

보육교사의 직무만족이 이직의사에 미치는 영향: 정서적 고갈과 조직몰입의 매개효과

김 경 호

(호남대학교)

본 연구의 목적은 보육교사를 대상으로 직무만족과 이직의사 간의 인과관계를 탐구하고 그 사이에서 정서적 고갈과 조직몰입이 매개변수의 역할을 하는지 규명하며, 더 나아가 보육교사의 직무만족을 제고시키고 이직의사를 낮춤으로써 보육서비스의 질적 향상을 제고하는데 기여할 수 있는 이론적·실천적 함의를 도출하는 데 있다. G광역시에 소재하는 어린이집에서 근무하는 보육교사 집단으로부터 수집된 328부의 설문지를 대상으로 구조방정식을 이용한 연구모형의 검증 등 통계분석을 실시하였다. 주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 보육교사의 직무만족, 정서적 고갈, 조직몰입은 각각 이직의사에 유의한 영향을 미치고 있다. 둘째, 직무만족은 정서적 고갈과 조직몰입에 각각 유의한 영향을 미치고 있다. 셋째, 정서적 고갈과 조직몰입은 각각 직무만족과 이직의사 사이의 관계를 매개하고 있다. 끝으로, 이상의 분석 결과를 바탕으로 보육교사의 이직의사에 예방적으로 대처하기 위한 이론적·실천적 함의를 논의하였다.

주요용어: 보육교사, 직무만족, 정서적 고갈, 조직몰입, 이직의사

■ 투고일: 2013.1.28 ■ 수정일: 2013.3.6 ■ 게재확정일: 2013.3.26

I. 서론

최근 우리 사회의 저출산 문제와 관련하여 영유아의 양육과 돌봄이 사회적 관심사로 등장하면서 보육에 대한 경제적 지원과 보육시설의 확충 등 범국가적 차원의 보육서비스 지원이 강화되고 있다. 이러한 사회적 요구에 부응하여 어린이집 및 보육아동의 수는 연차적으로 급증하고 있는데, 1990년의 경우 1,919개소의 어린이집에서 48,000여명의 아동에게 보육서비스를 제공하였으나 2011년 말에 이르러 어린이집과 보육아동의 수가 각각 39,842개소와 1,348,729명으로 증가하였다(보건복지부, 2012).

보육인프라의 구축 등 양적 성장에 못지않게 중요한 논점이 보육서비스의 질적 향상의 문제이다. 다른 돌봄 서비스 영역에서와 마찬가지로, 보육서비스의 경우에도 양질의 서비스를 제공하기 위한 선결과제는 우수한 교사 인력의 확보와 유지이다. 보육교사는 영유아의 흥미와 능력을 인식하여 유익하고 재미있는 보육프로그램을 제공하는 핵심인력이라는 점에서 보육프로그램을 구성하는 다른 어떤 요소보다도 더 중요하다(홍금자, 2002; 박상희 외, 2006). 다시 말해, 고품질의 보육서비스를 제공하기 위해 가장 중요한 변수가 바로 보육교사이다.

영유아의 건전한 양육과 발달을 지원할 수 있는 유능한 인적자원, 즉 자질을 갖춘 보육교사의 확보와 유지가 매우 중요함에도 불구하고 과다한 노동과 저임금의 대표업종으로 지칭되고 있는 보육현장에서는 보육교사가 느끼는 이직의사 또는 이직충동이 상당히 높으며 이는 실제 이직으로 이어질 우려가 크다(김경호, 2012a). 보육교사의 이직이 빈번한 어린이집은 아동들에게 발달적으로 적합한 환경과 활동 프로그램을 제공하기 어려우며 아동들과 민감하고 적절한 상호작용을 할 수 없는 상황에 놓이게 된다(안선희·김지은, 2007). 그런데 근로자의 이직의사에 영향을 미치는 다양한 요인들 가운데 직무만족의 영향력을 검증한 여러 선행연구의 연구결과는 보육교사의 인적 관리 차원에서 주목할 만한 시사점을 제공하고 있다(Hellman, 1997; Manlove & Guzell, 1997; Lum et al., 1998; Ito et al., 2001; Randhawa, 2007; Yang et al., 2008; 나종문·황진수, 2009; 김경호, 2012a; Rutherford et al., 2012). 일반적으로 직무만족이 높으면 이직의사는 낮아지는 것으로 알려져 있다. 이직의사에 대한 직무만족의 영향력을 검증한 국내 연구를 보면, 나종문과 황진수(2009)의 연구에서 지역자활센터 종사자의 직무만족이 높을수록 이직의사가 낮아지는 것으로 조사되었다. 외국 연구의 예를 들면, Randhawa(2007)의 연구에서

과학자들의 직무만족이 이직의사에 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 확인된 바 있다.

본 연구는 보육교사가 인식하는 직무만족과 이직의사 사이의 관계에서 조직몰입과 정서적 고갈이 매개변수의 역할을 할 개연성이 높다는 점에 주목하는 실증적 연구이다. 구체적으로, 정서적 고갈은 직무만족이 이직의사에 미치는 부정적 영향을 심화시키는 위험요인으로 볼 수 있는 반면, 조직몰입은 직무만족이 이직의사에 미치는 부정적 영향을 완화시키는 보호요인으로 이해할 수 있다. 예를 들면, 직무만족이 정서적 고갈에 유의한 부(-)의 영향을 미친다는 연구결과(한입순·김향자, 1998; 황혜신, 2008)와 정서적 고갈이 이직의사에 유의한 정(+)의 영향을 미친다는 연구결과(이선영·김한성, 2007; Rutherford et al., 2012)를 종합적으로 고려할 때 정서적 고갈이 매개변수로 기능할 것이라고 가설적으로 추론할 수 있다. 또한 첨단제조업 분야의 지식근로자와 일반근로자를 대상으로 직무만족, 조직몰입, 이직의사의 관계를 연구한 Yang 외(2008)의 연구에서 조직몰입은 직무만족과 이직의사 사이에서 매개변수로 기능하고 있다. 마찬가지로, 중국의 여성 세일즈 인력을 대상으로 이직의사에 영향을 미치는 요인을 규명한 Rutherford 외(2012)의 연구에서도 조직몰입은 직무만족과 이직의사 사이에서 매개변수 역할을 하고 있다.

앞서 언급한 바와 같이, 직무만족, 정서적 고갈, 조직몰입, 이직의사 간의 연쇄적 인과관계가 다른 돌봄서비스 영역에서는 경험적 증거를 갖고 있다. 그렇다면 보육교사의 경우에도 위와 같은 주요 변수들 사이의 인과관계가 이론적·실증적 타당성을 갖고 있는지 확인할 필요가 있다. 만약 이 네 변수들 사이의 인과성이 검증된다면, 보육교사의 직무만족과 조직몰입을 높이거나 정서적 고갈을 낮추는 개입이 곧 이직의사 문제에 선제적으로 대응하는 방안이 된다는 실증적 증거를 얻게 될 것이다.

본 연구의 목적은 보육교사를 대상으로 직무만족과 이직의사 간의 인과관계를 탐구하고 그 사이에서 정서적 고갈과 조직몰입이 매개변수의 역할을 하는지 규명하며, 더 나아가 보육교사의 직무만족을 제고시키고 이직의사를 낮춤으로써 보육서비스의 질적 향상을 제고하는데 기여할 수 있는 이론적·실천적 함의를 도출하는 데 있다. 이와 같은 연구목적을 달성하기 위하여 다음과 같은 3개의 연구질문을 설정하였다.

- ① 보육교사의 직무만족, 조직몰입, 정서적 고갈, 이직의사 중 특정한 두 변수 사이에는 어떤 인과관계가 존재하는가?

- ② 정서적 고갈과 조직몰입은 각각 직무만족과 이직의사 사이에서 매개변수의 역할을 수행하는가?
- ③ 보육교사의 이직의사를 예방하거나 감소시키는 데 기여할 수 있는 이론적·실천적 함의는 무엇인가?

보육교사의 이직 문제에 예방적·선제적으로 개입하는 일의 중요성에 비추어볼 때, 본 연구는 이직의사에 영향을 미치는 요인들 사이의 인과관계를 탐구하고 이직의사를 예방하거나 완화시키는 데 기여할 수 있는 이론적·실천적 함의를 이끌어내려는 시도라는 점에서 연구의 필요성과 더불어 독창성 및 차별적 의의가 인정된다. 먼저, 본 연구는 보육교사를 대상으로 이론적 측면에서 네 변수 사이에 존재하는 직·간접적인 영향력을 실증적으로 규명한 연구라는 점에서 이론 검증의 의의를 갖고 있다. 또한 본 연구는 보육교사의 직무만족과 조직몰입을 높이고 정서적 고갈과 이직의사를 낮춤으로써 보육서비스의 질 향상에 기여할 수 있는 실증적인 기초자료를 제시할 수 있다는 점에서 실용적 의의를 갖고 있다.

II. 이론적 배경 및 선행연구의 고찰

1. 이직과 이직의사

이직의사(turnover intention)는 이직(turnover)을 전제로 하는 개념이며, 일반적으로 먼저 이직의사가 발생하고 이어서 실제 이직 행동이 뒤따른다. 실제로 여러 선행연구에서 이직의사는 이직을 예측하는 요인으로 밝혀졌다(Hom et al., 1984; George & Jones, 1996; Mor Barak et al., 2001; Yang et al., 2008).

이직은 광의와 협의의 개념으로 구분할 수 있다. 광의의 개념인 이직(移職)은 조직의 구성원 경계(membership boundary)를 넘나드는 개인적인 이동을 의미하는데, 여기에는 입직(入職, accession)과 이직(離職, separation)이 모두 포함된다(Price, 2001). 협의의 개념인 이직(離職)은 조직구성원이 조직을 떠나는 것을 의미한다. 본 연구에서 다루는 이직과 이직의사는 모두 협의의 이직 개념에 바탕을 두고 있다.

이직의사는 조직구성원이 자신이 근무하던 조직을 떠나고자 하는 의도(desire) 또는 자발성(willingness)을 의미한다(Thoresen et al., 2003). 겉으로 드러나는 이직 행동과 달리, 이직의사는 명확하게 드러나지 않지만, 이직의사는 이직을 정확하게 예측할 수 있는 요인 가운데 하나이다(Griffeth et al., 2000). 따라서 개인의 이직 행동을 조사함에 있어서 직접 측정하기 어려운 이직 행동 대신에 이직의사를 측정하는 방법이 널리 사용되고 있다.

이직 현상을 연구할 때 이직 개념의 특성을 고려하여야 하는데, 일반적으로 논의되는 이직의 세 가지 특성은 자발성(voluntariness), 회피 가능성(avoidability), 기능성(functionality)이다. 첫째, 이직은 자발성의 여부에 따라 자발적 이직과 비자발적 이직으로 나눌 수 있다(Bluedorn, 1978). 이직은 종종 직무만족과 관련이 깊기 때문에 자발적인 이직과 비자발적인 이직을 구별하는 것이 중요하다. 왜냐하면 자발성을 고려하지 않는다면 조직을 떠나는 모든 사람을 이직자로 간주하여야 하는데, 이 경우 이직과 직무만족 사이의 관계를 정확하게 추정할 수 없기 때문이다. 둘째, 자발적 이직의 회피 가능성은 조직이 구성원의 이직 결정을 예방할 수 있는가에 관한 판단이다(Morrell et al., 2001). 만약 조직 관리자가 특정 구성원의 자발적인 이직이 불가피하다고 판단할 경우 이직을 막기 위한 개입 방안을 마련하기 위해 노력하기보다는 이직의 필요성을 인정하는 것이 더 유익하다. 반면에, 자발적 이직이 회피할 수 있는 이유에 의한 것이라고 판단되면, 조직 입장에서는 이직을 예방하기 위하여 개입할 가능성을 갖게 된다. 끝으로, 이직의 기능성을 기준으로 보면 이직은 조직 구성원의 생산성과 그들이 조직의 재산(asset)이 되는 정도에 따라 순기능적 이직과 역기능적 이직으로 구분된다(Dalton et al., 1981). 순기능적 이직은 조직에 이익을 제공하는 이직인데, 예를 들면, 이직을 통해 생산성이 낮은 근로자가 조직을 떠나는 반면, 생산성이 높은 근로자가 조직에 잔류하거나 새로 충원되는 것이다. 역기능적 이직은 생산성이 높은 근로자가 조직을 떠나는 반면, 생산성이 낮은 근로자가 조직에 남는 것을 말한다.

