

청소년의 여가문화활동이 자기조절능력, 학업성취도 및 자아존중감에 미치는 영향: 부의 학력에 따른 차이를 중심으로

차 동 혁*
(서울대학교)

옥 선 화
(서울대학교)

주5일 근무제의 전면 시행 및 여가문화의 확산과 함께 청소년의 여가문화활동의 중요성이 제기되면서 이에 대한 지원이 가족뿐만 아니라 학교와 지역사회, 정부의 정책 단위에서도 이루어지고 있다. 본 연구에서는 이러한 청소년의 여가문화활동이 청소년의 교양을 함양하고 균형 있는 성장을 도모할 것을 목적으로 하는 문화자본으로 인식하고, 여가문화활동이 실제로 청소년의 균형 있는 성장에 영향을 미치는지를 살펴보고자 하였다. 이를 위하여 본 연구에서는 한국청소년정책연구원이 2012년에 실시한 3차 한국아동·청소년패널조사 자료 중 중학교 3학년 1,673명을 대상으로, 여가문화활동이 자기조절능력과 학업성취도, 자아존중감에 영향을 미치는 구조적 관계를 분석하였고, 이 관계가 부의 학력에 따라 차이를 보이는지 확인하였다. 그 결과, 청소년의 여가문화활동은 자기조절능력과 학업성취도, 자아존중감에 모두 유의한 정적 직접효과를 가졌으며, 자기조절능력을 매개로 학업성취도와 자아존중감에 미치는 정적인 간접효과도 유의하였다. 이러한 청소년 여가문화활동의 영향력에 대한 부의 학력의 조절효과는 유의하지 않았다. 이는 부모의 문화자본에 관계 없이 청소년의 여가문화활동이 체화된 문화자본으로 기능하여 청소년의 학업 성취와 자아존중감에 미치는 영향력이 유지된다는 의미이며, 청소년의 균형 있는 성장을 위하여 사회 계층에 관계없이 청소년이 여가문화활동에 참여할 수 있도록 적극 지원해주어야 함을 시사한다.

주요용어: 여가문화활동, 청소년 활동, 자기조절능력, 학업성취도, 자아존중감, 문화자본

이 연구는 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(NRF-2011-413-350-20110028)

* 교신저자: 차동혁, 서울대학교(hyuk014@gmail.com)

■ 투고일: 2014.1.28 ■ 수정일: 2014.3.13 ■ 게재확정일: 2014.3.17

I. 서론

2011년 7월부터 전면 시행된 주5일 근무제는 성인 직장인들뿐만 아니라 청소년들의 생활패턴에도 큰 변화를 야기하였다. 2000년대에 접어들면서 우리 사회에 점진적으로 확산되던 여가문화가 주5일 근무제의 전면 시행과 함께 성인들과 그 자녀들을 포함한 가족 전체의 삶을 구성하는 중요한 틀거리가 되었다. 특히 정규 학과 외의 시간으로 주어진 토요일을 청소년들이 어떻게 사용해야 하는가에 대한 가족, 학교, 사회 및 정부 차원의 논의가 지속되었고, 여러 시행착오를 거쳐 청소년들이 여가를 유용하게 활용할 수 있는 청소년 활동 방안들이 모색되고 있다. 이러한 노력의 일환으로 교육부는 창의적 체험활동이라는 명목으로 청소년들이 다양한 활동을 체험할 수 있도록 지원하고 있다. 또한 개별 가족들도 주말을 이용한 가족 여행 및 문화·예술 관람·체험 활동들에 참여하려는 노력을 기울이고 있다. 이러한 청소년 활동이 다양한 방면에서 효과적이고 충분히 이루어진다면 청소년들의 인성 함양과 문화적 소양 교육에 도움이 될 것으로 보인다.

그러나 늘어난 여가 시간에도 불구하고 우리 사회의 청소년들은 치열한 입시경쟁으로 인해 여가 시간의 상당 부분을 사교육에 투자하는 것이 현실이다. 또한 이로 인한 청소년 스트레스나 자살충동 등 정신건강과 관련한 문제들이 가족 및 사회적 이슈가 되어 있다. 그러다 보니 가족의 의사결정 과정에서 입시나 학업 성취도, 혹은 가시적인 정신 건강 문제와 관련이 없다고 여겨지는 사안들은 우선순위에서 쉽게 밀려나곤 한다. 이러한 이유로 청소년 자녀가 있는 가족이 여행이나 문화 예술 활동, 기타 다양한 체험활동들을 선택하는 것은 부차적인 결정 사항으로 남아 있을 가능성이 높다.

하지만 청소년들이 참여할 수 있는 여러 여가문화활동들은 청소년들에게 일종의 문화자본을 축적하는 기회가 되어 청소년의 학업과 정신건강에 영향을 미칠 수도 있다. Bourdieu는 각 개인이 품위, 세련됨, 교양으로 불리는 활동을 직접 행함으로써 체화된 상태의 문화자본을 축적할 수 있고 내면화할 수 있다고 말한다(Bourdieu et al., 1977). 소위 고급문화에 국한된 Bourdieu의 문화자본의 개념을 확장하여 청소년들의 전인적 성장과 교양 함양을 위한 활동들까지 체화된 문화자본에 포함해서 본다면, 청소년의 균형 있는 성장을 위하여 기획된 수련활동, 교류활동, 문화활동 등 다양한 형태의 체험 활동이나 가족 등과 함께 하는 여행, 문화·예술 활동 등을 포괄하는 여가문화활동은 청소년들이 문화자본을 축적할 수 있는 기회를 제공할 것이다.

이렇게 여가문화활동을 통해 체화된 문화자본은 청소년의 학업적 성취와 정신건강에 직·간접적인 영향을 미칠 수 있다. Bourdieu가 문화자본의 개념을 도입한 초기 이유는 사회계층간의 교육적인 불평등을 설명하기 위한 것이다. 즉, 문화자본의 분포에 따라 학업성취가 다르게 나타난다는 것이다(Bourdieu et al., 1977). 이는 문화자본이 가족 내에서 재생산되어 계층 간에 교육격차가 심화되는 문제점을 지적한 것이지만, 문화자본이 학업 성취와 유의미한 상관관계를 가진다는 교육적 효과를 의미하기도 한다. 실제로 여가문화활동 참여 등을 통한 청소년의 체화된 문화자본은 학업성취도, 학교생활적응 등 학교 교육에 영향을 미치는 것으로 나타났다(고관우·남진열, 2011; 김은미, 2012). 또한 여가문화활동을 통해 체화된 문화자본이 가질 수 있는 정신건강 및 정서적 효과도 무시할 수 없을 것이다. 선행연구에 따르면, 문화자본은 자아존중감, 행복감, 삶의 질 등 청소년의 정서 및 정신 건강에 영향을 미치는 것으로 나타났다(김은미, 2012; 류시영·강방훈, 2012; 서혜은, 2009; 정무성·김은아, 2013; 지명원·조태영, 2012).

