

청소년지도자의 역할과부하와 고용불안정, 보수불만족이 전직의도에 미치는 영향 : 정서적 고갈의 매개효과를 중심으로*

김진호**

초 록

본 연구는 청소년지도자의 정서적 소진을 청소년지도자의 전직의도에 영향을 미치는 중요한 매개 변수로 가정하고, 청소년지도자의 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정이 정서적 소진과 전직의도에 미치는 영향력을 구조방정식 모형에 적용하여 검증하였다. 전국의 청소년시설에 종사하는 청소년 지도자를 대상으로 설문조사를 실시하였으며, 회수된 611매의 설문지 중 분석에 적합하지 않은 40매를 제외한 571매가 분석에 활용되었다. 자료는 Amos 22를 통해 분석되었다. 조사를 통해 나타난 결과는 다음과 같다. 첫째, 청소년지도자의 전직의도는 전직의도에 정적인 직접효과를 갖는 것으로 나타났다. 둘째, 청소년지도자의 역할과부하, 급여불만족, 고용불안정은 정서적 소진에 정적인 직접효과를 갖는 것으로 나타났다. 셋째, 청소년지도자의 급여불만족과 고용불안정은 전직의도에 정적인 직접효과를 갖는 반면, 역할과부하는 유의한 직접효과를 갖지 않는 것으로 나타났다. 넷째, 정서적 소진을 매개로 하여 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정은 전직의도에 유의한 간접효과를 가졌다. 마지막으로 본 연구결과들이 갖는 시사점 및 제한점이 논의되었다.

주요어 : 청소년지도자, 역할과부하, 고용불안정, 보수불만족, 정서적 고갈, 전직의도

I. 서론

청소년정책을 둘러싸고 있는 환경들은 항상 급격하게 변화하고 있다. 불안정하고 변화무쌍한 환경변화의 흐름 속에서 청소년정책 현장의 경쟁력을 확보하고, 시대적 변화의 흐름에 능동적으로 대처하면서도 청소년관련 시설과 조직의 성과창출을 극대

* 이 논문은 2016년도 한국방송통신대학교의 학술연구비 지원을 받아 작성된 것임.

** 한국방송통신대학교 청소년교육과 교수, kjh4662@knou.ac.kr

화하기 위해서는 전문성을 갖춘 청소지도자의 효율적인 관리가 필수적으로 요청된다. 특히 청소년기관의 경쟁력은 청소년들에게 제공되는 프로그램과 서비스의 질적 수준에 의해서 결정된다는 점을 고려할 때 휴먼서비스 제공자인 청소년지도자의 전문성을 국가적인 차원과 기관차원에서 체계적으로 관리하는 것은 매우 필요하다고 할 수 있다(김진호, 2016).

하지만 현재 우리나라 청소년정책 현장에서는 열악한 운영여건과 정책적 지원 등 다양한 운영상의 어려움으로 인해 청소년지도자의 전문성이 체계적·효과적으로 관리되지 못하고 있는 것으로 보고되고 있다(이수영, 정기수, 2012). 그리고 많은 선행연구들은 청소년지도자가 매우 중요한 사회적 역할을 수행하고 있음에도 불구하고, 낮은 사회적 위상과 열악한 근로조건으로 인해 청소년지도자의 사기가 심각하게 저하되어 있으며, 청소년지도자의 이직이나 전직문제가 빈번하게 발생되고 있다고 주장하고 있다(길은배, 문성호, 이미리, 2007; 문호영, 2012; 박선영, 조아미, 2012; 안종배 외, 2015; 양계민, 한도희, 2013). 특히 숙련된 청소년지도자가 다른 직업군으로 전직하는 것은 그들의 능력뿐만 아니라 그들이 현장경험을 통해 쌓아온 지혜와 독점적 지식, 노하우까지도 함께 유출된다는 점에서 청소년정책 전체에 주는 파급효과는 매우 심각하다고 할 수 있다(Rothwell, 2005). 그리고 조직차원에서도 신규인력의 채용 및 훈련에 추가적으로 투입되는 비용문제, 타 조직원에 대한 사기저하 유발문제, 전문성 단절 등 매우 부정적인 영향력이 나타날 수 있다는 점에서 심각한 문제로 인식되고 있다(Mobely, 1982; 양계민, 한도희, 2013;재인용). 이러한 점들을 고려할 때 청소년지도자의 전직현상에 대해서 체계적으로 연구할 필요가 있다.

전직의도(occupational turnover)는 현재 자신이 수행하고 있는 직업분야를 떠나서 다른 직업분야의 직무를 적극적으로 찾고자 하는 의도를 말한다(이기은, 2000). 반면 이직의도(job turnover)은 현재의 조직을 떠나려는 욕구의 정도를 말한다(권혜진, 2008). 결과적으로 이직의도는 종사자가 현재의 조직 구성원으로서 자격을 포기하고 떠나고자 하는 의도에 초점을 맞춘 개념으로서, 여기에는 조직 구성원이 동일 직종내에서 조직만 이동하고자 하는 이직의도와 직종을 옮기는 이직의도가 모두 포함된 개념이라고 할 수 있다. Whitebook & Sakai(2003)의 경우에는 이 둘을 엄격하게 구분하면서, 전자의 경우를 이직(job turnover)으로, 후자의 경우를 전직(occupational turnover)으로 명명하기도 한다(권혜진, 2008:재인용). 이상의 논의를 종합할 때 직종을 바꾸려는 전직의도는 이직의도의 하위개념으로써, 현재의 근무하고 있는 조직을 떠나면서 동시에 현재 자신이 수행하고 있는 직업분야도 떠나려는

욕구라고 정의할 수 있다. 그리고 직종을 옮긴다는 점에서 직종은 옮기지 않고 조직만 옮기는 이직의도와는 명확하게 구별되는 특징을 지니고 있다고 할 수 있다. 하지만 이직의도와 관련된 대부분의 선행연구들(양계민, 한도희, 2013; 이수영, 정기수, 2012; 최한나 외, 2013; 홍선희, 양계민, 2009)은 직종을 옮기는 전직의도와 직종을 옮기지 않고 조직만 옮기는 이직의도를 구별하지 않고 연구를 진행함으로써 전직의도에 대한 심층적인 탐구를 간과해왔다는 문제점이 있다. 따라서 청소년지도자의 전직의도에 초점을 맞춰 연구를 진행하는 것은 매우 필요하다고 할 수 있다. 특히 청소년지도자의 전직의도는 청소년분야에서 축적된 지혜와 노하우의 소멸로 연결될 수 있다는 점을 고려할 때, 거시적인 차원에서 청소년지도자를 대상으로 하는 전략적 인적자원관리의 측면에서도 상당히 의미있다고 할 수 있다.