이직의사는 실제 이직으로 이어지는 경우가 많은데, 이직은 잔류자들과 조직 모두에게 부정적인 영향을 미친다. 조직 구성원의 이직은 잔류자들의 사기를 저하시키고 업무 스트레스의 증가와 직무만족의 감소를 야기하여 추가 이직을 자극하기도 한다. 또한 잔류자들은 결원 보충을 위해 새로 채용되는 신입직원과 적응하여야 하는 문제에 직면한다. 조직 입장에서 보면, 이직은 작업 집단의 효율성을 낮추고 조직의 업무수행 체계를 교란시키며 대체 인력의 모집, 채용, 훈련에 필요한 비용을 발생시킨다. 한편, 이직의

순기능에 주목하는 시각도 있다(Dalton et al., 1981; Bluedorn, 1982; Abelson & Baysinger, 1984; Cavanagh, 1989; Morrell et al., 2001). 이 견해에 의하면, 조직은 이직을 통해 환경변화에 신속적으로 대응할 수 있는 적응력을 강화시킬 수 있다. 예를 들면, 조직은 이직과 그에 따른 충원을 통해 조직 외부로부터 새로운 실천기술이나 서비스 표준의 도입을 추구할 수 있다.

2. 직무만족

직무만족은 조직 구성원의 복리와 생활만족 그리고 조직의 생산성과 건강성을 결정짓는 중요한 요인이다. 직무만족이 중요하게 여겨지는 이유는 직무만족의 전제조건인 직무 그 자체가 개인과 조직 차원에서 매우 중요하기 때문이다. 개인적 차원에서 보면, 직무는 경제적인 생활유지를 위한 주요 도구로서 기능하는데, 직무 수행의 결과인 보수(급여)가 대표적인 예이다. 또한 직무는 개인의 일상생활과 밀접한 관련이 있기 때문에 정서적 삶의 질에 영향을 미치는 요인이기도 하다. 조직적 차원에서 보면, 직무는 근로 생활과 조직의 효과성 및 효율성을 평가하는 기준이 된다.

Locke (1976)에 의해 이루어진 고전적 정의를 보면, 직무만족은 “조직 구성원이 자신의 직무 또는 직무경험을 평가함으로써 얻게 되는 만족스러운 또는 긍정적인 정서 상태”이다(Locke, 1976: 1300). 직무만족은 개인이 직무에서 원하는 것과 실제로 얻는 것과의 차이를 비교함으로써 인식하는 직무에 대한 정서적 반응이다.

직무만족의 구성요인을 바라보는 두 가지 상반된 시각이 존재한다(차명진·제석봉, 2009). 첫째, 직무만족을 단일차원의 개념으로 보는 시각에 의하면, 직무만족은 ‘직무상의 역할에 대한 총체적인 감정적 반응’이며, 이는 직무에 대한 전반적인 만족(overall satisfaction)을 뜻한다. 예를 들어, Tsui 외(1992)의 연구에서는 직무와 관련된 6개 문항으로 전반적인 직무만족이 측정되었다. 직무만족을 단일차원의 정서적 반응으로 다룬 국내의 선행연구로는 정민정과 김유진(2009), Mor Barak 외(2006) 등을 들 수 있다. 본 연구는 Tsui 외(1992)의 개념틀을 바탕으로 직무만족이 단일차원의 개념이라는 관점을 견지한다. 둘째, 직무만족을 복합개념으로 보는 시각에 의하면, 직무만족은 ‘직무와 관련된 단적인 경험을 통해 얻게 되는 정서적 반응’이며, 이는 직무에 대한 요인별 만족(factor satisfaction)을 의미한다. 이 시각은 먼저 직무만족의 하위요인들을 측정할 후

그것을 합산하거나 종합적으로 고려하는 방식으로 전반적인 직무만족을 측정한다. 다만, 직무만족의 하위요인은 선행연구에 따라 매우 큰 변이를 보이고 있다.

선행연구의 고찰 결과에 의하면 직무만족은 정서적 고갈, 조직몰입, 이직의사에 각각 유의한 영향을 미치는 선행변수이다. 첫째, 직무만족은 소진 혹은 그 하위요인인 정서적 고갈에 부(-)의 영향을 미치는 변수이다(한임순·김향자, 1998; 윤혜미·박병금, 2004; 이소은 외, 2006; 이은희·김경호, 2008; 황혜신, 2008). 즉, 서비스 제공자가 자신의 직무에 만족하는 정도가 높을수록 정서적 고갈 등 소진을 덜 경험한다. 예를 들어, 보육교사의 소진에 영향을 주는 변수를 탐구한 황혜신(2008)의 연구결과에 의하면, 직무만족은 소진의 전체 영역과 3개의 하위영역에 모두 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 또한 유아교사 집단을 대상으로 소진의 영향요인을 분석한 이소은 외(2006)의 연구에서도 직무만족이 높을수록 소진의 하위요인의 수준이 더 낮아지는 것으로 분석되었다.

둘째, 직무만족이 조직몰입에 영향을 미치는 선행변수임을 보고한 다수의 선행연구가 있다(Mannheim & Papo, 2000; Ho et al., 2009; 김옥희, 2011; Aydogdu & Asikgil, 2011; Rutherford et al., 2012). 다만, 보육교사를 대상으로 이 두 변수 사이의 인과관계를 다룬 선행연구가 충분하지 않으므로 다른 휴면서비스 분야 혹은 제조업까지 고찰의 범위를 확대할 필요가 있다. 예를 들면, 노인돌봄비 집단을 대상으로 직무만족이 조직몰입에 미치는 영향을 검증한 김옥희(2011)의 연구에서 직무만족의 하위요인들이 조직몰입의 하위요인에 각각 유의한 긍정적인 영향을 미치는 것으로 조사되었다. 마찬가지로, 공무원을 대상으로 수행된 조동규 외(2004)의 연구에서도 직무만족과 조직몰입 간에는 유의한 양(+)의 상관관계가 존재하고 있는데, 이는 공무원의 직무만족이 조직몰입에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 외국의 선행연구를 보면, 타이완 병원의 간호사 집단을 대상으로 실시된 Ho 외(2009)의 연구에서 간호사의 직무만족은 조직몰입에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었으며, 미국의 물리치료사를 대상으로 한 Lopopolo(2002)의 연구와 캐나다의 간호사를 대상으로 한 Tourangeau & Cranley (2006)의 연구에서도 직무만족과 조직몰입 사이에 유의한 양(+)의 상관관계가 확인되었다.

셋째, 직무만족은 이직의사에 유의한 영향을 미치는 변수 가운데 하나이다(Hellman, 1997; Manlove & Guzell, 1997; Lum et al., 1998; Ito et al., 2001; 나준문·황진수, 2009; Rutherford et al., 2012). 직무만족은 근로자가 조직에 남아 있을 것인가 아니면 조직을 떠날 것인가를 결정하는 요인으로 작용한다. 국내의 연구결과를 보면, 지역자활

센터 종사자를 대상으로 직무만족과 이직의사 사이의 관계를 규명한 나종문과 황진수(2009) 연구에서 두 변수 사이에는 유의한 부(-)의 상관관계가 존재할 뿐만 아니라 전자는 후자에 대하여 유의한 부(-)의 영향을 미치고 있다. 외국의 선행연구를 보면, 인디아 과학자를 대상으로 수행된 Randhawa(2007)의 연구에서도 직무만족이 이직의사에 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 또한 Hellman (1997)이 직무만족과 이직의사 사이의 관계를 규명하기 위해 수행한 메타분석 결과를 보면, 직무만족은 이직의사에 부정적인 영향을 미치는 선행변수이다.

3. 정서적 고갈

정서적 고갈(emotional exhaustion)은 소진과 관련된 개념이다. 소진(burnout)은 서비스 제공자가 오랜 기간 동안 서비스 대상자들과 밀접한 관계를 유지하면서 지속적으로 반복적인 정서적 압박을 받은 결과 경험하게 되는 일종의 고갈상태로서, 개인의 신체적·심리적·정서적 측면에 부정적인 영향을 미치는 점진적 과정이다(윤혜미, 1993). 심리학자 Maslach는 소진을 측정하기 위해 MBI(Maslach Burnout Inventory) 척도를 개발하였는데, 정서적 고갈은 비인격화 및 개인적 성취감의 감소와 더불어 이 척도를 구성하는 하위요인 가운데 하나이다(Maslach & Jackson, 1981). 정서적 고갈은 서비스 제공자가 업무를 수행하는 과정에서 과도한 심리적·정서적 요구에 의해 업무 의욕의 상실, 신뢰의 상실, 흥미와 원기의 상실을 경험한 결과 자신은 더 이상 클라이언트에게 줄 것이 아무 것도 없다고 느끼는 상태를 말한다.

정서적 고갈은 소진과정의 출발점이다. 즉, 정서적 고갈이 심화되면 비인격화의 정도가 높아지며 이는 궁극적으로 개인적 성취감의 감소로 이어질 수 있다(Leiter & Maslach, 1988).

보육교사는 소진이 심한 직종으로 알려져 있다. 여러 선행연구는 보육교사가 다른 전문직보다 상대적으로 소진이 높다는 사실을 보고한 바 있다(문채련·이소은, 2005; 박상희 외, 2006; 유경숙·김수옥, 2004). 보육교사는 하루 종일 아동과 함께 생활하며, 동료 교사 및 아동의 부모와의 관계에 있어서 문제와 갈등이 발생하는 등 직무와 관련된 스트레스를 받게 되어 소진 상태에 이를 개연성이 높으며, 그만큼 정서적으로 고갈될 위험성이 크다(박상희 외, 2006). 특히 담당아동의 연령이 낮을수록 보육교사의 소진이

심하다는 여러 선행연구의 연구결과가 있다(김정은, 2011).

보육서비스 영역에서 보육교사의 소진과 그 하위요인인 정서적 고갈을 중요하게 다루어야 할 이유는 그것이 단순히 보육교사 개인의 문제에만 한정된 것이 아니라 조직의 효과성과 효율성에 영향을 미치고 더 나아가 아동에게 제공되는 보육서비스의 질에도 부정적인 효과를 갖기 때문이다(윤혜미·박병금, 2004). 즉, 보육교사가 정서적으로 고갈됨으로써 사기가 저하되고 결근과 이직이 늘어나게 되는데, 이는 해당 보육교사가 근무하는 어린이 집의 효과성·효율성을 낮추게 되며, 결과적으로 보육서비스의 질의 저하로 이어질 수 있다.

선행연구의 고찰 결과에 의하면, 정서적 고갈은 조직몰입과 이직의사에 각각 유의한 영향을 미치는 선행변수이다. 첫째, 정서적 고갈이 조직몰입에 유의한 영향을 미친다는 사실은 다양한 학문영역의 여러 선행연구에서 밝혀졌다(Leiter & Maslach, 1988; Cropanzano et al., 2003; Rutherford et al., 2012). 예를 들면, 7개 선행연구를 메타분석한 Lee & Ashforth(1996)의 연구결과에 의하면, 정서적 고갈의 상위개념인 소진과 이직의사 사이에는 유의한 부(-)의 상관관계가 존재하는 것으로 확인되었다. 또한 중국의 여성 세일즈인력을 대상으로 직무수행력과 이직의사 사이의 관계를 규명한 Rutherford et al. (2012)의 연구결과를 보면, 두 변수 간에는 유의한 부(-)의 상관관계가 존재할 뿐만 아니라 전자는 후자에 대하여 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 다만, 우리나라 보육교사를 대상으로 한 실증적 연구는 매우 제한적으로 수행된 것으로 보이므로 보육교사를 대상으로 이 두 변수 사이의 인과관계를 검증할 필요가 있다.

한편, 조직몰입이 정서적 고갈에 미치는 영향을 탐구한 선행연구는 상대적으로 충분하지 않은 실정이다. 보육교사를 대상으로 수행된 조유나 외(2012)의 연구에서 소진의 하위요인인 정서적 고갈은 조직몰입의 하위요인인 유지·규범적 몰입과 정적 상관관계를 보였다. 그러나 조직몰입이 정서적 고갈에 유의한 영향을 미친다는 사실을 규명한 선행연구는 거의 검색되지 않는다.