이렇게 문화자본이 청소년의 학업성취와 정신건강에 직접적인 영향을 미치기도 하지만, 이들의 관계를 청소년기 발달 과업 중 중요한 심리적 과업인 자기조절능력이 매개할 수도 있다. 자기조절능력은 환경과 상황의 요구에 적절히 대처하며 교육적 장면에서 활동의 강도와 빈도, 지속을 조절할 수 있는 능력으로, 사회화 과정을 통하여 습득되는 것으로 알려져 있다(Kopp, 1982). 청소년의 여가문화활동이 체화된 문화자본, 즉 문화사회화의 과정으로 이해된다면 청소년의 여가문화활동이 자기조절능력을 습득하는 데 중요한 역할을 하는 과정적 요인으로 파악될 수 있을 것이다. 이러한 청소년의 자기조절능력은 자아존중감을 포함한 청소년의 심리발달 과업을 달성하고 정신건강을 증진하는데 핵심적인 역할을 할 뿐만 아니라, 학업성취를 포함한 학교적응에 직접적인 영향을 미치는 요인으로 알려져 있다(김정희·안귀여루, 2013; 임선아, 2013). 따라서 청소년의 자기조절능력은 여가문화활동과 자아존중감 및 학업성취의 관계를 매개할 것으로 보인다.

이에 본 연구에서는 여행, 문화 예술 활동 및 여러 체험활동 등 청소년의 여가문화활동 참여를 문화자본의 체화 과정으로 전제하고, 청소년의 여가문화활동이 자기조절능력과 학업성취도, 자아존중감에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고자 하였다. 또한 자녀의 문화자본 및 학업능력, 정신건강이 부모가 소유한 문화자본의 재생산의 결과일 수도 있으므로 자녀의 문화자본으로서 여가문화활동의 영향력이 부모의 제도화된 문화자본

의 하나인 부의 학력에 따라 차이가 있는지를 확인하고자 하였다. 이를 통해 청소년의 여가문화활동의 교육적 효과와 복지적 가치를 실증하여 청소년 교육 및 복지 정책, 그리고 개별 가족 수준에서 건전한 여가문화활동을 장려하고 활성화함으로써 궁극적으로는 청소년의 균형 있는 성장과 복지를 도모할 수 있는 기초 자료를 제공하고자 하였다.

II. 이론적 배경 및 선행연구 고찰

1. 문화자본과 청소년의 여가문화활동 및 부모의 학력

Bourdieu(1984)에 따르면, 문화자본은 사회 계층의 재생산 메커니즘의 핵심 개념으로서 지배 계층이 전수하려고 하는 언어적이고 문화적인 능력이며 고급 지위 문화에 대한 태도와 선호, 학력 등을 가리킨다. Bourdieu는 문화자본이 객관적 형태, 제도화된 형태, 그리고 체화된 형태로 존재한다고 하였다. 객관적 형태의 문화자본은 그림, 책, 도구, 물건 등의 문화적 재화형태의 자본을 말한다. 제도화된 형태의 문화자본은 학위나 자격증, 졸업장 같은 것으로, 그것을 보유한 사람들을 사회적으로 능력 있는 사람으로 확인시켜 준다. 체화된 형태의 문화자본은 지식, 기술, 품위, 취향, 교양처럼 축적하는데 오랜 시간이 걸리며 그것을 소유한 사람과 물리적으로 분리하여 생각할 수 없는 신체적 성향이다. 체화된 형태의 문화자본은 개인이 교양이라고 불리는 활동을 직접 행함으로써 축적하고 내면화할 수 있다.

이렇게 청소년이 문화자본을 체화할 수 있는 활동으로는 청소년의 교양과 인성 함양을 목적으로 한 여가문화활동을 들 수 있다. 먼저, 청소년의 여가문화활동에는 여행 및 문화 예술 활동이 포함될 수 있을 것이다. 이러한 여가문화활동에 속하는 활동으로는 가족 여행을 포함한 일반적인 여행 및 음악회, 전시회, 영화, 연극, 뮤지컬 관람 등의 문화 활동 등이 있을 것이다. 다음으로, 청소년이 참여할 수 있는 다양한 체험활동들도 청소년의 여가문화활동에 속할 수 있을 것이다. 청소년기본법 제3조 제2호에 따라 청소년의 균형 있는 성장을 위하여 행하는 수련활동, 교류활동, 문화활동 등 다양한 형태의 활동으로 정의될 수 있는 청소년 체험활동은 기본적으로 교육환경의 제도권 내에서 다루어지는 청소년 육성 방법이다(고관우·남진열, 2011). 물론 학교 제도권 밖에서도

공공 또는 사설 기관을 통하여 개별 가족이 직접 선택하는 체험활동도 많이 있다. 이러한 체험활동의 경험은 다양한 영역에서 청소년의 교양을 높여줌으로써 종합적인 문화자본을 축적할 수 있는 수단이 될 것이다. 이와 같은 청소년 체험활동은 일반적으로 건강보조활동, 과학정보활동, 교류활동, 모험개척활동, 문화예술활동, 봉사활동, 자기(인성)개발활동, 직업체험활동, 환경보존활동으로 분류된다(여성가족부, 2010).

청소년의 여가문화활동은 체화된 문화자본의 일부로서 가족의 사회화 과정을 통하여 전수되기도 하므로 부모의 문화자본, 특히 부모의 사회경제적 지위의 영향을 많이 받는 것이 사실이다(김민정, 2003; 남은영·최유정, 2008; 서우석, 2007; 최셋별, 2003). 이러한 사회경제적 지위 중 부모의 학력은 상속된 문화자본으로서 청소년의 획득된 문화자본의 일종인 다양한 여가문화활동에 다층적인 영향을 주는 것으로 보인다. 실제로 서우석(2007)의 연구에서는, 부모의 학력이 개별 가정의 수준에서뿐만 아니라 학교 수준에서도 청소년의 여가 활동 위계에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 청소년 개인의 부모의 학력뿐만 아니라 그 청소년이 속한 학교 내 학생 부모들의 학력 평균은 청소년이 선택하는 여가활동의 위계 수준에 정적인 영향을 미쳤다. 한편, 청소년의 교양과 품위, 인성 함양을 목적으로 최근 학교나 지역사회, 복지기관, 공적 단체 등에서 지원하고 있는 여러 청소년 체험활동은 청소년이 자리한 사회 계층이나 부모의 학력과는 무관하게 체화된 형태의 문화자본을 축적할 수 있는 기회로 작용할 수도 있다(정무성·김은아, 2013). 따라서 부모의 학력에 따라 청소년의 여가문화활동의 차이가 영역별로 달라질 것으로 예상되며, 더 나아가 여가문화활동이 다른 변수들에 미치는 효과에도 부모의 학력차가 일정 부분 관여할 것으로 보인다.