청소년지도자를 대상으로 이루어진 전직의도와 관련된 연구들은 매우 미흡한 실정이다. 하지만 이직의도에 대한 대부분의 연구들(김상욱, 유흥준, 2002; 남선이 외, 2006; 양계민, 한도희, 2013; 이재영, 김진숙, 2011; 조연기, 현성민, 2002; 홍선희, 양계민, 2009)은 과도한 직무요구와 열악한 업무환경이 이직의도와 연결된다고 주장하고 있으며, 특히 과도한 업무량과 보수 불만족, 고용불안정은 이직의도에 의미있는 영향을 미치는 것으로 보고하고 있다. 예컨대 홍선희와 양계민(2009)의 연구에서는 과도한 업무량과 고용불안정이 청소년방과후아카데미 실무자의 이직의도에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 양계민과 한도희(2013)의 연구에서도 청소년방과후아카데미 실무자들의 보수만족도가 이직의도에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 김상욱과 유흥준(2002)에 따르면 임금은 근로자가 고용주를 위해 근무한 대가로 정기적으로 받는 금전적 보상으로서, 근로자의 근무의욕을 고취시키고 이직의도를 억제하는 핵심적인 요인으로 간주되고 있다. 조연기와 현성민(2002)의 연구에서는 급여수준과 고용안정성에 대한 만족도가 낮을수록 이직의도가 높은 것으로 나타났다. 남선이 외(2006)의 연구에서도 급여에 대한 만족도가 높을수록 이직의도가 낮은 것으로 나타났으며, 이재영과 김진숙(2011)의 연구에서도 불만스러운 처우와 근무환경, 과업스트레스가 높을수록 이직의도가 높은 것으로 나타났다. 이상의 연구결과들을 고려할 때 청소년지도자의 과도한 업무량과 보수불만족, 고용불안정은 전직의도에 유의미한 정(+)적 영향을 갖는다고 가정할 수 있다.

정서적 소진은 직무소진의 가장 핵심적인 구성요인이면서도 가장 확실한 징후로서, 일반적으로 사람들이 직무소진을 경험했다는 것은 정서적 소진을 경험한 것을 의미하기 때문에 직무소진의 3요소(정서적 고갈, 비인격적 태도, 성취감 저하) 중에서 정서

적 소진만을 활용한 연구가 많다(Johnson & Spector, 2007; 홍은지 외, 2018: 재 인용). 그리고 많은 연구들(류상란, 2000; 박형인 외, 2011; 윤항숙, 2016; 이재영, 김진숙, 2011; 홍현장, 2004)은 정서적 소진이 이직의도에 영향을 미치는 중요한 변인인 것으로 보고되고 있다. 예컨대 윤항숙(2016)의 연구에서는 방과후아카데미 종사자들을 대상으로 연구한 결과 감정고갈이 이직의도에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이재영과 김진숙(2011)의 연구에서도 아동복지시설에 종사하는 교사들의 소진정도가 이직의도에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 홍현정(2004)과 류상란(2000)의 연구에서도 사회복지사의 정서적 고갈이 심할수록 이직의도는 높은 것으로 나타났다. 이러한 연구결과에 기초할 때 청소년지도자의 정서적 소진은 이직의도에 유의미한 정(+)적 영향을 갖는다고 가정할 수 있다.

그리고 정서적 소진은 업무과부하와 보수불만족, 고용불안정에 의해서도 영향을 받는다고 많은 선행연구들은 밝히고 있다(김현미 외: 2010; 문호영, 2012; 박선영, 조아미, 2012; 박성호, 2001; 박희현, 2005; 신강현, 오인수, 2004; 안선희, 김지은, 2007; 윤아랑, 조하나, 2013; 장미화, 2012; 최한나 외, 2013; Bakker & Demerouti, 2001; Lee & Ashforth, 1996). 업무과부하와 소진의 관련성에 대한 연구는 대부분 Bakker와 Demerouti(2001)에 의해 개발된 직무요구-자원모형(job demand-resource model: JD-R)에 근거하여 수행되었는데, 업무과다, 역할갈등, 시간적 압박, 정서적 요구 등과 같은 직무요구는 소진을 유발한다는 것이다. 그리고 실제로 이러한 직무요구 관련 요인들은 정서적 소진과 강한 상관관계가 있는 것으로 밝혀졌다(Lee & Ashforth, 1996). 최한나 외(2013)의 연구에서도 직무요구 하위요소 중에서 업무과다 요인이 심리적 소진을 가장 많이 예측하는 것으로 나타났다. 김현미 외(2010)의 연구에서는 청소년상담사의 역할과다가 정서적 고갈과 유의미한 정적 상관관계를 보이는 것으로 나타났으며, 박희현(2005)의 연구에서도 과도한 업무량은 소진에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 안선희, 김지은(2007)의 연구에서는 보수가 적을수록 소진의 지각수준이 증가하는 것으로 나타났다. 박성호(2001)와 장미화(2012)의 연구에서도 청소년상담자의 과도한 직무요구와 열악한 업무환경이 청소년상담자의 소진과 연결되어 있는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과들은 청소년지도자의 업무과부하와 보수불만족, 고용불안정이 정서적 소진에 유의미한 정(+)적 영향을 갖는다는 점을 시사하고 있다.

따라서 본 연구에서는 청소년지도자의 과도한 직무요구와 열악한 근무조건이 전직의도에 영향을 미치는 중요한 변수로 가정하고, 선행연구에 기초하여 역할과부하와

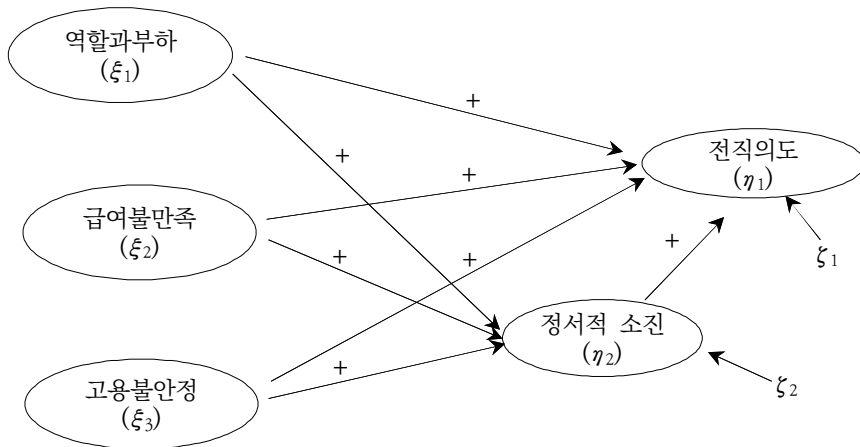
급여불만족, 고용불안정이 전직의도에 미치는 영향을 밝히고자 한다. 그리고 정서적 소진은 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정등에 의해 영향을 받으면서, 동시에 전직의도에 영향을 준다는 연구결과에 기초하여 정서적 소진을 매개변수로 가정하고, 역할과부하와 고용불안정, 보수불만족이 전직의도에 영향을 미치는 과정에서 의미있는 매개효과를 갖는지에 대해서도 확인하고자 한다. 구체적으로 본 연구가 다루고자 하는 연구문제는 다음과 같다.

첫째, 청소년지도자의 정서적 소진은 전직의도에 정(+)적인 직접효과를 가지는가?

둘째, 청소년지도자의 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정은 정서적 소진에 정(+)
적인 직접효과를 가지는가?

셋째, 청소년지도자의 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정은 전직의도에 정(+)
적인 직접효과를 가지는가?

넷째, 청소년지도자의 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정은 정서적 소진을 매개
변수로 하여 전직의도에 정(+)
적인 매개효과를 가지는가?