둘째, 여러 선행연구에서 정서적 고갈이 이직의사를 높인다는 사실이 확인되었다(Lee & Ashforth, 1996; Kalliath & Beck, 2001; Cropanzano et al., 2003; 이해련·김봉환, 2004; 이선영·김한성, 2007; 손아람, 2009; Rutherford et al., 2012). 예를 들면, 미국 사회복지사를 대상으로 소진과 이직의사 사이의 관계를 조사한 이선영과 김한성(2007)의 연구에서 사회복지사들이 인식하는 소진(정서적 고갈, 비인격화, 개인적 성취감의

감소)의 정도가 심할수록 이직의사가 더 높아지는 것으로 분석되었다. 마찬가지로, 고용 안정센터에서 근무하는 직업상담원을 대상으로 수행된 이혜련과 김봉환(2004)의 연구에서도 소진의 3가지 하위요인이 모두 이직의사를 높이는 것으로 조사되었다.

뿐만 아니라, 정서적 고갈은 직무만족과 이직의사 사이에서 매개변수로 작용할 개연성이 있다. 구체적으로, 여러 선행연구는 직무만족이 정서적 고갈에 유의한 영향을 미친다는 연구결과를 보고한 반면(한임순·김향자, 1998; 윤혜미·박병금, 2004; 이소은·문채련·김기예, 2006; 이은희·김경호, 2008; 황혜신, 2008), 다른 여러 선행연구는 정서적 고갈이 이직의사에 유의한 영향을 미친다는 사실을 확인하였는데(Kalliath & Beck, 2001; 이혜련·김봉환, 2004; 이선영·김한성, 2007; Rutherford et al., 2012), 이와 같은 연구결과를 종합적으로 고려할 경우 정서적 고갈이 직무만족과 이직의사 사이의 관계를 매개할 가능성이 있다. 다만 이와 같은 가설적 인과관계는 경험적으로 검증된 것이 아니며, 더구나 보육교사를 대상으로 검증된 바가 없으므로 본 연구에서 정서적 고갈의 매개효과의 유의성을 실증적으로 확인할 필요가 있다.

4. 조직몰입

조직몰입(organizational commitment)은 조직 구성원의 결근, 이직, 생산성 등에 영향을 미쳐 궁극적으로 조직의 효과성을 결정하는 요인이기 때문에 직무태도, 근무지향, 조직행동을 구성하는 요인 가운데 매우 중요한 개념으로 간주되고 있다. 조직몰입은 '조직의 목표와 가치관을 받아들이고 조직을 위해 최선을 다하려는 태도'라고 정의된다(Mowday et al., 1982). 조직몰입의 개념 속에는 '조직이 추구하는 목표나 가치에 대한 강한 신뢰와 애착', '조직에 충성을 다하려는 헌신과 희생 의지', '조직 구성원으로서 존속하려고 하는 강한 의욕'이라는 3가지 요소가 내포되어 있다(김옥희, 2011).

인사·조직 및 조직행동 연구자들이 조직몰입에 주목하는 이유는 이 개념이 다른 근무지향 요인과 차별화되는 나름의 특성을 지니고 있기 때문이다(문영주, 2011). 첫째, 조직몰입은 긍정적인 조직행동을 예측하는 요인이다. 즉, 조직몰입이 높은 근로자는 높은 수준의 성과달성 등 긍정적인 조직행동을 할 것으로 기대되는 반면, 결근이나 이직 등의 부정적인 조직행동을 덜 할 것으로 기대된다. 둘째, 조직몰입은 직무만족보다 조직 구성원의 이직의도를 보다 잘 설명할 수 있다. 셋째, 조직몰입은 비교적 장기적·안정적

이므로 조직 구성원들의 태도와 행동의 관계를 잘 나타낼 수 있다(문영주, 2007).

조직몰입을 구성하는 하위요인은 선행연구에 따라 다르다. 조직몰입을 단일 차원으로 보는 입장은 단일요인으로 구성된 척도를 통해 전반적인 조직몰입을 측정한다. 예컨대, Marsden 외(1993)의 조직몰입 척도는 단일요인의 6문항으로 구성되어 있으며 대(大)표본 설문조사에 적합하다는 평가를 받고 있다. 본 연구는 단일차원의 조직몰입의 개념에 바탕을 두고 있다. 반면에, 조직몰입이 다차원적인 하위요인으로 구성되어 있다고 보는 입장도 있다. 예를 들면, Caldwell 외(1990)의 조직몰입 척도는 순응, 동일시, 내면화라는 3가지 하위요인으로 구성된 척도를 통해 조직과 구성원 사이의 심리적 결속을 측정한다. 또한 Meyer & Allen(1991)의 조직몰입 척도는 정서적 몰입, 지속적 몰입, 규범적 몰입이라는 3개의 하위요인으로 이루어져 있다.

선행연구의 고찰 결과에 의하면, 조직몰입은 이직의사에 유의한 영향을 미치는 선행변수이다. 즉, 조직몰입과 이직의사 사이에는 역(-)의 인과관계가 존재한다(Tett & Meyer, 1993; Lum et al., 1998; Landsman, 2001; Mor Barak et al., 2001; Yang et al., 2008; 나종문·황진수, 2009). 예를 들면, 지역자활센터 종사자를 대상으로 수행된 나종문과 황진수(2009)의 연구에서 조직몰입과 이직의사 사이에는 유의한 부(-)의 상관관계가 존재할 뿐만 아니라 전자는 후자에 대하여 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 외국의 선행연구를 보면, 아동복지분야 종사자의 이직의사를 조사한 Landsman(2001)의 연구와 Mor Barak et al. (2001)의 연구에서 모두 조직몰입은 이직의도를 예측하는 강력한 요인으로 확인되었다. 또한 간호사를 대상으로 이직의사를 측정한 Lum 외(1998)의 연구와 R&D 부서에 근무하는 지식근로자와 다른 부서에 근무하는 일반근로자의 이직의사를 조사한 Yang 외(2008)의 연구에서도 조직몰입이 이직의사에 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

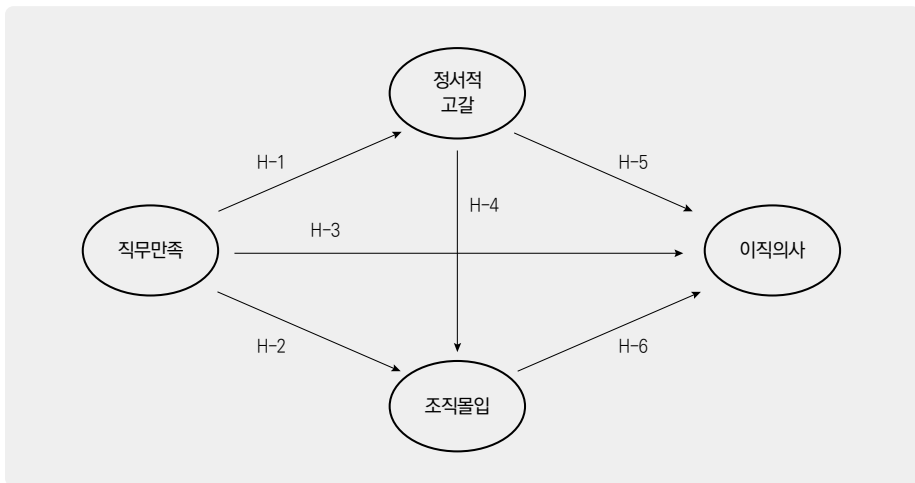
한편, 조직몰입은 직무만족과 이직의사 사이의 관계를 매개할 가능성이 있다. 즉, 직무만족이 조직몰입을 경유하여 이직의사에 간접적인 영향을 미칠 것이라는 가설적인 인과관계를 상정할 수 있다. 예를 들어 앞서 언급한 Yang 외(2008)의 연구결과를 보면, 직무만족이 조직몰입을 높이고, 조직몰입이 이직의사를 낮추는 것으로 확인되었다. 따라서 이와 같은 인과관계를 조합하면 조직몰입이 직무만족과 이직의사 사이에서 매개변수로 작용할 개연성이 있다고 가정할 수 있다. 다만, 이러한 가설적 관계는 아직 검증되지 않았으므로 본 연구에서 보육교사 집단을 대상으로 실증적으로 확인할 필요가 있다.

Ⅲ. 연구방법

1. 연구모형의 설정

이론적 배경 및 선행연구의 검토 결과에 의하면, 보육교사의 직무만족은 이직의사에 직접 영향을 미치거나 정서적 고갈이나 조직몰입을 경유하여 간접적인 영향을 미칠 수 있다. 이와 같은 이론적 근거와 경험적 증거를 바탕으로 다음과 같은 연구모형을 구성하였다.

그림 1. 연구모형



본 연구에서 검증하고자 하는 연구가설은 이론적 고찰 및 선행연구의 검토 결과로부터 도출된 것이다. 구체적으로, 본 연구에서 탐구하고자 하는 연구모형은 다음과 같은 6개의 연구가설로 구성되어 있다.

- 가설 H-1: 직무만족은 정서적 고갈에 음(-)의 영향을 미칠 것이다.
- 가설 H-2: 직무만족은 조직몰입에 양(+)의 영향을 미칠 것이다.
- 가설 H-3: 직무만족은 이직의사에 음(-)의 영향을 미칠 것이다.

가설 H-4: 정서적 고갈은 조직몰입에 음(-)의 영향을 미칠 것이다.

가설 H-5: 정서적 고갈은 이직의사에 양(+)의 영향을 미칠 것이다.

가설 H-6: 조직몰입은 이직의사에 음(-)의 영향을 미칠 것이다.

2. 조사대상자 및 자료의 수집

본 연구의 조사대상자는 2011년 12월 말 현재 G광역시에 소재한 어린이집에서 근무하고 있는 보육교사 집단이다. 조사일 현재 G광역시의 어린이집은 1,205개소, 종사하고 있는 보육교직원(원장, 보육교사, 특수교사, 치료사, 영양사, 간호사, 사무원, 취사부 등)은 8,565명에 달하는데(보건복지부, 2012), 이 가운데 보육교사 집단을 조사대상자로 선정하였다.

자료수집을 위한 표본추출은 조사대상자인 보육교사의 표집틀을 구하기 어려워 편의 표집 방식에 의존하였다. 자료수집은 집단 설문조사 방식을 사용하였는데, G광역시 어린이집 총연합회 주관의 순차별 집체교육에 참석한 보육교사 집단을 대상으로 본 연구의 취지와 목적을 설명한 후 설문조사에 동의하는 보육교사만을 조사대상자로 임의추출하였다. 설문조사는 2012년 3월과 4월에 실시되었으며, 총 400부를 배포하여 368부를 회수하였고, 이 가운데 불성실하게 응답한 40부를 제외한 후 유효설문지 328부를 대상으로 통계분석을 실시하였다.

3. 측정도구

가. 이직의사

본 연구에서 이직의사는 '보육교사가 현재 일하고 있는 직장을 떠나 머지않은 장래에 새로운 일자리를 찾고자 하는 의사'로 정의된다. 이 변수를 측정하기 위하여 Schaubroeck, Cotton & Jennings(1989)에 의해 개발되었고 Clugston(2000)의 연구에 사용된 척도를 번역하여 사용하였다. 이 척도는 리커트 5점 척도(1점: 전혀 그렇지 않다~5점: 매우 그렇다) 2문항으로 이루어져 있으며, 합산 점수가 높을수록 이직의사가 높다는 의미이다. Schaubroeck 외(1989)의 연구와 Clugston(2000)의 연구에서 이 척도의 신뢰도는 각각

Cronbach's $\alpha=0.70$ 과 Cronbach's $\alpha=0.89$ 로 조사되었으며, 본 연구에서는 Cronbach's $\alpha=0.873$ 으로 분석되었다.