2. 청소년의 여가문화활동과 학업성취도, 자아존중감, 자기조절능력의 관계

문화재생산 이론에 따르면, 세대간 문화자본의 전수를 통해 사회 계층이 재생산되고 학교가 이 과정에서 매우 중요한 역할을 수행한다(Bourdieu, 1997). 지배 계층의 자녀들은 어려서부터 지배문화에 자연스럽게 노출됨으로써 지배문화 선호적인 학교 생활에 잘 적응하게 되고, 보다 나은 학업 성취도를 얻게 된다는 것이다. 외국의 선행연구에 따르면, 문화적 활동경험이 많은 학생들이 높은 학업성취도를 얻었다(DiMaggio & Mohr, 1985).

그러나 이와 관련한 국내의 연구들에서는 일관된 결과를 보이지 않고 있다. 부모의 예술적 취향과 독서 선호 등의 인지적 문화자본이나 자녀의 독서 향유와 같은 문화자본은 학업 성취도에 긍정적 영향을 미치는 반면, 자녀의 문화활동 참여는 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다(김경근·변수용, 2007; 장미혜, 2002). 한국교육고용패널 자료를 활용한 연구에서는 부모와 자녀가 함께 한 문화활동이 중·고등학생 남녀의 학업 성취도에 대체로 정적인 영향을 미쳤으나 부모의 사회경제적 배경변수를 통제한 후에는 영향력이 유의미하지 않게 되거나 부적인 영향을 미치는 것으로 나타나기도 했다(김현주·이병훈, 2007). 반면, 중학생을 대상으로 한 김은미(2012)의 연구에서는 가족의 객관적 문화자본과 부모의 문화적 취향, 학생의 체화된 문화자본, 학생의 문화적 취향 수준이 높을수록 학업 성적이 높은 것으로 나타났다. 또한 2010년 조사된 1차년도 한국아동청소년패널 자료를 활용한 연구에서는 중학교 1학년 학생들의 체험활동 참여 중 봉사활동이나 직업체험활동, 문화예술활동, 과학정보활동, 환경보존활동 등이 학업성취도와 관련이 깊은 학교생활적응의 하위 영역들에 영향을 미치고 있었다(고관우·남진열, 2011). 이처럼 청소년의 문화자본, 특히 문화활동이나 체험활동과 같은 체화된 문화자본과 학업성취도의 관계는 연구마다 비일관적으로 나타나 이들의 관계에 대하여 부모의 사회인구학적 특성이나 가능한 매개변수를 고려하여 좀더 분석해볼 필요가 있을 것이다.

한편, 문화자본과 자아존중감의 관계를 연구한 선행연구는 많지 않다. 그러나 학업성취도와 자아존중감의 상관관계가 대체로 높은 편이며 문화자본이 학업성취도와 깊은 관련이 있는 개념임을 고려할 때, 문화자본이 자아존중감에 긍정적인 영향을 미친다고 추론해볼 수 있다. 실제로 중·고등학생을 대상으로 한 서혜은(2009)의 연구에서는 문화자본과 자아존중감 간에 유의미한 상관을 보였으며, 객관적 문화자본보다 체화된 문화자본이 자아존중감과 더 높은 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 체화된 문화자본으로서 여가문화활동과 관련해서는, 중학생의 동적 여가활동과 정적 여가활동의 잠재구인은 여가만족을 매개로 자아존중감에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(지명원·조태영, 2012). 반면, 아시아태평양잼버리에 참가한 한국청소년스카우트대원을 대상으로 체험활동 만족의 영향력을 분석한 연구에서, 여가 경험으로 참여한 잼버리 체험활동의 만족은 그 하위영역에 따라 자아존중감에 미치는 영향이 일관적이지 않았다(류시영·강방훈, 2012). 예를 들어, 체험활동에 대하여 교육적 만족을 느낄수록 보다 더 긍정적 자기평가를 하고 덜 부정적 자기평가를 하였으나, 휴식적 만족을 느낄수록 긍정

적 자기평가를 덜 하게 되거나 환경적 만족을 느낄수록 부정적 자기평가를 더 하게 되기도 하였다. 이처럼 문화자본으로서 여가문화활동이나 활동 만족과 자아존중감의 관계는 연구에 따라 일치하지 않은 결과를 보이고 있다. 따라서 이들의 관계에 대해서도 가능한 매개변수를 고려하여 분석해볼 필요가 있다.