II. 연구방법

1. 연구대상

이 연구는 전국의 청소년시설과 기관에서 근무하고 있는 청소년지도자를 대상으로 설문조사를 실시하였다. 설문조사는 2019년 9월 12일부터 10월 11일까지 이루어졌

으며, 전국의 생활권 및 자연권 청소년시설/기관에 종사하면서 청소년지도자로서의 업무를 현재 수행하고 청소년지도자들만을 대상으로 실시하였다. 설문조사는 시도단위에 운영되고 있는 청소년지도자 네트워크, 한국청소년활동진흥원, 시·도 청소년활동진흥센터의 도움을 받아 진행되었으며, 표집방법은 눈덩이 표집방식으로 진행하였다. 설문조사에 응답한 청소년지도자는 총 611명이었으며, 이 중 불성실하게 응답한 설문지 40매를 제외하고 571개가 최종적으로 분석에 사용되었다.

설문에 응답한 청소년지도자의 인구통계학적 특성을 살펴보면, 성별로는 남성 청소년지도자가 195명(34.2%), 여성 청소년지도자가 376명(65.8%)이었다. 조사대상자의 평균 연령은 37.8세였으며, 20세 이상~30세 미만이 150명(26.3%), 30세 이상~40세 미만이 174명(30.5%), 40세 이상~50세 미만이 163명(28.5%), 50세 이상이 84명(14.7%)으로 분포되어 있었다. 결혼여부와 관련해서는 기혼이 322명(56.4%), 미혼이 249명(43.6%)이었다. 조사대상자들의 청소년분야 총 종사경력은 평균 8.00년(표준편차=6.04년)이었으며, 세부적으로는 5년 미만이 215명(37.7%), 5년 이상~10년 미만이 149명(26.1%), 10년 이상~15년 미만이 117명(20.5%), 15년 이상~20년 미만이 62명(10.9%), 20년 이상이 28명(4.9%)이었다. 그리고 현재 근무하고 있는 청소년시설에서의 근무기간은 평균 4.93년(표준편차=4.37년)이었으며, 세부적으로는 1년 미만이 135명(23.6%), 1년 이상~3년 미만이 158명(27.7%), 3년 이상~5년 미만이 117명(20.5%), 5년 이상~7년 미만이 66명(11.6%), 7년 이상~9년 미만이 34명(6.0%), 9년 이상~11년 미만이 45명(7.9%), 11년 이상이 76명(13.3%)이었다. 조사대상자가 근무하고 있는 시설유형과 관련해서는 청소년수련관이 209명(36.6%)으로 가장 많았으며, 그 다음으로 청소년문화의집 152명(21.9%), 방과후아카데미 80명(14.0%), 기타(청소년특화시설, 청소년재단, 쉼터, 학교밖청소년센터 등) 141명(24.7%)의 순이었다. 고용형태로는 정규직이 400명(70.1%), 비정규 계약직이 171명(29.9%)이었다.

2. 측정도구

1) 전직의도

전직의도(occupational turnover)는 청소년지도자가 현재 자신이 수행하고 있는 직업분야를 떠나서 청소년지도자가 아닌 다른 직업분야로의 전환하고자 하는 의도를 의미하는 것으로, 본 연구에서는 Mobley, Horner, & Hollingsworth(1978)의 전직

의도 척도를 길웅(2006)이 한국적 상황에 맞게 번안하여 사용한 직업이직의도 관련 문항을 청소년지도자에 맞게 수정하여 사용하였다. 측정문항은 2개의 문항으로 구성하였으며, 점수가 높을수록 이직의도가 높다는 것을 의미한다. 측정방법은 5점 Likert 척도를 사용하였으며, Cronbach's α 계수는 .786으로 양호하게 나타났다.

2) 정서적 소진

정서적 소진(emotional exhaustion)은 소진(burnout)의 3가지 하위요인 중 하나로서, 정서적으로 지치고 탈진된 상태를 의미하는 것으로(홍은지 외, 2018), 본 연구에서는 Demerouti, Bakker, Nachreiner, Schaufeli(2001)이 개발한 OLBI(Oldenburg Burnout Inventory)를 박상언과 김민용(2006)이 한국적 상황에 맞게 번안한 척도 중에서 고갈(exhaustion)과 관련된 문항을 사용하였다. 측정문항은 4개의 문항으로 구성하였으며, 점수가 높을수록 정서적 소진이 크다는 것을 의미한다. 측정방법은 5점 Likert 척도를 사용하였으며, Cronbach's α 계수는 .863으로 양호하게 나타났다.

3) 역할과부하

역할과부하(job overload)란 구성원에게 부여된 업무가 조직에서 주어진 시간과 능력에 비해 지나치게 많다고 느끼는 것을 의미하는 것으로, 본 연구에서는 김하연(2014)과 최병권(2013), 양종평(2012)의 연구에서 활용된 역할과부하 측정문항을 토대로 측정도구를 구성하였다. 측정문항은 4개의 문항으로 구성하였으며, 점수가 높을수록 역할과부하가 크다는 것을 의미한다. 측정방법은 5점 Likert 척도를 사용하였으며, Cronbach's α 계수는 .901로 양호하게 나타났다.

4) 급여불만족

급여불만족은 청소년지도자가 자신이 근무하고 있는 기관에서 받는 급여에 대해 불만족하는 정도를 의미하며, 본 연구에서는 이미옥(2011)과 문호영(2011), 강원희(2010)의 연구에서 급여나 보수에 대한 만족정도를 측정하기 위해 활용된 문항을 토대로 측정도구를 구성하였다. 측정문항은 총 3개의 문항으로 구성하였으며, 점수가 높을수록 급여에 대한 불만이 높다는 것을 의미한다. 측정방법은 5점 Likert 척도를 사용하였으며, Cronbach's α 계수는 .856으로 양호하게 나타났다.

5) 고용불안정

고용불안정은 청소년지도자가 느끼고 있는 자신의 고용에 대한 불안정의 정도를 의미하는 것으로, 직장의 불확실성, 실직의 염려, 부정적 변화가능성 등을 의미하거나 직장상실의 가능성을 인식하고 그에 대한 정서적 두려움을 포괄하는 개념이다(강은나, 2011; 홍은지, 천덕희, 이영광, 2018). 본 연구에서는 청소년지도자의 고용불안정을 측정하기 위하여 장세진, 고상백(2005)이 개발한 한국인의 직무스트레스 측정도구(KOSS)에서 직무불안정성과 관련된 3개의 문항을 발췌하여 사용하였다. 측정방법은 5점 Likert 척도를 사용하였으며, Cronbach's α 계수는 .784로 양호하게 나타났다.

3. 자료처리

조사대상자의 인구통계학적 특성을 확인하기 위해 SPSS 25를 활용하여 빈도 및 기술통계 분석을 실시하였다. 그리고 <그림1>에 제시된 “변인들간의 가설적 인과모델”의 적합도를 검증하기 위하여 Amos 22를 이용하여 공변량 구조분석을 실시하였으며, 모수추정을 위해서는 최대우도법(Maximum Likelihood Method)을 적용하였다. <그림1>에 제시된 가설적 인과모델에서 잠재변수는 총 5개이며, 잠재변수인 전직 의도에는 2개의 측정변수가, 정서적 소진에는 4개의 측정변수가, 역할과부하에는 4개의 측정변수가, 급여불만족과 고용불안정에는 각각 3개의 측정변수가 할당되었다.