나. 직무만족

본 연구에서 직무만족은 '보육교사가 자신의 직무(job) 또는 직무 경험(job experience)을 평가함으로써 얻게 되는 만족스러운 또는 긍정적인 정서 상태'로 정의된다. 이 변수를 측정하기 위하여 제조업 및 정신병원 종사자를 대상으로 수행된 연구를 통해 Tsui 외(1992)가 개발한 직무만족척도(Job Satisfaction Index)를 번역하여 사용하였다. 이 척도는 업무 자체, 수퍼비전(상사), 동료, 보수(급여), 승진, 직무에 대한 전반적 만족도를 묻는 리커트 5점 척도(1점: 매우 불만족~5점: 매우 만족) 6문항으로 구성되어 있으며, 문항의 합산 점수가 높을수록 직무만족의 수준이 높다는 뜻이다. 외국의 여러 선행연구에서 이 척도의 신뢰도는 Cronbach's $\alpha=0.73$ 내지 Cronbach's $\alpha=0.78$ 로 조사되었으며(Cohen, 1997; Tsui et al., 1992), 국내에서 수행된 김경호(2012b)의 연구에서 Cronbach's $\alpha=0.886$ 으로 분석되었고, 본 연구에서는 Cronbach's $\alpha=0.653$ 으로 조사되었다. 그런데 직무만족 척도의 문항 수가 충분하지 않으며 Cronbach's α 수준도 높은 편이 아니어서 척도의 타당도를 검증하기 위해 주성분분석과 베리맥스법을 사용하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 그 결과 직무만족은 단일차원의 개념으로 분석되었으며, 각 문항의 요인적재치 범위가 0.58~0.77의 범위이고, KMO 표본적합도는 .805로 나타나 비교적 정확한 표본으로 판정되었으며, Bartlett 구형성 검증 역시 통계적으로 유의하였다($\chi^2=538.433$, $df=6$, $p<0.001$). 따라서 직무만족 척도로 수집된 자료를 통계분석에 사용하였다.

다. 조직몰입

본 연구에서 조직몰입은 '보육교사가 조직의 목표를 받아들이고 조직을 위해 최선을 다하려는 태도'를 의미하는데, 이 변수를 측정하기 위하여 Marsden 외(1993)가 개발한 조직몰입 척도를 번역하여 사용하였다. 이 척도는 리커트 4점 척도(1점: 전혀 그렇지 않다~4점: 매우 그렇다) 총 6문항으로 이루어져 있으며, 문항의 합산 점수가 높을수록

조직에 몰입(헌신)하는 정도가 높다는 의미이다. 탐색적 요인분석 결과, 이 척도를 구성하는 하위요인은 1개의 성분으로 확인되었다. Marsden 외(1993)의 연구에서 이 척도의 신뢰도는 Cronbach's $\alpha=0.78$ 이었으며, 본 연구에서의 신뢰도는 Cronbach's $\alpha=0.805$ 로 분석되었다.

라. 정서적 고갈

본 연구에서 정서적 고갈은 '보육교사가 업무로 인해 정서적으로 지치고 탈진된 느낌을 갖는 정도'를 의미한다. 이 변수를 측정하기 위하여 Maslach & Jackson(1986)의 MBI 척도 22문항 가운데 정서적 고갈(emotional exhaustion)을 측정하는 9문항을 번역하여 사용하였다. 각 문항은 리커트 7점 척도(1점: 전혀 그렇지 않다~7점: 매우 그렇다)로 이루어져 있으며, 문항의 합산 점수가 높을수록 정서적 고갈의 정도가 높다는 뜻이다. MBI 척도의 하위요인인 정서적 고갈은 여러 선행연구에서 신뢰도와 타당도가 검증되었는데, 예를 들면, 김용미(2003)의 연구에서 정서적 고갈의 신뢰도는 Cronbach's $\alpha=0.89$ 로 분석되었다. 본 연구에서 이 척도의 신뢰도는 Cronbach's $\alpha=0.961$ 로 조사되었다.

4. 자료의 점검 및 분석

자료의 점검을 위해 변수들의 왜도와 첨도를 측정하였고, 자료의 정규성 및 이상치 검정을 실시하였다. 통계분석은 SPSS 18.0과 AMOS 5.0 프로그램을 사용하여 기술통계, 신뢰도 분석, 상관관계분석, 요인분석, 구조방정식모형 검증 등을 수행하였다. 특히 신뢰도 분석은 문항의 내적 일관성 신뢰도를 추정하는 방식인 Cronbach's α 계수 방식에 따랐다. 또한 구조방정식모형 검증에 있어서 측정모형 및 구조모형 분석을 실시한 후, 부트스트랩(bootstrap) 방식과 Sobel test를 통해 매개효과의 유의성을 확인하였다.

IV. 분석 결과

1. 조사대상자의 사회인구학적 특성

본 연구의 설문조사에 응답한 보육교사는 모두 여성이었으며, 그 밖의 사회인구학적 특성은 <표 1>에 제시되어 있다. 연령 분포를 보면, 20대가 전체 응답자의 40.9%를 차지하고 있으며, 평균 연령은 34.09세(표준편차 8.70)로 분석되었다. 학력은 대졸이상이 압도적으로 많아 전체의 92.1%에 달하였다. 또한 기혼이 전체의 53.7%으로 조사되었고, 종교가 있다는 응답은 전체의 63.1%로 조사되었다. 보육교사 자격증을 보면, 1급

표 1. 조사대상자의 사회인구학적 특성(n=328)

변수	구분	빈도(n)	비율(%)	비고
연령	20대	134	40.9	M=34.09, SD=8.70 Max=21, Min=60
	30대 이상	194	59.1	
최종학력	전문대 졸업 이하	26	7.9	
	대졸 이상	299	92.1	
혼인상태	혼인상태 유지	176	53.7	
	혼인상태 아님	152	46.3	
종교	종교 있음	207	63.1	
	종교 없음	121	36.9	
보육교사 자격증	1급	130	39.6	
	2급	166	50.6	
	3급	32	9.8	
어린이집 유형	국공립	41	12.5	
	사회복지법인	85	25.9	
	민간	63	19.2	
	직장	58	17.7	
	부모협동	81	24.7	
담당 아동의 연령	0~1세반	130	39.6	
	2~3세반	115	35.1	
	4~6세반	83	25.3	
1일 평균 근무시간	8시간	105	32.0	M=9.51, SD=1.29 Max=13, Min=8
	9~10시간	155	47.3	
	11시간 이상	68	20.7	

과 2급 소지자가 각각 전체의 39.6%와 50.6%인 반면, 3급 소지자는 9.8%에 불과하였다. 어린이집 유형을 보면, 사회복지법인 어린이집과 부모협동 어린이집에 근무하는 보육교사가 상대적으로 많아 각각 25.9%와 24.7%를 차지하였다. 담당 아동의 연령은 계급구간별로 비교적 고른 분포를 보이고 있다. 끝으로, 1일 근무시간을 보면, 8시간 근무자가 전체의 32.0%로 조사된 반면, 9-10시간과 11시간 이상 근무자는 각각 전체의 47.3%와 20.7%로 집계되었다.

2. 주요 변수의 기술통계량 및 상관관계분석 결과

본 연구에서 다루고자 하는 주요 변수의 기술통계 및 상관관계분석 결과는 <표 2>에 제시되어 있다. 먼저 주요 변수의 기술통계를 보면, 보육교사 집단의 직무만족은 5점 만점의 척도에서 평균 3.45점(표준편차 0.71)으로 조사되었는데, 이는 5점 척도의 중간 수준(3.00점)을 약간 초과하는 점수이다. 집단별 차이를 보면, 20대 집단이 30대 이상 집단보다($p<0.001$), 그리고 혼인상태 유지 집단(기혼 및 동거)이 혼인상태 아닌 집단(미혼, 이혼, 사별, 별거)보다($p<0.01$) 직무만족이 유의하게 더 높았으나, 종교유무에 따른 직무만족의 차이는 유의하지 않았다.

조직몰입은 4점 만점의 척도에서 2.90점(표준편차 0.59)이며, 이는 4점 척도의 중간 수준(2.50점)을 약간 초과하는 점수이다. 집단별로 보면, 연령집단과 혼인상태 그리고 종교유무에 따른 조직몰입의 차이가 유의하지 않았다.

정서적 고갈은 7점 만점의 척도에서 평균 3.58점(표준편차 1.76)으로 분석되었는데, 이는 7점 척도의 중간 점수(4.00점)에 근접하는 수준이다. 집단별로 보면, 20대 집단이 30대 이상 집단보다($p<0.001$), 혼인상태 아닌 집단이 혼인상태 유지 집단보다($p<0.01$), 그리고 종교가 없는 집단이 종교를 갖고 있는 집단보다($p<0.05$) 정서적 고갈의 정도가 더 심하였다.

끝으로, 이직의사는 5점 만점의 척도에서 평균 2.55점(표준편차 1.19)이며, 이는 5점 척도의 중간 수준(3.00점)에 못 미치는 점수이다. 집단별로는 20대 집단이 30대 이상 집단보다($p<0.001$), 혼인상태가 아닌 집단이 혼인상태 유지 집단보다($p<0.01$), 그리고 종교가 없는 집단이 종교를 갖고 있는 집단보다($p<0.05$) 이직의사가 유의하게 더 높았다.

표 2. 주요 변수의 기술통계량 및 상관계분석 결과

	1) 직무만족	2) 조직몰입	3) 정서적 고갈	4) 이직의사
1) 직무만족	1			
2) 조직몰입	.207**	1		
3) 정서적 고갈	-.554**	-.088	1	
4) 이직의사	-.484**	-.247**	.623**	1
사례 수	328	328	328	328
평균	3.45	2.90	3.58	2.55
표준편차	0.71	0.59	1.76	1.19
왜도	-0.47	-0.02	0.43	0.47
첨도	0.74	0.18	-0.87	-0.65

** p<.01

주요 변수의 왜도와 첨도를 보면, 왜도의 절대값이 3을 초과하거나 첨도의 절대값이 10을 초과하는 자료가 없기 때문에 본 연구에 사용된 변수들이 정규분포 가정을 충족하고 있음을 알 수 있다(DeCarlo, 1997; Kline, 2005).

끝으로, 독립변수들 사이에 다중공선성이 존재하는지 확인하기 위해 공선성 진단을 실시하였는데, 독립변수들의 분산팽창계수(VIF)가 모두 1.497 이하로 나타나 다중공선성 문제는 존재하지 않음을 확인하였다. 주요 변수들 사이의 상관관계를 보면, 직무만족과 조직몰입 사이($r=0.207$, $p<0.01$)와 정서적 고갈과 이직의사 사이($r=0.623$, $p<0.01$)에는 각각 유의한 양(+)의 상관관계가 존재하고 있다. 반면에, 직무만족과 정서적 고갈 사이($r=-0.554$, $p<0.01$) 그리고 직무만족과 이직의사 사이($r=-0.484$, $p<0.01$)에는 각각 유의한 음(-)의 상관관계가 존재하고 있다. 마찬가지로, 조직몰입과 이직의사 사이($r=-0.247$, $p<0.01$)에도 유의한 음(-)의 상관관계가 존재하고 있다.

3. 연구모형의 검증 결과

가. 측정모형의 검증

연구모형에 포함된 잠재변수들이 적절하게 측정되고 있는지 확인하기 위해 최대우도 추정 방식에 따라 측정모형의 적합도를 검증하였다. 그 결과, 각 잠재변수에 대한 측정

변수들의 요인부하량은 모두 유의수준 0.001에서 통계적으로 유의하였으며, 각 측정변수에서 잠재변수에 이르는 경로들의 비표준화계수(b)와 표준화계수(β)는 모두 유의수준 0.001에서 통계적으로 유의하였다(표 3). 따라서 본 측정모형이 자료를 비교적 잘 반영하고 있으며, 따라서 구조모형의 분석이 가능하다고 평가되었다.

