement systems. OPRE Issue Brief #3. Washington, DC: Child Trends. Retrieved June 6, 2016 from http://www.acf.hhs.gov/sites/default/files/opre/next_decade.pdf
- Watamura, S., Sebanc, A., Donzella, B., & Gunnar, M. (2002). Naptime at childcare: effects on salivary cortisol levels. *Developmental Psychobiology*, 40, 33-42.

논문투고: 16.02.14
수정원고접수: 16.05.27
최종게재결정: 16.06.10