연구문제와 관련된 가설검증을 위해 사용된 자료분석 기법은 크게 두 가지였다. 우선 첫째는 <그림1>에 제시된 “변인들간의 가설적 인과모델”의 적합도를 검증하는 것이다. 이와 관련하여 본 연구에서는 모델 카이자승(χ^2), RMSEA(root mean square error of approximation), GFI(goodness-of-fit index), NFI(normed fit index), AGFI(adjusted goodness-of-fit index), CFI(comparative fit index), RMR(root mean square residual) 적합도 지수를 활용하였다. RMSEA와 RMR은 .05이하이면 양호한 모델로 판단하였으며, NFI, GFI, AGFI, CFI는 .90보다 크면 양호한 모델인 것으로 판단하였다(김기영, 강현철, 2001; 문수백, 2018; 조현철, 1999). 또한 Amos 22는 보다 나은 모델을 찾는 데 도움을 주기 위해 다양한 세부지수(표준차이, 추가지수, 교정지수, 다중산관자승 χ^2 , 결정계수 등)를 제공한다. 즉, 가설적 모델이 부적합할 경우 교정지수를 확인하여 경로(path)를 추가하는 식으로 모델수정을 진행하며, 반대로 가설적 모델이 적합할 경우에는 적합도를 훼손하지 않는 범위에서 통계적

유의성이 없는 경($t(\pm 2)$)를 제고하는 식으로 모델 간명화를 시도하게 된다. 이러한 과정을 거치게 되면 자료에 적합하면서도 이론적으로도 간명한 모델확인이 가능하게 된다(김진호, 2008, 2016).

둘째, 적합도 검증 결과 가설적 인과모델이 적합한 것으로 판정되면, 연구가설을 검증하기 위해 잠재변수들 간에 설정한 경로계수의 유의도를 검증하였다. 각 변수들 간에 존재하는 경로계수의 통계적 유의성은 유의수준 .05에서 판정하였다.

III. 연구결과

구조방정식 분석의 원자료로 투입된 각 변수간의 공변량 매트릭스는 <표 1>과 같다.

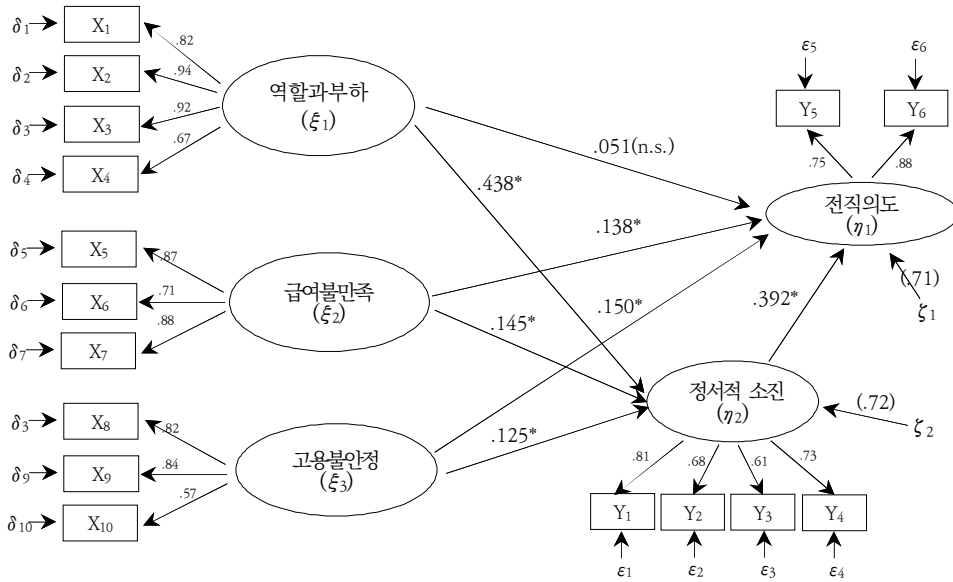
<표1> 측정변수간 공변량 매트릭스(covariance matrix)¹⁾

변인	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8	x9	x10	y1	y2	y3	y4	y5	y6
x1	1.187															
x2	.908	1.157														
x3	.882	1.023	1.205													
x4	.662	.737	.781	1.245												
x5	.242	.227	.182	.121	1.275											
x6	.318	.342	.276	.200	.643	.843										
x7	.252	.238	.154	.125	.907	.592	1.103									
x8	.183	.123	.147	.210	.238	.112	.240	1.217								
x9	.050	.053	.059	.124	.172	.090	.152	.827	1.178							
x10	.054	.054	.061	.051	.058	.006	.088	.426	.470	.749						
y1	.426	.424	.413	.344	.184	.194	.219	.158	.106	.084	1.129					
y2	.303	.301	.309	.255	.134	.148	.200	.229	.102	.086	.678	1.185				
y3	.319	.342	.362	.292	.165	.192	.237	.140	.179	.112	.523	.439	1.044			
y4	.404	.399	.418	.380	.196	.198	.271	.223	.111	.061	.707	.578	.531	1.285		
y5	.157	.164	.118	.162	.222	.083	.261	.251	.177	.105	.267	.727	.258	.357	1.015	
y6	.338	.329	.343	.287	.267	.137	.313	.297	.182	.124	.395	.358	.337	.469	.774	1.375
Mean	3.25	3.21	3.07	2.98	3.56	3.95	3.71	2.63	2.67	3.01	3.43	2.95	3.18	2.89	2.23	2.84
S D	1.09	1.08	1.10	1.12	1.13	.91	1.05	1.10	1.09	.87	1.06	1.09	1.02	1.13	1.01	1.17

1) 표에서 X₁=역할과부하1, X₂=역할과부하2, X₃=역할과부하3, X₄=역할과부하4, X₅=급여불만족1, X₆=급여불만족2, X₇=급여불만족3, X₈=고용불안정1, X₉=고용불안정2, X₁₀=고용불안정3, Y₁=정서적 소진1, Y₂=정서적 소진2, Y₃=정서적 소진3, Y₄=정서적 소진4, Y₅=전직의도1, Y₆=전직의도2를 의미함.

1. 가설적 인과모델의 적합도 분석

본 연구에서 설정한 가설적 인과모델의 적합도를 분석한 결과는 [그림2]와 같다. 그리고 가설적 인과모델의 적합도를 평가하기 위해 본 연구에서 적합도 판정지수로 선정된 모델 카이제곱(χ^2), RMSEA, NFI, GFI, AGFI, CFI, RMR에 대한 판정결과는 <표2>와 같다.



<그림2> 변인들간의 가설적 인과모델에 대한 검증결과2)

<표2> 가설적 인과모델에 대한 적합도 지수 판정결과

적합도지수명	χ^2 (df)/의의도	RMSEA	NFI	GFI	AGFI	CFI	RMR
적합도지수	220.9(94)/p<.05	0.049	.952	.955	.934	.972	.047
적합도기준	p >.05	<.05	>.90	>.90	>.90	>.90	<.05
판정결과	부적합	적합	적합	적합	적합	적합	적합

2) 표에서 X₁=역할과부하1, X₂=역할과부하2, X₃=역할과부하3, X₄=역할과부하4, X₅=급여불만족1, X₆=급여불만족2, X₇=급여불만족3, X₈=고용불안정1, X₉=고용불안정2, X₁₀=고용불안정3, Y₁=정서적 소진1, Y₂=정서적 소진2, Y₃=정서적 소진3, Y₄=정서적 소진4, Y₅=전직의도1, Y₆=전직의도2를 의미함.