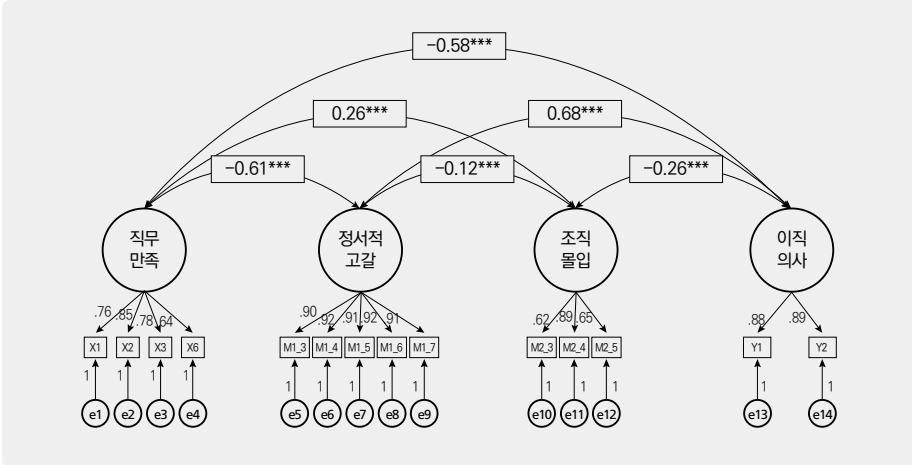
표 3. 측정모형의 적합도 검증 결과

관측변인		B	β	t	SMC
직무만족	X6	1.000	0.642		0.783***
	X1	1.098	0.762	11.275	0.425***
	X2	1.308	0.849	12.080	0.842***
	X3	1.171	0.784	11.504	0.812***
정서적 고갈	M1_3	1.000	0.901		0.785***
	M1_5	0.973	0.912	26.641	0.412***
	M1_6	1.055	0.915	26.926	0.766***
	M1_4	0.944	0.918	27.128	0.382***
	M1_7	0.992	0.913	26.750	0.831***
조직몰입	M2_3	1.000	0.618		0.834***
	M2_4	1.176	0.885	9.018	0.581***
	M2_5	0.818	0.652	9.313	0.838***
이직의사	Y2	1.000	0.886		0.721***
	Y1	0.951	0.875	16.778	0.615***
χ^2 (df/p)	246.336*** (71/0.000)				
TLI	0.934				
GFI	0.908				
CFI	0.949				
RMSEA	0.087				

*** p<.001

또한 잠재변수들 간의 상호상관 정도를 분석한 결과, 4개의 잠재변수들이 절대값 면에서 0.12~0.68 범위의 상관을 갖는 것으로 분석되었다(그림 2). 따라서 본 연구의 잠재변수들을 측정하기 위해 선정된 지표변수들이 충분한 수렴적 타당성을 지니고 있을 뿐만 아니라, 잠재변수들 간에도 충분한 변별성을 지니고 있으므로, 본 연구의 측정모형에 대한 수정이 필요하지 않다고 결론지을 수 있다.

그림 2. 잠재변수 간의 상호상관



나. 구조모형의 검증

앞서 측정모형의 검증 단계에서 측정모형의 적합도 지수가 기준을 충족시켰고 따라서 구조모형의 추정 가능성이 확인되었기 때문에 본 연구모형이 자료를 얼마나 잘 반영하고 있는지 평가하기 위해 최대우도추정 방법으로 모형의 적합도 지수를 검증하였고 아울러 연구가설을 검증하였다. 구조방정식모형의 적합도를 검증하는 지수로는 절대적합도지수, 증분적합도지수, 간명적합도지수가 있는데, 가장 기본적인 적합도 지수인 χ^2 통계량(자유도, p값)과 함께 절대적합도지수와 증분적합도지수를 각각 적어도 한 개는 보고하는 것이 권장된다(이학식·임지훈, 2007). 본 연구에서는 절대적합도지수로 χ^2 , RMSEA, GFI를 살펴보고, 증분적합도지수로 NNFI(TLI)와 CFI를 살펴보았다.

일반적으로 χ^2 통계량은 그 값이 작을수록 모형이 우수하지만 표본의 크기에 민감하다는 단점이 있으므로, 구조모형의 적합도를 판단하기 위하여 여러 가지 적합도 지수를 함께 고려하였다(표 3). 본 연구모형의 적합도 지수는 $\chi^2=246.336$, $df=71$, $p=0.000$, $RMSEA=0.087$, $GFI=0.908$, $NNFI(TLI)=0.934$, $CFI=0.949$ 로 나타나 RMSEA 지수가 기준을 조금 상회하지만 전반적인 면에서 연구모형이 양호한 것으로 평가되었다.

표 4. 초기 연구모형의 적합도 지수 및 가설의 검증

연구 가설	경로계수		표준 오차	C. R.	p	채택 여부
	비표준화 계 수	표준화 계 수				
H-1: 직무만족→정서적 고갈	-1.858	-0.607	0.206	-9.014	0.000	채택
H-2: 직무만족→조직몰입	0.266	0.293	0.082	3.235	0.001	채택
H-3: 직무만족→이직의사	-0.438	-0.220	0.135	-3.243	0.001	채택
H-4: 정서적 고갈→조직몰입	0.016	0.055	0.024	0.683	0.494	기각
H-5: 정서적 고갈→이직의사	0.344	0.527	0.041	8.293	0.000	채택
H-6: 조직몰입→이직의사	-0.306	-0.140	0.115	-2.667	0.008	채택
χ^2 (df/p)	246.336(71/0.000)					
RMSEA	0.087					
GFI	0.908					
NNFI(TLI)	0.934					
CFI	0.949					

연구가설을 검증한 결과는 다음과 같다. 첫째, 상관관계분석 결과를 보면 직무만족과 정서적 고갈 사이에는 통계적으로 유의한 음(-)의 상관관계가 존재하고 있으며, 구조모형의 분석결과에 의하면 직무만족은 정서적 고갈에 유의한 음(-)의 영향력을 미치고 있다. 따라서 가설 H-1(직무만족→정서적 고갈)은 본 연구의 분석결과에 의해 지지되었다. 둘째, 직무만족과 조직몰입 사이에는 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계가 존재하며, 구조모형의 분석결과에 의하면 직무만족은 조직몰입에 유의한 양(+)의 영향력을 행사하고 있다. 따라서 가설 H-2(직무만족→조직몰입)은 지지되었다. 셋째, 직무만족과 이직의사 사이에는 유의한 음(-)의 상관관계가 존재하며, 구조모형의 분석결과에 의하면 직무만족은 이직의사에 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있다. 따라서 가설 H-3(직무만족→이직의사)은 지지되었다. 넷째, 정서적 고갈과 이직의사 사이에는 유의한 양(+)의 상관관계가 존재할 뿐만 아니라 구조모형의 분석을 통해 정서적 고갈이 이직의사에 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다. 따라서 가설 H-5(정서적 고갈→이직의사)는 지지되었다. 다섯째, 조직몰입과 이직의사 사이에는 유의한 음(-)의 상관관계와 더불어 조직몰입이 이직의사에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 관계가 존재하고 있다. 따라서 가설 H-6(조직몰입→이직의사)은 지지되었다. 한편, 상관관계분석 결과를 보면

정서적 고갈과 조직몰입 사이에는 유의한 음(-)의 상관관계가 존재하고 있으나, 구조모형의 분석결과에 의하면 정서적 고갈이 조직몰입에 미치는 영향력이 유의하지 않은 것으로 확인되었다. 따라서 가설 H-4(정서적 고갈→조직몰입)은 기각되었다.

초기 연구모형에서 기각된 경로 1개를 제거할 경우 모형의 적합도와 간명성이 더 좋아지는지 확인하였다. 초기 연구모형에서 통계적으로 유의하지 않은 1개의 경로를 삭제하여 수정 연구모형을 구축한 후, 두 모형 사이의 적합도 지수를 비교하였다. 먼저 χ^2 값의 차이를 보면 $\Delta\chi^2=0.459(\Delta df=1)$ 로서 95% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하지 않았다($p=0.498$). 또한 GFI는 0.001만큼 하락하였으나 NNFI와 AGFI는 각각 0.001만큼 향상되었다. 이상의 분석 결과를 종합하면, 초기 연구모형에서 경로 1개를 제거하여도 모형의 적합도는 유의한 손실을 보지 않으면서도 모형의 간명성은 더 좋아지는 것으로 나타났으며, 따라서 수정 연구모형을 본 연구의 최종 연구모형으로 채택하였다(표 5, 그림 3).

그림 3. 수정 연구모형

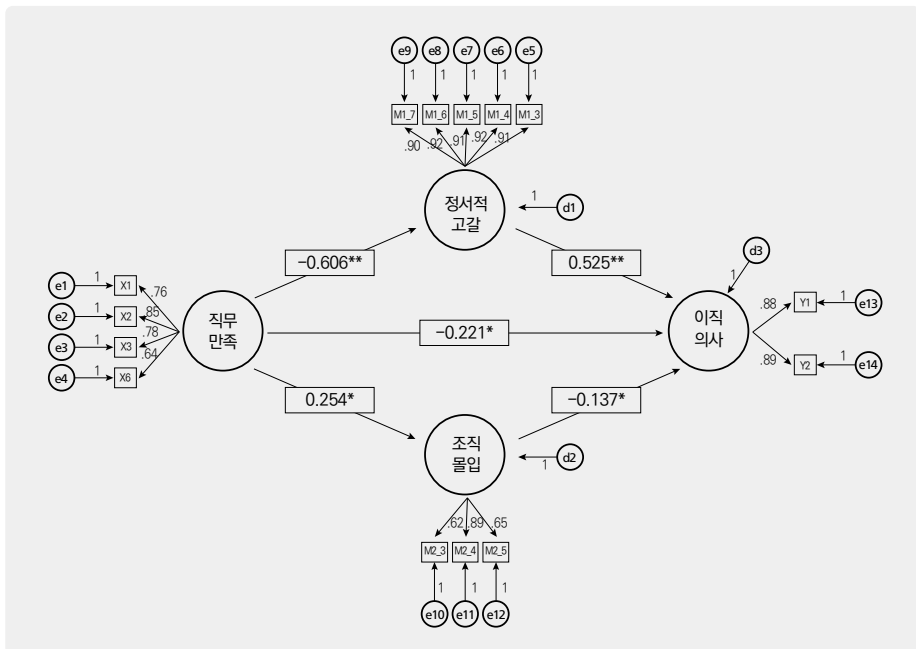


표 5. 초기 연구모형과 수정 연구모형의 적합도 지수 및 유의성 검증

구분	$\chi^2(p)$	df	RMSEA	GFI	NNFI (TLI)	AGFI
초기 연구모형	246.336(0.000)	71	0.087	0.908	0.934	0.864
수정 연구모형	246.795(0.000)	72	0.086	0.907	0.935	0.865
변화량(Δ)	0.459	1	0.001	0.001	0.001	0.001

연구모형에 포함된 변수들 간의 총효과, 직접효과, 간접효과는 <표 6>에 제시되어 있다. ‘직무만족→이직의사’의 총효과는 $\beta=-0.574$ 이며, 이를 효과분해하면 이 두 변수 간의 직접효과는 $\beta=-0.221$ 이고, 간접효과는 $\beta=-0.353$ 이다. 여기서 간접효과의 통계적 유의성을 검증할 필요가 있는데, 그 이유는 간접효과가 매개경로의 유의성을 의미하기 때문이다. 부트스트랩(bootstrap) 방법에 있어서 간접효과의 통계적 유의성 검증은 간접효과의 표준오차를 사용하는데, 간접효과에 대한 신뢰구간을 설정하고 그 구간에 0이 포함되지 않으면 간접효과가 통계적으로 유의하다고 인정한다.

본 연구에서는 직무만족이 매개변수를 거쳐 이직의사에 미치는 영향력이 0이라는 영가설을 설정하고 매개효과를 살펴본 결과, 99%의 신뢰수준에서 간접효과의 신뢰구간 (-0.475~-0.263)이 0을 포함하지 않으므로 해당 영가설이 기각되었다. 즉, 간접효과의 통계적 유의성이 확인되었다.

표 6. 이직의사에 영향을 미치는 변수들 간의 효과분해 결과

독립변수	종속변수	총효과	직접효과	간접효과(신뢰구간)
직무만족	정서적 고갈	-0.606 **	-0.606 **	
	조직몰입	0.254 *	0.254 *	
	이직의사	-0.574 *	-0.221 *	-0.353(-0.475~-0.263)**
정서적 고갈	이직의사	0.525 *	0.525 **	
조직몰입	이직의사	-0.137 *	-0.137 *	

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

그런데 본 연구모형의 매개변수는 2개이며, 따라서 간접효과는 ‘직무만족→정서적 고갈→이직의사’와 ‘직무만족→조직몰입→이직의사’의 두 경로를 합한 것이므로 각

경로에 있어서 정서적 고갈과 조직몰입이 갖는 매개효과의 통계적 유의성을 독립적으로 검증하기 위하여 Sobel test를 실시하였다. Sobel test에서는 95%의 신뢰수준에서 Z값의 절대값이 1.96보다 크면 매개효과가 통계적으로 유의하다고 해석된다. 분석 결과, 정서적 고갈과 조직몰입의 매개효과는 통계적으로 유의한 것으로 확인되었다(표 7).