이와 관련한 매개변수로서, 특히 학업성취와 관련하여 주로 언급되는 것이 자기조절능력이다. 학업성취와 관련하여 자기주도학습능력이나 자기주도성이라고도 자기조절능력은 학습자 스스로 문제를 점검하고 계획하며 수행하고 산물을 만들어내고 평가하는 일련의 과정을 조절하는 능력으로 정의되며, 주로 사회화 과정을 통해 습득된다(김영민·임영식, 2012). 이러한 자기조절능력은 문화자본의 체화 과정 혹은 문화 사회화 과정에 핵심 역할을 하는 청소년의 여가문화활동 수준에 영향을 받는다. 예를 들어, 청소년문화센터에서 실시한 창의적 체험활동 프로그램의 효과성을 검증한 연구에서 창의적 체험활동을 경험한 청소년이 경험하지 않은 청소년보다 자기조절능력의 하위 요인인 학습에 대한 애착, 학습자로서의 자기확신, 학습에 대한 호기심이 유의미하게 높은 것으로 나타났다(팽선훈, 2011). 국제청소년성취포상제 활동 경험도 자기조절능력의 하위영역 중 학습에 대한 애착, 학습자로서의 자기확신, 도전에 대한 개방성, 학습에 대한 책임수용에서 통계적으로 유의한 영향력을 가지는 것으로 나타났다(김진호, 2013). 청소년이 학교에서 쉬는 시간에 이루어지는 여가활동보다 방과 후나 주말, 방학을 이용한 여가스포츠활동 참가 정도가 높을수록 자기조절능력이 높았다는 보고도 있다(이진갑, 2002). 이러한 자기조절능력은 학업성취도를 높여주는 중요한 요인이다. 학습에서의 자기조절능력은 교육의 기본 원리로 제시된 개념으로, 학업성취도를 높이는 결정요인이다. 이는 학습자가 자기조절능력의 향상을 통해 스스로 자신의 학습에 주도권을 가지고 자신의 학습요구를 진단하고 자신의 학습목표를 결정하며 학습에 필요한 인적, 물적 자원을 확보하고 적합한 학습전략을 선택하고 이를 실행하여 성취한 학습결과를 스스로 평가하는 과정과 활동을 통하여 학습의 극대화를 가져오기 때문이다(황정규 외, 2003). 마찬가지로, 자기조절능력은 자아존중감과 밀접한 관계를 맺고 있다. 1977~1987년 간 연구된 자기조절능력과 관련 변인에 대한 메타분석 연구(McCune et al., 1990)에 따르면, 긍정적인 자아개념이 자기조절능력과 유의미한 관계를 갖는 것으로 나타났다. 국내의 연구에서도 자기조절능력은 학교적응뿐만 아니라 자아존중감에도 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(임선아, 2013).

이상과 같이, 체화된 문화자본으로서 중학생의 여가문화활동은 자기조절능력을 매개로 학업성취도와 자아존중감에 영향을 미칠 것으로 예상된다. 그리고 이러한 체화된 문화자본의 영향 과정은 문화재생산 이론에 입각하여 어느 정도 부모의 문화자본이 조절할 것으로 예상된다.

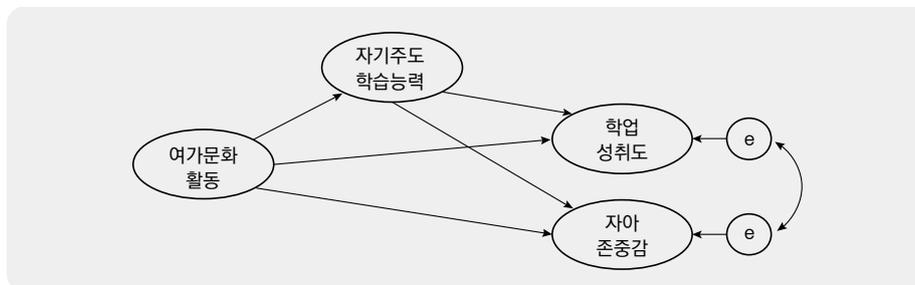
III. 연구문제

이론적 배경 및 선행연구 고찰에 따르면, 청소년의 체화된 문화자본인 여가문화활동은 학업성취도와 자아존중감에 직접 영향을 미치거나 자기조절능력을 통해 간접적인 영향을 미칠 수 있다. 그리고 부모의 문화자본인 부의 학력에 따라 주요 변수들의 수준과 영향력에 차이를 보일 수 있다. 이에 본 연구의 문제는 다음과 같다.

- 연구문제1. 청소년의 여가문화활동, 자기조절능력, 학업성취도, 자아존중감은 부의 학력에 따라 차이가 있는가?
- 연구문제2. 청소년의 여가문화활동은 자기조절능력, 학업성취도, 자아존중감에 영향을 미치는가?
- 연구문제3. 청소년의 여가문화활동이 자기조절능력, 학업성취도, 자아존중감에 미치는 영향력은 부의 학력에 따라 차이가 있는가?

이를 바탕으로 다음과 같이 연구모형을 설정하였다.

그림 1. 연구 모형



IV. 연구방법

1. 연구 대상

본 연구는 아동·청소년의 성장·발달에 관한 경험적 조사연구를 위하여 한국청소년정책연구원이 실시한 『한국아동·청소년패널조사』 중 3차년도(2012년도) 자료를 사용하였다. 2010년에 시작된 한국아동·청소년패널조사는 2016년까지 7개년에 걸쳐 아동·청소년 성장·발달의 다양한 양상을 종합적으로 파악하여 학제간 연구와 관련 정책 개발에 기초자료로 제공하는 것을 목적으로 하고 있다. 2010년 층화다단계추출법으로 표집된 초등학교 1학년과 4학년, 중학교 1학년의 3개 패널 각 2,300여명을 대상으로 매년 조사를 실시하고 있다. 본 연구는 2012년에 실시한 3차 한국아동·청소년패널조사의 중학생 패널, 즉 중학생 3학년 2,259명 중 양친 부모와 동거하는 핵가족에 속한 청소년 1,673명을 대상으로 하였다. 분석에 투입된 주요 변수들의 결측치는 소거법(listwise)으로 처리하였다. 연구 대상자들의 일반적인 특성은 <표 1>과 같다.

표 1. 연구 대상자의 일반적 특성

(N=1,673)

특성	구분	빈도(%)	특성	구분	빈도(%)	
성별	남	844(50.5)	부 학력	전문대졸 이하	888(53.1)	
	여	829(49.5)		대졸 이상	785(46.9)	
가구연간소득	3천만원미만	199(11.9)	모 학력	전문대졸 이하	1,107(66.2)	
	3~6천만원미만	957(57.2)		대졸 이상	565(33.8)	
	6천만원이상	493(29.5)		모름/무응답		
	모름/무응답	24(1.4)				1(.0)

2. 측정도구

본 연구의 분석을 위해서 한국아동·청소년패널조사 3차년도(2012년도) 질문지에서 선별한 도구들은 다음과 같다.