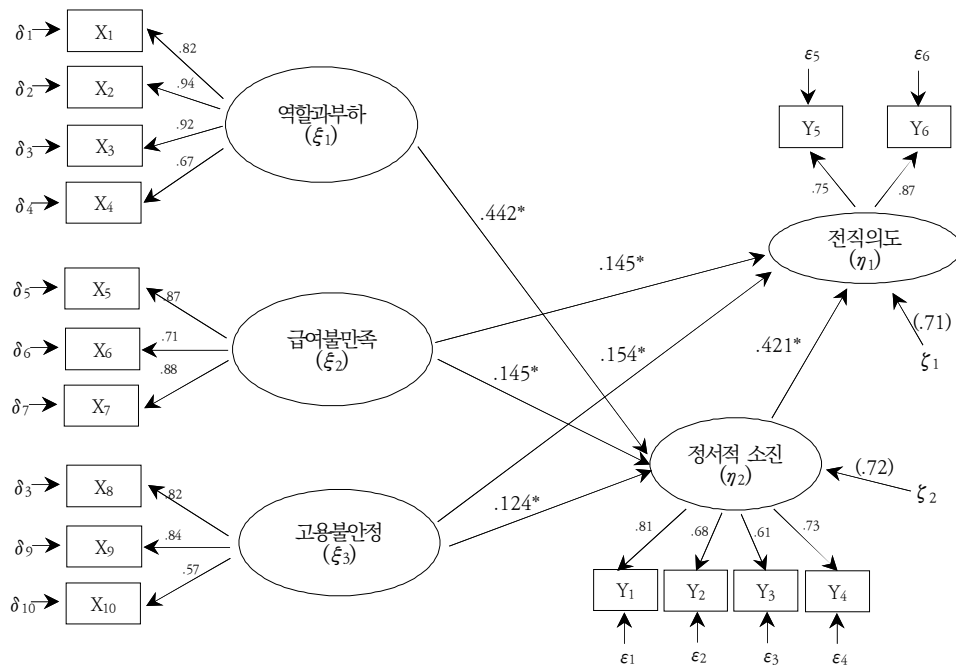
〈표2〉에 제시된 가설적 모델의 적합도 검증결과를 살펴보면, 모델 카이자승(χ^2)은 220.9/df=94, RMSEA=0.049, NFI=0.952, GFI=.955, AGFI=.934, CFI=.972, RMR=.047로서, 모델 카이자승(χ^2)을 제외한 나머지 모든 적합도 지수들(RMSEA, NFI, GFI, AGFI, CFI, RMR)은 가설적 인과모델이 적합한 것으로 판정하고 있다. 그리고 모델 카이자승(χ^2)은 표본의 크기에 민감하게 반응한다는 특징을 지니고 있기 때문에 모델이 제대로 되고 모델검증의 조건이 충족된 상태에서도 표본의 크기가 매우 크면(일반적으로 표본수가 200이상) 모델 카이자승(χ^2)은 통계적 의의도를 가지게 되는 경향이 있으므로 모델이 부적합하게 판정되기가 쉽다는 점 때문에 표본의 크기가 충분히 크다면 모델 카이자승(χ^2)지수는 너무 엄격하게 적용하지 않도록 제안되고 있다(조현철, 1999). 본 연구에서 설정한 가설적 모델의 경우에는 표본수가 571명으로 상당히 크다고 할 수 있다. 결과적으로 본 연구에서 엄격하게 적용할 수 없는 모델 카이자승(χ^2)지수를 제외한 나머지 모든 지수들이 적합하다고 판정하고 있으므로 가설적 인과모델은 적합하다고 판정할 수 있으며, 가설적 인과모델은 관찰자료에 의해 지지되고 있다고 할 수 있다.

2. 모델의 수정

〈그림2〉의 가설적 인과모델의 적합도 검증결과 적합하다고 판정되었으므로, 모델의 적합도를 훼손하지 않는 범위 내에서 모델의 간명화를 시도하였다. 모델 간명화를 위하여 각 경로의 고정지수인 t값을 살펴본 결과 〈그림2〉의 가설적 인과모델에 포함된 모든 경로 중 1개의 경로 즉, ‘역할과부하(ξ_1)→전직의향(η_1)’에서 t값의 절대값이 1.96보다 작은 .958로 나타났다. 경로계수가 통계적으로 유의하지 않은 경로를 제거한 후 적합도 검증을 실시한 결과, ‘역할과부하(ξ_1)→전직의향(η_1)’의 경로를 제거하더라도 적합도가 훼손되지 않았으며, 모델 카이자승(χ^2)과 RMSEA, AGFI의 값은 오히려 증가함으로써 수정모델이 가설모델보다 적합도가 좋아지는 것으로 나타났다. 따라서 이 경로는 가설적 인과모델에서 제거하였다. 수정된 최종모델은 〈그림3〉과 같다. 그리고 수정된 모델의 적합도지수는 〈표 3〉과 같다.

〈표3〉 수정모델에 대한 적합도 지수 판정결과

적합도지수명	χ^2 (df)/의의도	RMSEA	NFI	GFI	AGFI	CFI	RMR
적합도지수	221.8(95)/ $p < .05$	0.048	.952	.955	.935	.972	.0047
적합도기준	$p > .05$	$< .05$	$> .90$	$> .90$	$> .90$	$> .90$	$< .05$
판정결과	부적합	적합	적합	적합	적합	적합	적합



〈그림3〉 수정모델에 대한 검증결과³⁾

3. 변수간 인과관계 검증

수정모형 내에서의 변인 간 관계를 나타내는 경로계수는 위에 제시된 〈그림3〉과 같다. 그리고 가설적 인과모형내 변인들 사이에 존재하는 직접효과와 간접효과 그리고 변인군(독립변수, 매개변수, 종속변수)별 설명량을 요약하여 제시하면 〈표4〉와 같다.

3) 표에서 X_1 =역할과부하1, X_2 =역할과부하2, X_3 =역할과부하3, X_4 =역할과부하4, X_5 =급여불만족1, X_6 =급여불만족2, X_7 =급여불만족3, X_8 =고용불안1, X_9 =고용불안2, X_{10} =고용불안3, Y_1 =정서적 소진1, Y_2 =정서적 소진2, Y_3 =정서적 소진3, Y_4 =정서적 소진4, Y_5 =전직의도1, Y_6 =전직의도2를 의미함.

〈표4〉 청소년지도자의 전직의도 관련 변인간의 효과4)

경로유형	경로	직접 효과	간접 효과	전체 효과	전체 설명량
독립변수→매개변수	1. 역할과부하($\xi 1$) → 정서적 소진($\eta 2$)	0.442*	-	0.442*	0.28
	2. 급여불만족($\xi 2$) → 정서적 소진($\eta 2$)	0.145*	-	0.145*	
	3. 고용불안정($\xi 3$) → 정서적 소진($\eta 2$)	0.124*	-	0.124*	
매개변수→종속변수	1. 정서적 소진($\eta 2$) → 전직의도($\eta 1$)	0.421*	-	0.421*	0.29
독립변수→종속변수	1. 역할과부하($\xi 1$) → 전직의도($\eta 1$)	-	0.186*	0.186*	
	2. 급여불만족($\xi 2$) → 전직의도($\eta 1$)	0.145*	0.061*	0.206*	
	3. 고용불안정($\xi 3$) → 전직의도($\eta 1$)	0.154*	0.052*	0.203*	

이상의 분석결과에 기초하여 본 연구의 연구문제에 대한 검증 결과를 제시하면 다음과 같다.