표 7. Sobel test 결과

경로	z값	p
직무만족→정서적 고갈→이직의사	-6.143	0.000
직무만족→조직몰입→이직의사	-2.057	0.040

다. 모형의 안정성 검증

초기 연구모형보다 수정 연구모형이 더 좋은 적합도를 보이는 것으로 분석되었지만, 이는 단일표본을 대상으로 이루어진 분석이기 때문에 수정 연구모형이 동일한 모집단에서 수집된 다른 표본에서도 잘 적합될 것인지 확신할 수 없다. 특히, 본 연구의 집단간 차이분석 결과를 보면, 연령집단과 혼인상태별로 직무만족과 정서적 고갈 그리고 이직의사의 정도가 각각 다르며, 종교유무에 따라서도 정서적 고갈과 이직의사의 정도가 각각 다른 것으로 확인되었다. 따라서 수정 연구모형이 보육교사들의 연령, 혼인상태, 종교유무와 무관하게 적용될 수 있는 모형인지 검증하기 위하여 모형의 안정성을 검증하였다.

모형의 안정성 검증은 단일 모형을 동일한 모집단으로부터 수집된 다른 표본에 대해 적합시켰을 때 적합도가 높은지 평가하는 데 그 목적이 있다. 모형의 안정성 검증은 다중집단요인분석(multiple group factor analysis)을 통해 측정동일성모형, 구조동일성모형, 요인분산동일성모형, 오차분산동일성모형의 가정이 충족되는지 확인하는 방식으로 수행된다. 구체적으로, χ^2 값의 변화량과 자유도 차이가 0.05의 유의수준에서 통계적으로 유의한지 살펴보며, 이와 동시에 TLI, RMSEA를 통해 모형의 적합도를 평가한다. 일반적으로 TLI값은 0.9 이상이면 좋은 수준이며, RMSEA값은 0.05~0.08 사이이면 적합한 수준, 0.10이상이면 부적절하다고 평가된다(Bentler, 1990).

본 연구에서는 2표본분석(two-sample analysis)에 의한 재현전략에 따라 모형의 안정성을 검증하였다. 첫째, 연령을 20대 집단과 30대 이상의 집단으로 나누어 두 표본을

본 연구의 수정 연구모형에 적합시켜 보았다(표 8). 그 결과 수정 연구모형인 기저모형과 요인계수에 동일화 제약을 한 측정동일성모형 간의 χ^2 값의 변화량은 18.103, 자유도 차이는 10으로 나타났으며, χ^2 값의 변화량은 유의수준 0.05에서 통계적으로 유의하지 않으므로 측정동일성 가정이 충족되는 것으로 확인되었다. 이어서, 구조동일성 가정이 충족되는지 검증하였는데, 측정동일성모형과 경로계수에 동일화제약을 한 구조동일성모형 간의 χ^2 값의 변화량은 12.438, 자유도 차이는 5로 분석되었고, χ^2 값의 변화량은 유의수준 0.05에서 통계적으로 유의하지 않으므로 연령에 따른 잠재변수의 경로계수의 차이는 없는 것으로 나타났다. 따라서 구조동일성 가정이 충족되었다. 한편, 요인분산동일성모형이 지지되는지 검증한 결과를 보면, 구조동일성모형과 외생변수의 분산에 동일화제약을 한 요인분산동일성모형 간의 χ^2 값의 변화량은 7.142, 자유도 차이는 1로 나타났으며, χ^2 값의 변화량이 유의수준 0.05에서 통계적으로 유의하지 않으므로 외생변수의 분산 차이는 없는 것으로 확인되었다. 즉, 요인분산동일성 가정이 충족되었다. 끝으로, 오차분산동일성모형이 지지되는지 살펴보았는데, 요인분산동일성모형과 설명오차의 분산에 동일화제약을 한 오차분산동일성모형 간의 χ^2 값의 변화량은 1.066, 자유도 차이는 3으로 나타났으며, χ^2 값의 변화량이 유의수준 0.05에서 통계적으로 유의하지 않으므로 설명오차의 분산 차이는 없는 것으로 나타났다. 따라서 오차분산동일성 가정이 충족되었다. 이상의 분석 결과를 종합할 때, 본 연구에서 도출된 수정 연구모형은 연령 집단에 따른 모형 안정성이 확보되었다고 결론지을 수 있다.

표 8. 연령 집단에 따른 측정동일성과 구조동일성 검증 결과

모형	$\chi^2(df)$	$\Delta\chi^2\Delta(df)$	TLI	RMSEA
기저모형	372.847(144)	-	.915	.070
측정동일성모형	390.950(154)	18.103(10)	.917	.069
구조동일성모형	403.388(159)	12.438(5)	.917	.069
요인분산동일성모형	410.530(160)	7.142(1)	.916	.069
오차분산동일성모형	411.596(163)	1.066(3)	.918	.068

둘째, 혼인 상태를 기혼 집단과 미혼 집단으로 나누어 두 표본을 본 연구의 수정 연구모형에 적합시켜 보았다. 위에 설명한 연령 집단별 모형의 안정성 검증 절차와 마찬가지로

로 보육교사의 혼인 상태에 따라 측정동일성모형, 구조동일성모형, 요인분산동일성모형, 오차분산동일성모형이 지지되는지 순차적으로 검증하였다. 그 결과 각 검증단계에서 모두 χ^2 값의 변화량이 유의수준 0.05에서 통계적으로 유의하지 않았으므로 측정동일성 가정, 구조동일성 가정, 요인분산동일성 가정, 오차분산동일성 가정이 충족되는 것으로 확인되었다(표 9). 따라서 본 연구의 수정 연구모형은 혼인 상태에 따른 모형의 안정성을 확보하고 있다고 결론지을 수 있다.

표 9. 혼인 상태에 따른 측정동일성과 구조동일성 검증 결과

모형	$\chi^2(df)$	$\Delta x^2 \Delta(df)$	TLI	RMSEA
기저모형	368.978(142)	-	.913	.070
측정동일성모형	376.575(152)	7.597(10)	.919	.067
구조동일성모형	386.776(158)	10.201(6)	.921	.067
요인분산동일성모형	394.593(159)	7.817(1)	.919	.067
오차분산동일성모형	397.132(162)	2.539(3)	.921	.067

끝으로, 보육교사를 종교 유무에 따라 나눈 후 두 표본을 본 연구의 수정 연구모형에 적합시켜 보았다. 위와 마찬가지로 절차에 의해, 보육교사의 종교 유무에 따라 측정동일성모형, 구조동일성모형, 요인분산동일성모형, 오차분산동일성모형이 지지되는지 순차적으로 검증하였다. 그 결과 각 검증단계에서 모두 χ^2 값의 변화량이 유의수준 0.05에서 통계적으로 유의하지 않았으므로 측정동일성 가정, 구조동일성 가정, 요인분산동일성 가정, 오차분산동일성 가정이 충족되는 것으로 확인되었다(표 10). 이것은 본 연구의 수정 연구모형이 보육교사의 종교 유무에 따른 모형의 안정성을 확보하고 있다는 것을 의미한다.

표 10. 종교 유무에 따른 측정동일성과 구조동일성 검증 결과

모형	$\chi^2(df)$	$\Delta x^2 \Delta(df)$	TLI	RMSEA
기저모형	377.165(144)	-	.914	.070
측정동일성모형	381.092(154)	3.928(10)	.922	.067
구조동일성모형	386.255(159)	5.163(5)	.924	.066
요인분산동일성모형	386.301(160)	0.046(1)	.925	.066
오차분산동일성모형	387.152(163)	0.851(3)	.927	.065

요컨대, 모형의 안정성 검증 결과에 의하면, 수정 연구모형은 연령 집단, 혼인 상태, 종교 유무에 따라 평가한 모형의 안정성을 확보하고 있다. 이것은 보육교사의 직무만족이 이직의사에 직접 영향을 미치거나 또는 정서적 고갈이나 조직몰입을 경유하여 이직의사에 간접적인 영향을 미치는 것으로 예측하는 수정 연구모형이 보육교사의 연령, 혼인 상태, 종교 유무와 무관하게 적용 가능한 모형이라는 사실을 알려준다.

V. 논의 및 결론

1. 가설의 검증 결과의 시사점

본 연구는 보육교사를 대상으로 직무만족과 이직의사 사이의 인과관계를 탐구하고 그 사이에서 정서적 고갈과 조직몰입이 매개변수로 기능하고 있는지 확인함으로써 보육서비스의 질적 향상을 도모하는데 기여할 수 있는 함의를 도출하려는 목적으로 수행되었다. 본 연구의 가설검증 결과가 시사하는 바는 다음과 같다.

첫째, 직무만족 수준이 높을수록 정서적 고갈이 낮다는 가설(H-1)의 검증 결과는 보육교사를 대상으로 수행된 다수의 선행연구(한임순·김향자, 1998; 이소은 외, 2006; 황혜신, 2008)의 결과를 지지하는 것이다. 즉, 본 연구는 보육교사의 직무만족이 정서적 고갈의 선행변수이며, 직무만족을 높이는 것이 곧 정서적 고갈을 낮추는 것임을 실증적으로 확인하였다. 또한 직무만족이 높을수록 조직몰입이 높다는 가설(H-2)의 검증 결과는 보육교사가 아닌 다른 휴먼서비스 집단을 대상으로 이루어진 여러 선행연구(Lopopolo, 2002; 조동규 외, 2004; Tourangeau & Cranley, 2006; Ho et al., 2009; 김옥희, 2011)의 결과와 궤를 같이하고 있으며, 따라서 보육교사들도 직무만족의 제고를 통해 조직몰입의 향상을 도모할 수 있다는 시사점을 얻었다. 뿐만 아니라, 직무만족이 높을수록 이직의사가 낮다는 가설(H-3)의 검증 결과는 보육교사가 아닌 다른 사회복지영역에서 수행된 여러 선행연구(Manlove & Guzell, 1997; Ito et al., 2001; 나중문·황진수, 2009)의 결과와 크게 다르지 않다. 역시 본 연구를 통해 보육교사의 경우에도 직무만족이 이직의사의 선행변수이며, 직무만족의 제고가 곧 이직의사의 감소를 위한 개입이 될 수 있다는 시사점을 얻었다.

둘째, 본 연구에서는 정서적 고갈이 조직몰입에 미치는 영향이 유의하지 않은 것으로 검증되었는데(가설 H-4), 이는 정서적 고갈이 조직몰입을 낮춘다는 여러 선행연구(Cropanzano et al., 2003; Rutherford et al., 2012)의 연구결과와 상반되는 것이다. 이와 같은 검증 결과가 나온 이유를 정확히 추론하기는 어려우나 단순히 표본 특성의 차이로부터 유래한 결과일 수도 있지만, 정서적 고갈이 조직몰입의 약화보다는 곧바로 이직의사로 이어지는 보육교사 집단의 고유한 특성이 반영된 결과일 수도 있다고 본다. 여하튼 본 연구를 통해 보육교사의 정서적 고갈이 조직몰입에 대하여 유의한 수준의 직접적인 영향을 미치지 않는다는 사실을 확인할 수 있었다.

셋째, 정서적 고갈이 높을수록 이직의사가 높다는 가설(H-5)의 검증 결과는 보육교사가 아닌 휴먼서비스 제공자를 대상으로 수행된 여러 선행연구(Kalliath & Beck, 2001; 이해련 · 김봉환, 2004; 이선영 · 김한성, 2007; Rutherford et al., 2012)의 결과를 지지하는 것이다. 이로써 보육교사들도 정서적으로 고갈될 경우 조직 내에 잔류하면서 문제 상황을 적극적으로 돌파하려고 하기보다는 조직으로부터의 탈출을 통해 그 상황을 모면하려는 경향이 더 강한 것으로 해석할 수 있다. 또한 조직몰입이 높을수록 이직의사가 낮다는 가설(H-6)의 검증 결과는 보육교사가 아닌 다른 휴먼서비스 제공자를 대상으로 수행된 국내외의 여러 선행연구(Lum et al., 1998; Landsman, 2001; Mor Barak et al., 2001; 나종문 · 황진수, 2009)의 연구결과와 크게 다르지 않다. 이로써 다른 휴먼서비스 제공자와 마찬가지로 보육교사의 경우에도 조직몰입의 이직의사의 선행변수이며 조직몰입의 제고는 이직의사를 낮추는 개입 대안 가운데 하나라는 시사점을 얻을 수 있었다.

2. 이직의사에 이르는 경로의 탐색 및 함의

본 연구에서 보육교사의 직무만족으로부터 이직의사에 이르는 연쇄적 인과관계를 경로 탐색의 시각에서 분석한 결과, 다음과 같은 3개의 경로가 유의한 것으로 나타났다. 첫째, 전술한 바와 같이, 직무만족은 이직의사 직접적인 유의한 영향을 미치는 변수이다(가설 H-3). 따라서 직무만족은 보육교사의 개인적 · 조직적 차원에서 중요한 개념으로 이해되어야 할 뿐만 아니라 이직의사를 낮추기 위한 선행변수로서의 중요성도 강조되어야 할 것이다.