가. 여가문화활동

청소년의 여가문화활동을 측정하기 위하여 가족/단체 여행 연간 경험횟수를 묻는 1문항, 문화활동 연간 경험횟수를 묻는 1문항, 그리고 청소년 체험활동 별 연간 참여경험 유무를 묻는 9문항을 사용하였다. 이중 체험활동 영역으로는 청소년활동진흥법 제35조에 따라 2006년부터 시행된 청소년수련활동인증제도의 영역별 분류를 기준으로 건강보 건활동, 과학정보활동, 교류활동, 모험개척활동, 문화예술활동, 봉사활동, 자기(인성)계 발활동, 직업체험활동, 환경보존활동 등 총 9가지 영역이 포함되었다. 청소년 체험활동 과 관련된 9개 문항은 참여경험이 '있다'를 1로, '없다'를 0으로 각각 재코딩한 후 합산하 여 사용하였다. 따라서 분석에 투입된 청소년 체험활동에 대한 변수는 지난 1년간 얼마나 다양한 체험활동을 경험하였는지를 의미한다. 본 연구에서 체험활동 참여경험 유무 변수를 사용한 이유는, 연간 경험횟수를 묻는 앞의 두 변수와 동일한 수준의 변수는 아니지만 질문지의 관련 문항인 체험활동의 전체 시간을 묻는 문항보다는 경험횟수에 더 근접한 의미를 가질 수 있을 것으로 판단되었기 때문이다. 여가문화활동을 측정하는 변수들은 빈도나 경험여부로 측정하기 때문에 왜도나 첨도가 심하여 정규분포를 이루기 가 어렵다. 이에 본 연구에서는 해당 변수들의 값을 0은 1로, 1~2는 2로, 3~4는 3으로, 5~6은 4로, 7이상은 5로 재코딩하였다.

나. 자기조절능력

한국아동·청소년패널조사에서는 자기조절능력을 측정하기 위해 양명희(2000)가 개발한 자기조절학습능력 측정도구 84문항 중 김세영(2006)이 요인분석을 통해 재구성한 문항에서 학습에 대한 기본 태도와 관련이 깊은 동기조절과 행동조절 관련 문항으로 재구성한 도구를 사용하고 있다. 이 도구에는 성취가치 7문항, 숙달목적지향성 2문항, 행동통제 5문항, 학업시간관리 4문항이 포함되어 있다. 본 연구에서는 자기조절능력을 구인하기 위해 4개의 하위 요인 별로 합산한 값을 측정변수로 투입하였다. 각 문항은 '매우 그렇다'(1점)에서 '전혀 그렇지 않다'(4점)의 4점 리커트 척도로 구성되어 있어 해당 하위 요인에 대한 긍정 문항은 역코딩하였다. 따라서 자기조절능력의 하위 요인 별 점수 범위는 성취가치 7~32점, 숙달목적 지향성 2~8점, 행동통제 5~20점, 학업시간

관리 4~16점이며, 각 요인 별 점수가 높을수록 요인의 특성이 두드러진 것을 나타낸다. 본 연구에서 사용된 자기조절능력의 하위 요인들의 신뢰도 계수를 살펴보면, 성취가치의 Cronbach's α 는 .89이며, 숙달목적 지향성은 .74, 행동통제는 .68, 학업시간 관리는 .86으로 나타났다.

다. 학업성취도

청소년의 학업성취도를 측정하기 위하여 주요 5개 과목인 국어, 영어, 수학, 사회, 과학 과목의 지난 1학기 성적을 묻는 5문항을 사용하였다. 질문지에서 각 과목의 성적은 '96점 이상'(1점)부터 '64점 이하'(8점)까지 성적을 5점 단위로 나눈 8점 리커트 척도를 사용하고 있어 본 연구에서는 이를 역코딩하였다. 따라서 각 문항의 점수가 높을수록 해당 과목의 성적이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 사용된 5개 과목 성적의 Cronbach's α 는 .89였다.

라. 자아존중감

청소년의 자아존중감을 측정하기 위하여 Rosenberg(1965)의 자존감 척도 10개 문항 중 '나는 나에 대해 긍정적인 태도를 지니고 있다' 등 긍정적인 자기개념을 묻는 5개 문항을 선별하였다. 각 문항은 '매우 그렇다'(1점)부터 '전혀 그렇지 않다'(4점)까지 4점 리커트 척도를 사용하고 있어 본 연구에서는 이를 역코딩하였다. 따라서 각 문항의 점수가 높을수록 자아존중감이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 사용된 자아존중감의 Cronbach's α 는 .83으로 나타났다.

마. 부의 학력

자녀의 문화자본의 영향력을 조절할 것으로 예상되는 부모의 제도적 문화자본으로 부의 학력을 사용하였다. 부모 중 어머니가 자녀와 일상 생활과 교육에 상대적으로 더 많은 관여를 하는 편이기 때문에, 자녀의 교육에 영향을 미치는 문화자본으로서 어머니의 학력은 무시할 수 없는 영향력을 가질 것이다. 그러나 본 연구에서는 부모의 학력

변수가 가정의 사회경제적 계층을 가늠해주는 제도화된 문화자본으로서 선택한 것이므로 모의 학력을 그대로 적용할 수는 없어 보인다. 부모의 문화자본과 관련한 선행연구들에서는 부와 모의 학력 변수 선택에 있어서 부와 모 중 교육연한이 높은 쪽을 선택하거나(서우석, 2007) 부와 모의 교육연한을 평균하는(이재신 · 이영수, 2010) 방식이 사용되었다. 그러나 부모의 학력을 통해 사회경제적 계층을 가늠하기 위해서는 학력이 높은 쪽을 선택하거나 부모의 학력을 평균하기보다는 취업자 중 가정의 주된 경제부양자로 여겨지는 쪽의 학력을 선택할 필요가 있을 것으로 보인다. 이에 본 연구에서는 우리 사회에서 통념적으로 가정의 경제적 부양자라고 여겨지는 부의 학력만을 분석에 투입하였다. 본 연구에서는 부의 학력을 전문대졸 이하(0)와 대졸 이상(1)으로 재코딩하였다.

바. 분석 방법

본 연구에서는 연구 대상자의 일반적 특성을 알아보기 위하여 빈도분석을 실시하였다. 그리고 연구문제1을 검증하기 위하여 t-검정을 실시하였다. 마지막으로 연구문제2와 3을 검증하기 위하여 구조방정식 모형을 사용하였다. 분석을 위해 사용된 통계패키지는 Stata/SE 12.1 및 Amos 21.0이다.