첫째, 청소년지도자의 정서적 소진은 전직의도에 정(+)적인 직접효과를 가질 것이라는 가설은 수용되었다. 전직의도에 대한 정서적 소진의 경로계수(표준화 회귀계수)는 .421($p < .05$)인 것으로 나타났다. 따라서 청소년지도자의 정서적 소진은 전직의도에 통계적으로 유의한 영향을 주며, 정서적 소진이 증가할수록 전직의도는 높아진다고 할 수 있다.

둘째, 청소년지도자의 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정은 정서적 소진에 정(+)적인 직접효과를 가질 것이라는 가설은 모두 수용되었다. 즉 청소년지도자의 정서적 소진에 대한 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정의 경로계수(표준화 회귀계수)들을 살펴보면 역할과부하는 .442($p < .05$), 급여불만족은 .145($p < .05$), 고용불안정은 0.124($p < .05$)로 나타났다. 따라서 청소년지도자가 느끼는 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정은 청소년지도자의 정서적 소진에 정(+)적인 영향을 미친다고 할 수 있다. 즉, 청소년지도자가 느끼는 역할과부하의 정도가 높을수록, 급여불만족의 수준이 높을수록, 고용불안정의 수준이 높을수록 청소년지도자의 정서적 소진은 높아진다고 할 수 있다.

셋째, 청소년지도자의 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정은 전직의도에 정(+)적인 직접효과를 가질 것이라는 가설은 부분적으로 수용되었다. 우선 청소년지도자의 전직의도에 대한 급여만족도와 고용불안정의 경로계수(표준화 회귀계수)를 살펴보면, 급여불만족은 .145($p < .05$), 고용불안정은 .154($p < .05$)로 나타났다. 따라서 청소년지

4) 주1: -는 수정모델에서 “해당없음”을 의미함
 주2: *는 $p < .05$ 에서 의미있음을 의미함.

도자의 급여불만족과 고용불안정의 수준이 높을수록 전직의도에 대한 직접효과는 높아진다고 할 수 있다. 반면 청소년지도자의 역할과부하는 전직의도에 정적인 직접효과를 갖지 않은 것으로 나타났다. 즉, 청소년지도자의 전직의도에 대한 역할과부하의 경로계수(표준화 회귀계수)는 가설적 인과모델에서 .051로 나타났지만, 통계적으로는 유의미하지 않은 것으로 나타났다($p>0.5$). 따라서 역할과부하는 청소년지도자의 전직의도에 직접적인 영향을 미치지 않는다고 할 수 있다.

넷째, 청소년지도자의 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정은 정서적 소진을 매개변수로 하여 전직의도에 정(+)-적인 매개효과를 가질 것이라는 가설을 검증하기 위해 부스트랩 기법을 실시하였다. 부스트랩 기법은 간접효과의 통계적 유의성을 검증하는 기법으로, 각 간접효과의 95% 신뢰구간 내에 0이 포함되지 않으면 해당 간접효과가 통계적으로 유의하다는 결론을 내리게 된다. 연구모형에는 “역할과부하→정서적 소진→전직의도”, “급여불만족→정서적 소진→전직의도”, “고용불안정→정서적 소진→전직의도” 등 총 3개의 매개경로가 존재하며, 부스트랩 기법에 의해 매개효과를 검증한 결과 3개의 매개경로 모두에서 하한값과 상한값이 0을 포함하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 청소년지도자의 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정은 정서적 소진을 매개변수로 하여 전직의도에 정(+)-적인 매개효과를 가질 것이라는 가설은 모두 수용되었다. 청소년지도자의 정서적 소진을 매개변수로 하여 전직의도에 간접적인 영향을 미치는 경로계수(표준화 회귀계수)들을 살펴보면 역할과부하는 .186($p<.01$), 급여불만족은 .061($p<.01$), 고용불안정은 .052($p<.05$)로 나타났다. 따라서 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정은 정서적 소진을 매개로 하여 전직의도에 정적인 영향을 미친다고 할 수 있다.

〈표5〉 Bootstrap 기법을 이용한 매개효과 유의성 검증결과⁵⁾

경로	비표준화 경로계수	표준화 경로계수	표준 오차	95% 신뢰구간	
				하한값	상한값
1. 역할과부하(ξ_1) → 정서적 소진(η_2) → 전직의도(η_1)	0.159	0.186**	0.030	0.135	0.236
3. 급여불만족(ξ_2) → 정서적 소진(η_2) → 전직의도(η_1)	0.050	0.061**	0.023	0.028	0.107
3. 고용불안정(ξ_3) → 정서적 소진(η_2) → 전직의도(η_1)	0.044	0.052*	0.025	0.014	0.100

5) 주1: 부스트랩 샘플수는 500개

주2: * : $p<.05$ ** : $p<.01$

IV. 결론

본 연구에서는 청소년지도자의 역할과부하와 고용불안정, 보수불만족이 정서적 고갈과 전직의도에 영향을 미치는지를 밝히는데 목적을 두고 수행되었다. 청소년지도자의 전직의도란 청소년지도자가 현재 자신이 수행하고 있는 청소년지도자의 직종을 떠나서 다른 직종으로 전환하고자 하는 의도를 의미한다. 그리고 이러한 청소년지도자의 전직의도는 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정에 의해 영향을 받는다고 가정하였다. 뿐만 아니라 정서적 소진은 전직의도에 영향을 주기도 하지만 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정에 의해서도 영향을 받는다는 선행연구결과에 기초하여 정서적 소진을 매개변수로 가정하였다. 이러한 맥락에서 본 연구에서는 청소년지도자의 정서적 소진을 전직의도에 영향을 미치는 중요한 매개변수로 가정하고, 청소년지도자의 역할과부하와 고용불안정, 보수불만족이 정서적 고갈과 전직의도에 미치는 영향력을 구조방정식 모형을 적용하여 검증하였다. 본 연구를 통해 나타난 연구결과를 요약하고, 연구결과의 중요사항에 대해 논의하면 다음과 같다.

첫째, 청소년지도자의 정서적 소진은 전직의도에 정적인 직접효과를 갖는 것으로 나타났다. 이 결과는 정서적 소진이 전직의도에 정적인 영향을 미친다는 기존의 선행연구(류상란, 2000; 박형인 외, 2011; 윤향숙, 2016; 이재영, 김진숙, 2011; 홍현장, 2004)를 지지하는 결과이다. 뿐만 아니라 전직의도에 대한 정서적 소진의 경로계수(표준화 회귀계수) 값은 .421($p < .05$)로 다른 변수들의 경로계수와 비교했을 때 경로계수 값이 가장 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 청소년지도자에게 있어서도 정서적 소진은 전직의도를 설명하는 중요한 변수임을 재확인한 결과라고 할 수 있다. 따라서 청소년지도자의 전직의도를 감소시키는데 있어서 정서적 소진은 매우 핵심적인 요소라고 할 수 있으며, 향후 청소년기관의 인적자원관리 전략을 수립할 때 필수적으로 고려해야 할 사항이라고 할 수 있다.