둘째, 가설 검증의 결과를 바탕으로 직무만족, 정서적 고갈, 이직의사 사이의 인과관계를 조합한 결과, 이 세 변수 사이에는 연쇄적 인과관계가 존재하는 것으로 확인되었다. 즉, 직무만족과 이직의사 사이에서 정서적 고갈은 매개변수로 기능하고 있으며, 정서적 고갈의 매개효과는 통계적으로 유의하였다. 이와 같은 매개효과가 나타난 이유는 보육교사의 직무만족이 높을수록 정서적인 면에서 긍정적인 내적 반응이 일어나므로 정서적 고갈이 낮아지는 한편, 낮아진 정서적 고갈이 비인격화를 낮추고 동시에 개인적 성취감을 향상시키므로 결과적으로 이직의사가 낮아지는 연쇄적 반응이 일어나기 때문이라고 추론할 수 있다. 이 검증 결과는 이 세 변수 사이의 인과관계와 정서적 고갈의 매개효과를 검증한 Rutherford 외(2012)의 연구 결과를 지지하는 것이다. 일반적으로 예방프로그램에서 매개변수에 대한 프로그램의 효과가 유의하다는 검증결과는 이 매개변수가 중요한 역할을 하고 있으며 향후 예방프로그램에서 강조되어야 한다는 것을 시사한다(이상균, 2007; MacKinnon, 2011). 이와 같은 선행연구의 시사점을 고려할 때, 정서적 고갈의 매개효과의 유의성을 확인한 본 연구의 검증 결과는 어린이집의 관리자가 보육교사의 정서적 고갈에 초점을 맞추어 이직의사의 예방과 감소를 위한 개입 방안을 마련하여야 한다는 점을 알려준다.

셋째, 직무만족, 조직몰입, 이직의사 사이의 인과관계 검증에서도 위와 유사한 결과가 도출되었는데, 조직몰입은 직무만족과 이직의사 사이에서 통계적으로 유의한 영향력을 전달하는 매개변수로 기능하고 있다. 이와 같은 매개효과가 나타나는 이유는 보육교사의 직무만족이 높을수록 조직이 추구하는 목표를 내면화시키는 정도가 강해지므로 조직몰입이 높아지며, 동시에 높아진 조직몰입이 조직구성원으로 존속하려는 의욕을 높이므로 결과적으로 이직의사가 낮아지는 연쇄적 반응이 일어나기 때문일 것이다. 이 검증 결과는 Yang 외(2008)의 연구결과와 일맥상통하는 것이다. 이로써 조직 차원에서 보육교사를 대상으로 시행하는 조직몰입의 제고를 위한 개입은 이직의사의 예방 및 감소를 위한 사전·사후적 대응방안이 될 수 있다는 시사점을 얻었다.

3. 연구의 함의

본 연구를 통해 다음과 같은 이론적 함의를 얻을 수 있었다. 첫째, 보육교사의 직무만족, 정서적 고갈, 조직몰입이 이직의사에 유의한 영향을 미치는 변수들임을 실증적으로

확인하였다는 점에서 보육교사의 이직의사 결정요인에 관한 기존의 이론체계를 보완하고 재확인하였다는 의미를 갖는다. 둘째, 본 연구는 보육교사의 직무만족과 이직의사 사이에서 정서적 고갈과 조직몰입이 각각 매개변수로 기능하고 있음을 확인하였다는 점에서 이 변수들 간의 영향력의 방향과 강도에 관한 이론적 지평을 넓혔다고 할 수 있다. 즉, 정서적 고갈과 조직몰입이 각각 이직의사를 높이거나 낮추는 이른바 위험요인과 보호요인으로 작용하고 있다는 점을 확인하였는데, 이는 이론적 측면에서 직무만족에서 이직의사에 이르는 인과모형에 대한 이해의 폭을 넓히는데 기여하였다. 끝으로, 본 연구는 모형의 안정성 검증을 통해 본 연구모형이 보육교사들의 연령, 혼인 상태, 종교 유무를 불문하고 널리 적용될 수 있음을 검증하였는데, 이 또한 보육교사의 직무만족, 정서적 고갈, 조직몰입, 이직의사 간의 인과관계를 이론적으로 이해하는데 일조하였다.

아울러 본 연구의 실천적 함의는 다음과 같다. 첫째, 어린이집 관리자가 보육교사의 이직의사를 예방하거나 낮추기 위해서는 무엇보다도 직무만족의 제고가 필요하다. 따라서 보육교사의 직무만족을 높일 수 있도록 조직 차원에서 예방적으로 개입하는 프로그램이 마련되어야 할 것이다. 예를 들면, 보육교사의 직무만족에 가장 큰 영향을 미치는 요인이 직업의 자부심이라는 선행연구(손아람, 2009)에 주목하여 보육교사의 자존감을 높이기 위한 개입 방안이 마련되어야 한다. 나아가, 보육교사의 직무만족에 영향을 미치는 요인이 경제적 처우라는 연구결과(이재완, 2004)에도 주목할 필요가 있다. 보육교사들이 정신적 보람과 긍지를 갖는 것도 중요하지만 물질적인 면에서 노력에 상응하는 적절한 보상이 주어질 때 직무만족이 높아질 수 있으므로 호봉책정 및 승급, 수당지급 등과 관련된 경제적 처우개선이 필요하다. 또한 앞서 분석한 바와 같이, 현재 보육교사들의 1일 평균 근무시간은 9.51시간(표준편차 1.29)에 달하고 있는데, 이와 같은 과도한 업무 부담을 줄여주는 선제적·예방적 조치가 필요하다.

둘째, 본 연구는 정서적 고갈과 조직몰입의 매개효과를 확인하였다. 어린이집 관리자는 사회복지분야 예방프로그램의 개발 및 시행에 있어서 매개효과에 주목하는 시각에 입각하여 정서적 고갈과 조직몰입의 역할과 중요성에 주목하여야 필요가 있다. 따라서 어린이집에서는 보육교사들이 정서적으로 고갈되지 않도록 예방적으로 개입하는 프로그램이 시행되어야 하는데, 무엇보다도 보육교사들이 정서적 고갈에 이르지 않도록 예방적으로 개입하는 것이 바람직하다. 일례로, 보육교사의 임파워먼트 증진을 통해 소진을 예방할 수 있다는 선행연구가 있다(강종수, 2008). 즉, 어린이집 원장이 구성원인

보육교사들에게 의사결정에 참여할 수 있는 권한을 부여하거나 동기를 유발함으로써 보육교사들의 자발적 행동을 촉진하게 되며, 이는 정서적 고갈의 감소로 이어질 수 있을 것이다. 또한 보육교사의 조직몰입을 높이는 방안도 적극 검토되어야 한다. 사회복지사 집단을 대상으로 수행된 여러 선행연구에서 보수, 근무기간 등이 조직몰입에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었는데(김경호, 2012b), 이러한 연구결과를 반영하여 보육교사에게도 전술한 경제적 처우개선과 더불어 장기근속을 유인하는 방안 등이 마련되어야 할 것이다. 한편, 어린이집 유형에 따라 소진과 조직몰입의 정도가 다르다는 연구결과를 보고한 선행연구들도 참고할 가치가 있다. 예를 들면, 조유나 외(2012)의 연구에서 민간영역의 어린이집이 국공립어린이집보다 보육교사의 소진의 하위요인인 성취감 상실의 심하고 정서적 조직몰입이 낮게 나타났는데, 이는 정부 차원에서 민간영역 어린이집의 효율적 운영을 위한 지원책을 마련하여야 함을 시사한다.

4. 결론

본 연구를 통해 보육교사의 이직의사에 영향을 미치는 주요 요인들 사이의 인과관계를 확인할 수 있었다. 주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 보육교사의 직무만족, 정서적 고갈, 조직몰입은 각각 이직의사에 유의한 영향을 미치고 있다. 둘째, 직무만족은 정서적 고갈과 조직몰입에 각각 유의한 영향을 미치고 있다. 셋째, 정서적 고갈과 조직몰입은 각각 직무만족과 이직의사 사이의 관계를 매개하고 있다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 지니고 있다. 첫째, 본 연구는 조사대상자의 분포 지역이 G광역시에 한정된 지역연구이며 집체교육 참가자를 대상으로 편의표집 방식을 통해 조사대상자를 추출하였기에 표본의 대표성을 확보하지 못하였으며 따라서 연구결과의 해석에 있어서도 일정한 제한이 따른다. 둘째, 본 연구에서 사용된 직무만족 척도 등 주요척도는 원래 보육교사 집단을 대상으로 개발된 것이 아니기 때문에 본 연구에서 이 척도들이 보육교사의 특성을 제대로 반영하지 못하였을 가능성이 있다. 또한 이직의사 척도는 선행연구에서 차용한 것이기는 하나 문항의 수가 2문항에 불과하여 측정도구로서의 타당도 문제가 제기된다는 한계를 지닌다. 셋째, 보육교사의 직무만족, 정서적 고갈, 조직몰입, 이직의사 사이의 구조모형은 검증하였으나 정작 직무만족과 조직몰입을 높이고 정서적 고갈을 낮추기 위한 구체적인 실천방안을 모색하지는 못하였다.

본 연구결과를 토대로 후속연구에 대한 제언을 하면 다음과 같다. 첫째, 보육교사의 이직의사와 영향 요인들 사이의 복합적인 인과관계를 보다 정밀히 탐구하기 위해서는 표본의 대표성을 갖춘 전국 단위의 연구가 수행될 필요가 있다. 둘째, 후속연구에서는 보육교사 집단을 대상으로 하는 연구이니만큼 보육교사의 개인 특성 및 업무 환경을 반영한 여러 척도들이 사용되어야 할 것이다. 셋째, 본 연구에서는 어린이집 유형에 따른 집단간 차이분석을 실시하지 못하였으나, 선행연구에 의하면 보육교사의 직무만족과 이직의사는 어린이집 유형에 따라 차이가 있는 것으로 나타나므로(조유나 외, 2012) 후속연구에서는 어린이집 유형에 따른 심층 분석이 필요하다.

김경호는 영국 버밍엄대학교에서 정책학 박사학위를 받았으며, 현재 호남대학교 사회복지학과에서 부교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 사회복지정책, 사회복지행정, 연구방법 등이다.

(E-mail: khk944@honam.ac.kr)

참고문헌

- 강중수(2008). 보육교사 임파워먼트와 소진 및 직무만족의 구조모형 연구. 한국영유아보육학, 54, pp.79-98.
- 김경호(2012a). 보육교사의 역할 스트레스가 이직의사에 미치는 영향: 직무만족의 매개효과 검증을 중심으로. 한국사회복지행정학, 14(4), pp.231-262.
- 김경호(2012b). 노인복지관의 직무순환제도가 종사자의 조직몰입에 미치는 영향: 직무만족의 매개효과 검증을 중심으로. 한국사회복지행정학, 14(1), pp.27-60.
- 김옥희(2011). 노인돌보미의 직무만족이 조직몰입에 미치는 요인 연구: 노인돌보미 집단 간 차이를 중심으로. 노인복지연구, 52, pp.279-304.
- 김용미(2003). 유아교사들의 소진에 영향을 주는 요인과 사회적 지지에 대한 연구. 한국영유아보육학, 34, pp.111-127.
- 김정은(2011). 장애전담어린이집 교사의 심리적 소진에 영향을 미치는 직무스트레스와 임파워먼트 요인분석. 학습장애연구, 8(3), pp.81-101.
- 나종문, 황진수(2009). 지역자활센터 종사자의 이직의사에 미치는 영향요인에 관한 연구. 한국정책과학학회보, 13(3), pp.257-286.
- 문영주(2007). 사회복지사의 조직몰입에 관한 연구: 조직공정성, 직무만족을 중심으로. 한국사회복지행정학, 8(2), pp.53-81.
- 문영주(2011). 다중몰입 척도의 신뢰도와 타당도 연구: 조직몰입, 경력몰입, 직무몰입을 중심으로. 인적자원관리연구, 18(3), pp.1-23.
- 문채련, 이소은(2005). 유아교사의 직무만족도와 소진. 한국생활과학회지, 14(3), pp.387-399.
- 박상희, 문수경, 이무영(2006). 보육교사의 소진 결정요인에 관한 연구. 열린유아교육연구, 11(6), pp.65-84.
- 보건복지부(2012). 보육통계. 서울: 보건복지부.
- 손아랑(2009). 민간보육시설의 근무환경이 보육교사의 이직의도 및 직무만족에 미치는 영향: 소진의 매개효과 중심으로. 한국영유아보육학, 58, pp.81-101.
- 안선희, 김지은(2007). 영아 및 유아 보육교사의 개인적 특성, 근무여건, 사회적 지지가 소진에 미치는 영향. 열린유아교육, 12(5), pp.147-164.