V. 연구결과

1. 부의 학력에 따른 주요 요인들의 차이 검증 결과

첫 번째 연구문제인 주요 요인들의 평균이 부의 학력에 따라 차이가 있는지를 확인한 결과는 <표 2>와 같다. 청소년의 여가문화활동 중 여행은 부의 학력이 전문대졸 이하인 집단이 평균 1.98 ($SD=1.07$), 대졸 이상인 집단이 평균 2.18($SD=1.14$), 여가활동 중 문화활동은 전문대졸 이하 집단이 평균 2.73($SD=1.43$), 대졸 이상 집단이 평균 2.99($SD=1.41$), 자기조절능력은 전문대졸 이하 집단이 평균 47.49($SD=8.58$), 대졸 이상 집단이 평균 49.27($SD=8.47$), 학업성취도는 전문대졸 이하 집단이 평균 18.73($SD=10.17$), 대졸 이상 집단이 평균 23.54($SD=10.23$), 자아존중감은 전문대졸 이하 집단이 평균 14.80($SD=2.55$),

**청소년의 여가문화활동이 자기조절능력, 학업성취도 및 자아존중감에 미치는 영향:
부의 학력에 따른 차이를 중심으로**

대졸 이상 집단이 평균 15.12($SD=2.71$)로 나타나 여가문화활동 중 여행활동과 문화활동, 그리고 자기조절능력, 학업성취도, 자아존중감의 평균은 모두 부의 학력이 전문대졸 이하인 집단보다 대졸 이상인 집단에서 통계적으로 유의하게 높았다. 반면, 여가활동 중 체험활동은 전문대졸 이하 집단이 평균 1.98($SD=.85$), 대졸 이상 집단이 평균 2.04($SD=.88$)로 부의 학력이 대졸 이상인 집단의 평균이 약간 높았지만 통계적으로 유의미한 차이가 있지는 않았다.

표 2. 부의 학력에 따른 차이 검증 결과

(n 전문대졸 이하=888; n 대졸 이상=785)

항목		부의 학력	평균	SD	$t_{df=1671}$
여가문화활동	여행활동	전문대졸 이하	1.98	1.07	-3.73***
		대졸 이상	2.18	1.14	
	문화활동	전문대졸 이하	2.73	1.43	-3.74***
		대졸 이상	2.99	1.41	
	체험활동	전문대졸 이하	1.98	.85	-1.50
		대졸 이상	2.04	.88	
자기조절능력		전문대졸 이하	47.49	8.58	-4.24***
		대졸 이상	49.27	8.47	
학업성취도		전문대졸 이하	18.73	10.17	-9.63***
		대졸 이상	23.54	10.23	
자아존중감		전문대졸 이하	14.80	2.55	-2.50**
		대졸 이상	15.12	2.71	

** $p<.01$; *** $p<.001$.

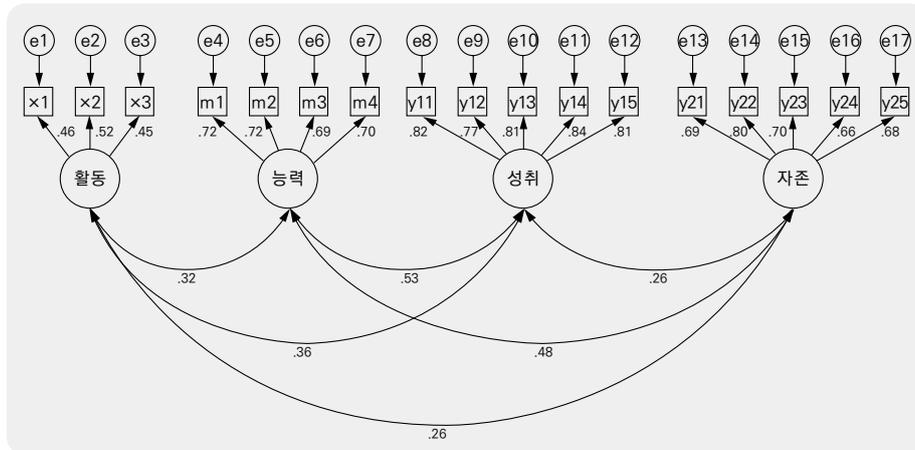
2. 청소년의 여가문화활동이 자기조절능력, 학업성취도 및 자아존중감에 미치는 영향 검증

청소년의 여가문화활동이 자기조절능력, 학업성취도 및 자아존중감에 미치는 영향을 검증하기 위하여 구조방정식 모형을 사용하였다.

가. 측정모형 분석

연구모형에 포함된 잠재변수들이 적절하게 측정되고 있는지 확인하기 위해 최대우도 추정 방식에 따라 확인적 요인분석을 실시하였다(그림 2). 그 결과, 모형 적합도 지수 중 $\chi^2(df=113)$ 은 760.43로 모형 적합도의 영가설이 기각되었으나, $TLI=.932$, $CFI=.944$, $RMSEA=.059(90\% CI: .055\sim.063)$ 으로 나타나 모형 적합도가 충분히 만족되었다고 볼 수 있다. 각 잠재변수에 대한 측정변수들의 요인부하량은 모두 유의수준 .001에서 통계적으로 유의하여 측정변수들이 해당 잠재요인을 적절히 반영하였다. 또한 잠재변수 간에도 .26~.53 범위의 상관관계를 갖는 것으로 분석되어 잠재변수들 간에 충분한 변별성을 지니고 있었다. 따라서 본 연구의 측정모형에 대한 수정이 필요하지 않다고 결론지을 수 있다.

그림 2. 확인적 요인분석(측정모형)



나. 구조모형 분석

측정모형의 검증을 통해 구조모형의 추정 가능성이 확인되었으므로 최대우도 추정 방법으로 연구모형의 구조를 분석하였다(표 3). 그 결과, 여가문화활동이 자기조절능력과 학업성취도, 자아존중감에 미치는 영향, 그리고 자기조절능력이 학업성취도와 자아

존중감에 미치는 영향은 모두 통계적으로 유의하였다. 한편, 학업성취도와 자아존중감은 앞서 확인적 요인분석에서 통계적으로 유의한 상관관계(.26)를 보였으나, 연구모형에서 여가문화활동과 자기조절능력이 학업성취도와 자아존중감을 각각 설명하고 남은 잔차들 간에는 통계적으로 유의한 상관을 보이지 않았다.

표 3. 초기 연구모형

계수 경로	비표준화계수	표준오차	C.R.	표준화계수
여가문화활동 → 자기조절능력	1.88	.28	6.76***	.32
여가문화활동 → 학업성취도	.74	.14	5.23***	.21
여가문화활동 → 자아존중감	.11	.04	2.94**	.12
자기조절능력 → 학업성취도	.28	.02	14.34***	.46
자기조절능력 → 자아존중감	.07	.01	12.68***	.44
학업성취도 ↔ 자아존중감	-.02	.02	-.72	-.02

** p<.01; *** p<.001.

초기 연구모형에서 통계적으로 유의하지 않았던 상관관계 1개(학업성취도↔자아존중감)를 제거할 경우 모형의 적합도와 간명도가 더 좋아지는지 확인하기 위해 초기 연구모형과 수정 연구모형 사이의 적합도 지수를 비교하였다. 초기 모형($\chi^2_{df=113}=760.43$)과 수정모형($\chi^2_{df=114}=760.94$) 간 χ^2 차이검정 결과, $\Delta\chi^2_{\Delta df=1}=.51$ 로서 유의수준 .05에서 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 초기 연구모형에서 상관관계 1개를 제거하여도 모형의 적합도는 유의한 손실을 보지 않으면서 모형의 간명성은 더 좋아지므로 본 연구에서는 수정 연구모형을 최종 연구모형으로 채택하였다(그림 3).