둘째, 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정이 청소년지도자의 정서적 소진에 미치는 영향을 분석한 결과 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정은 모두 정서적 소진에 정적인 직접효과를 갖는 것으로 나타났다. 이 결과는 열악한 근무조건과 과도한 직무요구가 정서적 소진에 영향을 미친다는 기존의 선행연구들(김현미 외, 2010; 문호영, 2012; 박선영, 조아미, 2012; 박성호, 2001; 박희현, 2005; 신강현, 오인수, 2004; 안선희, 김지은, 2007; 윤아람, 조하나, 2013; 장미화, 2012; 최한나 외, 2013;

Bakker & Demerouti, 2001; Lee & Ashforth, 1996)을 지지하는 것으로, Bakker와 Demerouti(2001)에 의해 개발된 직무요구-자원모형(job demand-resource model: JD-R)이 청소년지도자의 근무상황에서도 타당성을 갖는다고 할 수 있다. 따라서 청소년지도자의 정서적 소진을 감소시키기 위해서는 과도한 직무요구를 줄이고, 급여불만족과 고용불안정성을 감소시키는 방향으로의 대책마련이 반드시 필요하다고 할 수 있다.

셋째, 청소년지도자의 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정이 전직의도에 미치는 영향을 분석한 결과, 급여불만족과 고용불안정은 전직의도에 정적인 직접효과를 갖는 것으로 나타났다. 이 결과는 급여불만족과 고용불안정이 전직의도에 영향을 미친다는 기존의 선행연구들(김상욱, 유홍준, 2002; 양계민, 한도희, 2013; 이재영, 김진숙, 2011; 조연기, 현성민, 2002; 홍선희, 양계민, 2009)의 연구결과를 지지하는 것으로, 이들 변수들은 청소년지도자들의 전직의도를 낮추는데 있어서 중요한 변수임을 실증적으로 지지하는 결과이다. 따라서 청소년지도자의 전직의도를 감소시키기 위해서는 급여에 대한 만족감과 고용의 안정성을 향상시키기 위한 구체적인 대책들이 마련될 필요가 있다고 하겠다. 반면 역할과부하는 전직의도에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이 결과는 과도한 업무량과 불만족스러운 근무환경이 이직의도에 유의미한 영향을 미친다는 선행연구(홍선희, 양계민, 2009)와 일치하지 않는 것으로, 청소년기관에서 청소년지도자의 역할과부하가 곧바로 전직의도로 연결되는 직접적인 영향력은 갖지 않는다고 할 수 있다.

넷째, 청소년지도자의 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정은 정서적 소진을 매개로 하여 전직의도에 유의미한 영향을 미치는지를 검증한 결과 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정은 모두 정서적 소진을 매개로 하여 유의미한 간접효과를 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과들을 종합적으로 살펴봤을 때 급여불만족과 고용불안정은 전직의도에 직접적인 영향력뿐만 아니라 정서적 소진을 매개로 전직의도에 간접적인 방식으로도 영향력을 갖는다고 할 수 있다. 반면 역할과부하는 전직의도에 직접적인 영향력을 갖지는 않지만, 정서적 소진을 매개로 전직의도에 간접적인 영향력을 갖는다고 할 수 있다. 이러한 결과는 역할과부하가 청소년지도사의 직무와 관련된 것으로서, 심리적 소진은 직무환경의 영향을 크게 받는다는 선행연구(박미진 외, 2016)를 지지하는 결과이다. 그리고 직업선택시 자신에게 부여될 역할과 근무시간 등에 대해 인지하고 있었기 때문에 과도한 업무로 인해 직무스트레스를 받는다고 하더라도 그것이 곧바로 이직이나 전직으로 연결되지 않는다는 권혜진(2008)의 주장을 지지하는 결과

이다. 따라서 청소년지도자의 임금수준과 고용조건은 정서적 소진과 전직의도에 모두 의미있는 직접효과를 갖지만 직무요구와 관련된 역할과부하는 정서적 소진을 강화시킴으로써 전직의도에 간접적인 효과를 갖는다고 할 수 있다.

다섯째, 본 연구는 청소년지도자의 열악한 업무환경과 과도한 직무요구에 초점을 맞춰서 전직의도에 대한 영향관계와 정서적 소진이 매개변수의 기능을 하는지를 중점적으로 분석하였다. 하지만 본 연구에서 설정한 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정은 정서적 소진을 28% 설명하였으며, 역할과부하와 급여불만족, 고용불안정, 정서적 소진 등 4개의 변인은 전직의도를 29% 설명한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 본 연구에서 설정한 3개의 독립변수 이외에도 정서적 소진이나 전직의도의 설명변수로 고려해야 할 변수들이 많다는 점을 시사한다. 예컨대 정서적 소진만 하더라도 직무요구(job demands) 뿐만 아니라 직무자원(job resources) 관련 변인들이 포함되어 설명될 수 있다. 그리고 소진에 영향을 미치는 요인과 관련하여 개인적 요인과 직무 및 조직환경적인 관점에서 고려해 볼 만한 변수들이 충분히 많다. 따라서 향후 연구에서는 청소년지도자의 전직의도에 영향을 줄 수 있는 다양한 변인들에 대해서도 심도있게 탐색하는 연구들이 활발하게 이루어질 필요가 있다.

참고문헌

- 강원희(2010). 청소년지도사의 직무만족과 조직몰입이 고객지향성에 미치는 영향이 수도권 청소년기관을 중심으로. 중앙대학교 사회개발대학원 석사학위논문.
- 강은나(2011). 사회적기업 근로자의 직무요구와 고용불안정성이 직장만족에 미치는 영향. 사회적 미션 지향성의 조절효과 검증. 보건사회연구, 31(2), 237-269.
- 권혜진(2008). 보육교사의 직무스트레스가 이직의도 및 전직의도에 미치는 영향과 개인적 성취감의 조절효과. 한국지역사회생활과학회지, 19(4), 597-609.
- 길용(2006). 전문가주의 및 절차공정성 인식이 전문분야 및 조직몰입을 통한 이직의도에 미치는 영향에 관한 연구: 우리나라 공인회계사를 중심으로. 경희대학교 대학원 박사학위논문.
- 길은배, 문성호, 이미리(2007). 청소년지도사의 근로환경 실태와 개선방안. 청소년학연구, 14(1), 237-261.
- 김기영, 강현철(2001). LISREL을 이용한 구조방정식모형의 분석. 서울: 자유아카데미.