- 유경숙, 김수옥(2004). 유아교사의 소진에 관한 연구. 아동교육, 13(2), pp.293-302.
- 윤혜미(1993). 소진: 그 다면적 이해와 대응방안. 한국사회복지학, 22, pp.118-141.
- 윤혜미, 박병금(2004). 아동학대예방센터 상담원의 소진관련 요인에 관한 연구. 한국사회복지학, 56(3), pp.279-301.
- 이상균(2007). 사회복지연구에서의 매개효과 검증: 예방프로그램의 효과성 검증을 중심으로. 사회복지리뷰, 12, pp.19-36.
- 이선영, 김한성(2007). 슈퍼바이저와의 커뮤니케이션이 복지서비스 조직 구성원의 스트레스, 소진, 이직의사에 미치는 영향. 언론과학연구, 7(2), pp.373-401.
- 이소은, 문채련, 김기예(2006). 결혼여부 및 근무기관유형에 따른 유아교사의 직무만족도와 소진. 미래유아교육학회지, 13(4), pp.23-45.
- 이은희, 김경호(2008). 사회복지사의 소진에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. 사회연구, 16, pp.167-193.
- 이재완(2004). 보육교사와 유치원교사의 자존감과 직무만족도에 관한 비교 연구. 한국영유아보육학, 37, pp.127-149.
- 이학식, 임지훈(2007). 구조방정식 모형분석과 AMOS 6.0. 서울: 법문사.
- 이혜련, 김봉환(2004). 직업상담원의 소진현상과 작업환경과의 관계. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 16(4), pp.597-611.
- 정민정, 김유진(2009). 보육교사의 직무스트레스와 직무만족도가 심리적 행복감에 미치는 영향. 한국생활과학회지, 18(1), pp.65-74.
- 조동규, 양재생, 이만규(2004). 조직구성원의 직무만족과 조직몰입에 관한 연구. 인적자원관리연구, 10, pp.37-53.
- 조유나, 최윤이, 김현경(2012). 어린이집 특성에 따른 보육교사의 소진과 조직몰입에 관한 연구. 유아교육·보육행정연구, 16(4), pp.233-253.
- 차명진, 계석봉(2009). 노인생활시설 사회복지사들의 직무 및 조직특성과 직무만족도의 관계에서 전문직업적 정체성의 매개효과. 한국노년학, 29(2), pp.669-682.
- 한임순, 김향자(1998). 어린이집 교사의 직무만족과 소진에 관한 연구. 한국영유아보육학, 14, pp.171-218.
- 홍금자(2002). 보육교사 양성 교과과정에 관한 비교적 고찰. 한국영유아보육학, 31, pp.287-325.

- 황혜신(2008). 보육교사의 소진에 영향을 주는 변인에 관한 연구. *한국생활과학회지*, 17(4), pp.589-600.
- Abelson, M. A., Baysinger, B. D. (1984). Optimal and dysfunctional turnover: Toward an organizational level model. *Academy of Management Review*, 9(2), pp.331-341.
- Aydogdu, S., Asikgil, B. (2011). An empirical study of the relationship among job satisfaction, organizational commitment and turnover intention. *International Review of Management and Marketing*, 1(3), pp.43-53.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, pp.238-246.
- Bluedorn, A. C. (1978). A taxonomy of turnover. *Academy of Management Review*, 3(3), pp.647-651.
- Caldwell, D. F., Chatman, J. A., O'Reilly, C. A. (1990). Building organizational commitment: A multifirm study. *Journal of Occupational Psychology*, 63(3), pp.245-261.
- Cavanagh, S. J. (1989). Nursing turnover: Literature review and methodological critique. *Journal of Advanced Nursing*, 14, pp.587-596.
- Clugston, M. (2000). The mediating effects of multidimensional commitment on job satisfaction and intent to leave. *Journal of Organizational Behavior*, 21(4), pp.477-486.
- Cohen, A. (1997). Non-work influences on withdrawal cognitions: An empirical examination of an overlooked issue. *Human Relations*, 50(12), pp.1511-1537.
- Cropanzano, R., Rupp, D. E., Byrne, Z. S. (2003). The relationship of emotional exhaustion to work attitudes, job performance, and organizational citizenship behaviors. *Journal of Applied Psychology*, 88(1), pp.160-169.
- Dalton D. R., Krackhardt D. M., Porter L. W. (1981). Functional turnover: An empirical assessment, *Journal of Applied Psychology*, 66, pp.716-721.
- DeCarlo, L. T. (1997). On the meaning and use of kurtosis. *Psychological Methods*, 2, pp.292-307.

- George, J. M., Jones, G. R. (1996). The experience of work and turnover intentions: Interactive effects of value attainment, job satisfaction, and positive mood. *Journal of Applied Psychology*, 81(3), pp.318-325.
- Griffeth, R. W., Hom, P. W., Gaertner, S. (2000). A meta-analysis of antecedents and correlates of employee turnover: Update, moderator tests, and research implications for the next millennium. *Journal of Management*, 26, pp.463-488.
- Hellman, C. M. (1997). Job Satisfaction and Intent to Leave. *Journal of Social Psychology*, 137(6), pp.677-689.
- Ho, W., Chang, C. S., Shih, Y., Liang, R. (2009). Effects of job rotation and role stress among nurses on job satisfaction and organizational commitment. *BMC Health Services Research*, 9(8), pp.1-10.
- Hom, P. W., Griffeth, R. W., Sellaro, C. L. (1984). The validity of Mobley's (1977) model of employee turnover. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 34, pp.141-174.
- Ito, H., Eisen, S. V., Sederer, L. I., Yamada, O., Tachimori, H. (2001). Factors affecting psychiatric nurses' intention to leave their current job. *Psychiatric Services*, 52(2), pp.232-234.
- Kalliath, T. J., Beck, A. (2001). Is the path to burnout and turnover paved by a lack of supervisory support? A structural equations test. *New Zealand Journal of Psychology*, 30(2), pp.72-78.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- Landsman, M. J. (2001). Commitment in public child welfare. *Social Service Review*, 75(3), pp.386-419.
- Lee, R. T., Ashforth, B. E. (1996). A meta analytic examination of the correlates of the three dimensions of burnout. *Journal of Applied Psychology*, 81, pp.123-133.
- Leiter, M. P., Maslach, C. (1988). The impact of interpersonal environment on burnout and organizational commitment. *Journal of Organizational Behavior*,

9(4), pp.297-308.

- Locke, E. A. (1976). The nature and causes of job satisfaction. In Dunnette, M. D. (ed.), *Handbook of industrial and organizational psychology*. Chicago: Rand McNally.
- Lopopolo, R. B. (2002). The relationship of role-related variables to job satisfaction and commitment to the organization in a restructured hospital environment. *Physiological Therapy*, 82, pp.984-999.
- Lum, L., Kervin, J., Clark, K., Reid, F., Sirola, W. (1998). Explaining nursing turnover intent: Job satisfaction, pay satisfaction, or organizational commitment? *Journal of Organizational Behavior*, 19(3), pp.305-320.
- MacKinnon, D. P. (2011). Integrating mediators and moderators in research design. *Research on Social Work Practice*, 21(6), pp.675-681.
- Manlove, M. E., Guzell, J. R. (1997). Intention to leave, anticipated reasons for leaving, and 12-month turnover of child welfare center staff. *Early Childhood Research Quarterly*, 12(2), pp.145-167.
- Mannheim, B., Papo, E. (2000). Differences in organizational commitment and its correlates among professional and nonprofessional occupational welfare workers. *Administration in Social Work*, 23(3/4), pp.119-137.
- Marsden, P. V., Kalleberg, A. L., Cook, C. R. (1993). Gender differences in organizational commitment: Influences of work positions and family roles. *Work and Occupations*, 20(3), pp.368-390.
- Maslach, C., Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Occupational Behavior*, 2, pp.99-113.
- Maslach, C., Jackson, S. E. (1986). *The Maslach Burnout Inventory Manual* (2nd ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.
- Meyer, J. P., Allen, N. J. (1991). A three-component conceptualization of organizational commitment. *Human Resource Management Review*, 1(1), pp.61-89.
- Mor Barak, M. E., Levin, A., Nissly, J. A., Lane, C. J. (2006). Why do they leave?

- Modeling child welfare workers' turnover intentions. *Children and Youth Services Review*, 28, pp.548-577.
- Mor Barak, M. E., Nissly, J. A., Levin, A. (2001). Antecedents to retention and turnover among child welfare, social work, and other human service employees: What can we learn from past research? A review and meta-analysis. *Social Service Review*, 75(4), pp.625-661.
- Morrell, K. M., Loan-Clarke, J., Wilkinson, A. J. (2001). Unweaving leaving: The use of models in the management of employee turnover. *International Journal of Management Reviews*, 3(3), pp.219-244.
- Mowday, R. T., Porter, L. W., Steers, R. M. (1982). *Employee-organization linkages: The psychology of commitment, absenteeism, and turnover*. New York: Academic Press.
- Randhawa, G. (2007). Relationship between job satisfaction and turnover intentions: An empirical study. *Indian Management Studies Journal*, 11, pp.149-159.
- Rutherford, B. N., Wei, Y., Park, J. K., Hur, W. M. (2012). Increasing job performance and reducing turnover: An examination of female Chinese salespeople. *Journal of Marketing Theory and Practice*, 20(4), pp.423-436.
- Schaubroeck, J., Cotton, J. L., Jennings, K. R. (1989). Antecedents and consequences of role stress: A covariance structure analysis. *Journal of Organizational Behavior*, 10, pp.35-58.
- Tett, R. P., Meyer, J. P. (1993). Job satisfaction, organizational commitment, turnover intention, and turnover: Path analysis based on meta-analytic findings. *Personnel Psychology*, 46(2), pp.259-293.
- Thoresen, C. J., Kaplan, S. A., Barsky, A. P., Warren, C. R., De Chermont, K. (2003). The affective underpinnings of job perceptions and attitudes: A meta-analytic review and integration. *Psychological Bulletin*, 129(6), pp.914-945.
- Tourangeau, A. E., Cranley, L. A. (2006). Nurse intention to remain employed: Understanding and strengthening determinants. *Journal of Advanced Nursing*, 55, pp.497-509.

- Tsui, A. S., Egan, T. D., O'Reilly, C. A. III. (1992). Being different: Relational demography and organizational attachment. *Administrative Science Quarterly*, 37(4), pp.549-580.
- Yang, W., Xiaomin, Y., Congwei, X. (2008). Testing for invariance of employee turnover intention model: Multi-group comparison between knowledge workers and traditional staff. IEEE (Institute of Electrical and Electronics Engineers), 1-4. Retrieved January 16, 2012, from <http://ieeexplore.ieee.org/stamp/stamp.jsp?tp=&arnumber=4679897/>

The Impact of Job Satisfaction on Turnover Intention Among Childcare Teachers: The Mediating Effects of Emotional Exhaustion and Organizational Commitment

Kim, Kyung Ho
(Honam University)

The purpose of the present study was to investigate the causal relationship between job satisfaction and turnover intention among childcare teachers, to test the mediating effects of emotional exhaustion and organizational commitment, and to draw out theoretical and practical implications in terms of reducing the level of childcare teachers' turnover intention. A convenient sampling was taken of childcare teachers in G Metropolitan City. A total of 328 questionnaires were used in the statistical analyses. A proposed structural model to childcare teachers' turnover intention had also been identified to have a structural explanation for the aforementioned relationships. The results of the study were as follows. First, job satisfaction, emotional exhaustion, organizational commitment could have a significant effect on turnover intention respectively. Second, job satisfaction could have a significant effect on both emotional exhaustion and organizational commitment respectively. Third, emotional exhaustion and organizational commitment could be a mediating variable between job satisfaction and turnover intention respectively. Finally, theoretical and practical implications were also discussed.

Keywords: Childcare Teachers, Job Satisfaction, Emotional Exhaustion, Organizational Commitment, Turnover Intention