두 번째 연구문제인 청소년의 여가문화활동이 자기조절능력, 학업성취도 및 자아존중감에 미치는 영향을 확인하기 위하여 최종 연구모형에서 여가문화활동의 총효과, 직접효과, 간접효과를 구한 결과는 <표 4>와 같다. 이중 간접효과는 자기조절능력을 매개로 한 효과를 말한다. 매개효과의 통계적 유의성을 검증하는 방법에는 Sobel 검증과 부트스트래핑이 많이 쓰이는데, 구조방정식이 매개효과의 불편추정치를 제공하고 편향-보정된 부트스트랩 신뢰구간이 매개효과의 최적 검증 결과를 제공하므로 Sobel 검증보다는 부트스트래핑 결과를 참고하는 것이 바람직하다는 선행연구 결과가 있다(Cheung · Lau, 2008; MacKinnon 외, 2002; MacKinnon 외, 2004; Preacher · Hayes, 2008; 배병렬, 2009).

이에 본 연구에서는 간접효과의 유의성 검증을 위해 부트스트래핑(bootstrapping)을 수행하였다.

그림 3. 수정 연구모형

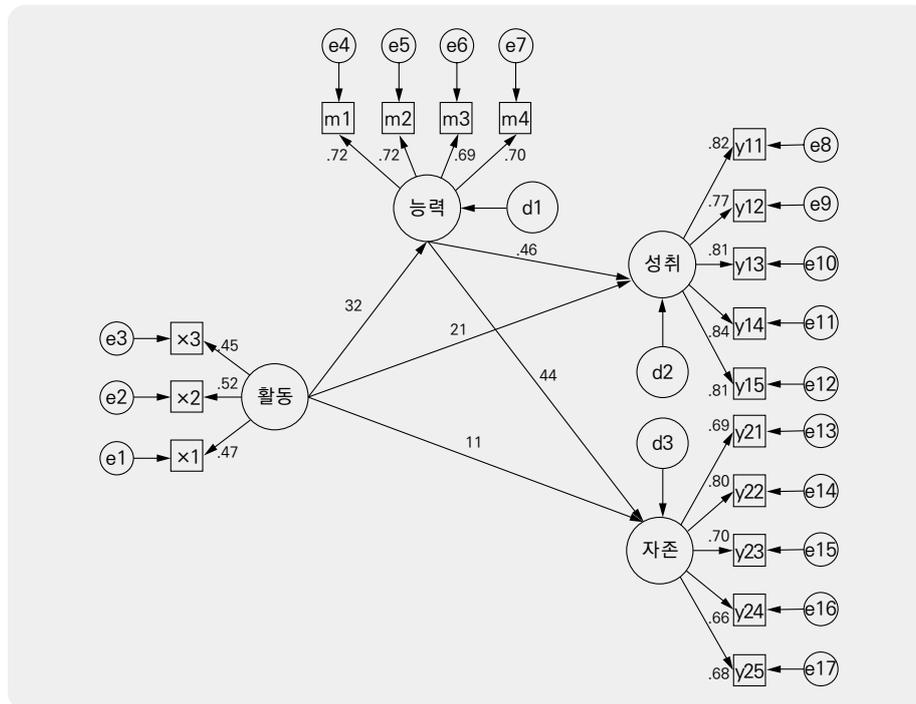


표 4. 여가문화활동의 효과분해

독립변수	종속변수	총효과	직접효과	간접효과
여가문화활동	자기조절능력	.32***	.32***	
	학업성취도	.36***	.21***	.15**
	자아존중감	.25***	.11**	.14**

주: 표의 수치들은 표준화계수임.
 ** p<.01; *** p<.001.

먼저, 매개변수로 투입된 자기조절능력에 여가문화활동이 미치는 효과는 $\beta=.32$ 로 통계적으로 유의하였다. 다음으로, ‘여가문화활동→학업성취도’의 총효과($\beta=.36$), 직접효과($\beta=.21$), 간접효과($\beta=.15$) 모두 통계적으로 유의하였다. ‘여가문화활동→자아존중감’의 총효과($\beta=.25$), 직접효과($\beta=.11$), 간접효과($\beta=.14$)도 모두 통계적으로 유의하였다. 따라서 청소년의 여가문화활동은 자기조절능력에 유의한 정적 영향을 미쳤으며, 학업성취도와 자아존중감에도 직접효과와 자기조절능력을 매개로 한 간접효과 모두 정적이었으며 통계적으로 유의하였다.

3. 부의 학력에 따라 청소년의 여가문화활동이 자기조절능력, 학업성취도 및 자아존중감에 미치는 영향의 차이 검증 결과

세 번째 연구문제인 부의 학력에 따른 청소년 여가문화활동의 영향력 차이 검증을 위해 최종 연구모형의 다집단 분석을 실시한 결과는 <표 5>와 같다. 부의 학력에 따른 연구모형의 측정동일성을 검증한 결과, 기저모형과 요인계수에 동일화 제약을 한 측정동일성모형 간 χ^2 값의 변화량이 15.46($df=13$)으로 나타나 유의수준 .05에서 통계적으로 유의하지 않았다. 이에 측정동일성 가정이 충족되는 것으로 확인되었다. 다음으로 구조동일성모형을 검증한 결과, 측정동일성모형과 경로계수에 동일화 제약을 한 구조동일성모형 간 χ^2 값의 변화량이 11.91($df=5$)로 나타나 유의수준 .05에서 통계적으로 유의하였다. 즉, 부의 학력에 따른 집단 간에 구조모형이 동일하지 않음이 판명되었다.

이에 어떤 경로계수가 집단 간 차이를 보이는지 확인하기 위해 경로 별로 동일화 제약을 수행하였다. 측정동일성모형과 경로 별 동일화 제약을 한 모형 간 χ^2 값의 변화량의 통계적 유의성을 살펴본 결과, ‘여가문화활동→자기조절능력’, ‘여가문화활동→학업성취도’, ‘여가문화활동→자아존중감’, ‘자기조절능력→학업성취도’에서는 χ^2 값의 변화량이 유의수준 .05에서 통계적으로 유의하지 않았고, 이 네 가지 경로계수에 모두 동일화 제약을 한 모형과 측정동일성모형 간 χ^2 값의 변화량($\Delta\chi^2_{\Delta df=4}=4.10$)도 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 즉, 이 네 가지 경로계수, 특히 여가문화활동이 다른 주요 변수들에 미치는 영향력은 부의 학력에 따라 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다.