- 김상욱, 유홍준(2002). 직무만족과 이직의사의 행태학적 결정요인: 전국 패널자료를 사용한 GLM 및 GEE 추정. 한국사회학, 35(1), 51-58.
- 김진호(2008). 청소년활동프로그램 참여자의 몰입경험 결정요인 구조분석. 미래청소년학 회지, 5(4), 1-25.
- 김진호(2016). 청소년지도자의 개인자원과 직무자원, 보수만족이 일몰입과 근무지속의 지에 미치는 영향: 직무요구-자원(JD-R)모형의 관점에서. 청소년문화포럼, 46, 7-36.
- 김하연(2014). 직업요구 특성이 직무스트레스에 미치는 영향에 관한 연구. 단국대학교 대학원 석사학위논문.
- 김현미, 최인화, 권현용(2010). 청소년상담자의 직무환경, 자아탄력성, 상담자활동자기효능 감이 상담자 소진에 미치는 영향. 인문학논총, 15(2), 173-194.
- 김혜경(2010). 직무환경, 완벽주의, 사회적 지지가 교사의 소진에 미치는 영향: 교사효능감 의 매개효과. 안양대학교 대학원 박사학위논문.
- 남선이, 남승규, 남미애(2006). 사회복지생활시설 종사자의 자기효능감과 요인별 직무만족 이 전반적 직무만족에 미치는 영향.
- 류상란(2000). 사회복지전담공무원의 직무환경과 소진현상에 관한 연구. 대구가톨릭대학 교 대학원 석사학위논문.
- 문수백(2018). 구조방정식모델링의 이해와 적용. 서울: 학지사.
- 문호영(2012). 청소년지도사의 소진유형에 관한 연구. 중앙대학교 대학원 박사학위논문.
- 박상연, 김민용(2005). 직무요구와 직무소진(job Burnout) 그리고 조직공정성 요인간의 관계에 관한 연구. 경영학연구, 35(2), 367-388.
- 박선영, 조아미(2012). 직무요구, 직무통제, 사회적 지지가 청소년지도자의 소진에 미치는 영향. 청소년문화포럼, 32, 39-63.
- 박성호(2001). 상담의 직무환경에서의 위험요소와 사회적 지지가 상담자의 심리적 소진에 미치는 영향. 이화여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 박형인, 남숙경, 양은주(2011). 직무소진과 직무태도 및 이직의도의 관계: 메타분석 문헌고 찰. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 24(3), 457-491.
- 박희현(2007). 상담자의 의욕상실 관련 변인 고찰. 놀이치료연구, 10(1), 19-34.
- 신강현, 오인수(2004). 직무만족과 이직의도 예측시 직무열의의 중요성. 한국심리학회; 산업 및 조직심리학회 학술발표 논문집, 1, 244-245.
- 안선희, 김지은(2007). 영아 및 유아보육교사의 개인적 특성, 근무여건, 사회적 지지가 소진에 미치는 영향, 열린유아교육연구, 12(5), 147-164.

- 안종배, 김기남, 김지수, 김태완, 배정수, 임종진, 전우진(2015). 2015 청소년지도자 복지제도 기초 연구보고서. 천안: 국립중앙청소년수련원 청소년지도자연수센터.
- 양계민, 한도희(2013). 청소년방과후아카데미 실무자의 개인요인, 보수요인 및 가치요인이 이직의도에 미치는 영향. 청소년학연구, 20(11), 305-333.
- 양종평(2012). 직무요구가 직무소진에 미치는 영향에 관한 연구: 직무통제와 자기효능감의 조절효과를 중심으로. 한성대학교 대학원 석사학위논문.
- 윤아람, 조하나(2013). 청소년 상담자의 업무환경 및 개인내적 요인과 심리적 소진과의 관계. 사회과학연구, 52(2), 193-224.
- 윤향숙(2016). 청소년방과후아카데미 종사자의 직무소진, 경력정체, 직무착근도가 이직의도에 미치는 영향. 한국방송통신대학교 대학원 석사학위논문.
- 이기은(2000). 경력몰입의 결정요인과 경력몰입이 구성원의 태도에 미치는 영향. 서강대학교 대학원 박사학위논문.
- 이미옥(2011). 치과위생사의 직무만족, 조직몰입, 행복감에 영향을 미치는 요인. 인제대학교 대학원 박사학위논문.
- 이수영, 정기수(2012). 청소년지도사의 조직공정성 인식이 조직몰입과 이직의도에 미치는 영향. 청소년학연구, 19(4), 271-291.
- 이재영, 김진숙(2011). 아동복지시설에 종사하는 교사의 소진이 이직의도에 미치는 영향. 아동교육, 20(4), 79-98.
- 장미화(2012). 업무환경 위험요소가 상담자 소진에 미치는 영향: 개인자존감과 집단자존감의 역할. 가톨릭대학교 대학원 석사학위논문.
- 장세진, 고상백(2005). 한국인 직무 스트레스 측정도구(KOSS). 스트레스, 13(3), 183-197.
- 조현철(1999). 구조방정식모델. 서울: 석정.
- 최병권(2013). 업무과부하, 직무소진, 이직의도의 관계에서 직무자율성과 경력성장기회의 조절효과. 조직과 인사관리연구, 37(4), 145-170.
- 최한나, 손자영, 이은주(2013). 청소년동반자의 직무요구, 심리적 소진, 이직의도 간의 관계: 심리적 소진의 매개효과. 상담학연구, 14(1), 191-207.
- 홍선희, 양계민(2009). 청소년방과후아카데미 지도자의 이직욕구, 직무만족 및 심리적응에 영향을 미치는 스트레스요인 분석. 한국청소년연구, 20(3), 335-364.
- 홍은지, 천덕희, 이영관(2018). 여행상품상담사의 감정노동과 고용불안이 정서적 소진과 직장-가정갈등 및 직장생활과 가정생활 만족에 미치는 영향. 관광연구저널, 32(3),

157-170.

홍현정(2004). 아동학대예방센터상담원의 이직의도에 관한 연구. 이화여자대학교 대학원 석사학위논문.

Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F., & Schaufeli, W. (2001). The job demands-resources model of burnout. *Journal of Applied Psychology*, 86(3), 499-512.

Johnson, H. A. M., & Spector, P. E. (2007). Service with a smile: Do emotional intelligence, gender, and autonomy moderate the emotional labor process?. *Journal of occupational health psychology*, 12(4), 319.

Lee, R. T., & Ashforth, B. E. (1996). A meta-analytic examination of the correlates of the three dimensions of job burnout. *Journal of Applied Psychology*, 81, 123-133.

Mobley, R. W., Horner, S. O., & Hollingsworth, A. T. (1978). An evaluation of precursors of hospital employee turnover. *Journal of Applied Psychology*, 63(4), 408-414.

Mobley, W. H.(1982). *Employee turnover: cause, consequence, and control*. MA: Addison-Wesley.

Rothwell, W. J.(2005). *Effective succession planning*. NY: AMACOM.

Whitebook, M., & Sakai, L.(2003). Turnover begets turnover: an examination of job and occupational instability among child care center staff. *Early Childhood Research Quarterly*, 18, 273-293.

Abstract

A Structural relationship among job overload, employment instability, pay dissatisfaction emotional exhaustion, occupational turnover intention of youth workers

Kim, Jinho*

The purpose of this study was to explore relationships among job overload, employment instability, pay dissatisfaction, emotional exhaustion, occupational turnover intention of youth workers. A structural equation model was presented to describe the hypothetical causal relationships among variables. In the model, emotional exhaustion of youth workers was assumed as a mediate variable. 571 Youth workers were responded to the questionnaires which was conceived to obtain the measured of five latent variables(job overload, employment instability, pay dissatisfaction, emotional exhaustion, occupational turnover intention). The major findings of this study were as follows. First, emotional exhaustion had positive effects on occupational turnover intention of youth workers. Second, emotional exhaustion was affected directly by job overload, employment instability, pay dissatisfaction, emotional exhaustion, occupational turnover intention. Third, youth workers' occupational turnover intention was affected directly by employment instability, pay dissatisfaction. Fourth, indirect effects of job overload, employment instability and pay dissatisfaction were mediated by emotional exhaustion. All this findings were discussed for youth work organizations and research.

* Professor, Department of Youth Education, Korea National Open University, kjh4662@knou.ac.kr

한국청소년활동연구 제5권 제4호(통권 제11호)

Keyword : youth worker, job overload, employment instability, pay dissatisfaction, emotional exhaustion, occupational turnover intention

투고일 : 2019. 12. 02. 심사일 : 2019. 12. 18. 게재확정일 : 2019. 12. 26.