표 5. 부의 학력에 따른 측정동일성과 구조동일성 검증 결과

모형	$\chi^2(df)$	$\Delta\chi^2(\Delta df)$
기저모형	883.97(228)	
측정동일성모형	899.43(241)	15.46(13)
구조동일성모형	911.34(246)	11.91(5)*
경로계수 별 동일화 제약 모형		
a (여가문화활동 → 자기조절능력)	899.83(242)	.4(1)
b (여가문화활동 → 학업성취도)	899.80(242)	.37(1)
c (여가문화활동 → 자아존중감)	900.46(242)	1.03(1)
d (자기조절능력 → 학업성취도)	902.14(242)	2.71(1)
e (자기조절능력 → 자아존중감)	904.35(242)	4.92(1)*
a & b & c & d	903.53(245)	4.10(4)
a & e	905.03(243)	5.60(2)

* $p < .05$.

반편, ‘자기조절능력→자아존중감’의 경로계수만을 동일화 제약한 모형과 측정동일성 모형 간 χ^2 값의 변화량은 2.71($\Delta df=1$)로 나타나 유의수준 .05에서 통계적으로 유의하였다(b 전문대졸이하=.06; b 대졸이상=.08). 이에 여가문화활동이 자기조절능력을 매개로 자아존중감에 미치는 영향이 부의 학력에 따라 차이가 있는지 확인한 결과, ‘여가문화활동 → 자기조절능력’ 및 ‘자기조절능력 → 자아존중감’의 경로계수에 동일화 제약을 한 모형과 측정동일성모형 간 χ^2 값의 변화량($\Delta\chi^2_{\Delta df=4}=5.60$)은 유의수준 .05에서 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 따라서 자기조절능력이 자아존중감에 미치는 영향력은 부의 학력에 따라 차이가 있으나, 자기조절능력을 매개로 여가문화활동이 자아존중감에 미치는 간접효과는 부의 학력에 따른 차이를 보이지 않았다. 이를 종합해서 보면, 여가문화활동이 자기조절능력, 학업성취도 및 자아존중감에 미치는 영향력은 모두 부의 학력에 따른 차이를 보이지 않았다.

한편, 추후 분석으로 여가문화활동의 하위 변수 별로 구조적 관계에 미치는 영향이 부의 학력에 따라 차이가 있는지를 확인해보았다. 여가문화활동을 잠재변수화하지 않고 활동의 측정변수 각각을 외생변수로 처리하여 각 모형을 다집단 분석한 결과, 문화활동이 투입된 모형은 부의 학력에 따른 집단 간 모형 차이가 없는 것으로 나타났다($\Delta\chi^2_{문화}$

활동($\Delta df=5$)=10.79). 반면, 여행활동과 체험활동 각각이 투입된 모형은 위의 수정모형의 결과와 마찬가지로 모두 구조동일성 모형에서 통계적으로 유의한 차이를 보였다($\Delta \chi^2_{\text{여행활동}}(\Delta df=5)=13.49$; $\Delta \chi^2_{\text{체험활동}}(\Delta df=5)=14.10$). 집단 간 차이를 보이는 경로계수를 알아보기 위해 동일화 제약을 실시한 결과, 위의 수정모형의 결과와 마찬가지로 여행활동과 체험활동 모형 모두 자기조절능력이 자아존중감에 미치는 영향력에서 부의 학력에 따른 차이를 보였다($\Delta \chi^2_{\text{여행활동}}(\Delta df=1)=8.37$; $\Delta \chi^2_{\text{체험활동}}(\Delta df=1)=7.51$). 그러나 위의 수정모형의 결과와는 달리, ‘여행활동/체험활동→자기조절능력’ 및 ‘자기조절능력→자아존중감’의 경로계수에 동일화 제약을 한 모형과 측정동일성모형 간 χ^2 값의 변화량($\Delta \chi^2_{\text{여행활동}}(\Delta df=2)=8.95$; $\Delta \chi^2_{\text{체험활동}}(\Delta df=2)=9.95$)이 통계적으로 유의하게 나타나 여행활동과 체험활동이 각각 자기조절능력을 매개로 자아존중감에 미치는 간접효과가 부의 학력에 따라 차이가 있는 것으로 나타났다.

VI. 결론 및 논의

본 연구에서는 중학교 3학년인 청소년들의 체화된 문화자본으로서 여가문화활동이 자기조절능력, 학업성취도 및 자아존중감에 미치는 영향을 분석하였다. 그리고 이 영향력이 부모의 문화자본으로서 부모의 학력에 따라 차이가 있는지 살펴보았다. 본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 청소년의 여가문화활동과 자기조절능력, 학업성취도, 자아존중감의 평균이 부모의 학력에 따라 차이가 있는지를 검증한 결과, 여가문화활동 중 체험활동을 제외한 모든 변수들에서 부모의 학력이 높을수록 평균이 높아짐을 확인하였다. 이는 기존의 문화재생산 이론을 지지하는 결과로서, 세대간 문화자본이 전수되고 이러한 문화재생산은 학업과 관련된 능력과 성취뿐만 아니라 정신건강에까지 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다. 반면, 여가문화활동 중 체험활동의 평균이 부모의 학력에 따라 유의한 차이가 없는 결과는 부모의 문화자본과는 관계없이 청소년의 문화자본 수준을 높여줄 수 있는 학교, 지역사회 및 정책적 개입의 단초를 제시해준다고 볼 수 있다.

둘째, 청소년의 여가문화활동이 다른 주요 변수들에 미치는 영향을 분석한 결과, 청소년의 여가문화활동은 자기조절능력과 학업성취도, 자아존중감 모두에 통계적으로 유의

한 정적인 직접효과를 가졌을 뿐만 아니라, 자기조절능력을 매개로 학업성취도와 자아존중감에 통계적으로 유의한 정적인 간접효과도 가졌다. 이는 자녀의 문화활동 참여가 학업성취도에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타난 몇몇 연구들(김경근·변수용, 2007; 장미혜, 2002)에 반하는 결과이기도 하지만, 이들의 연구가 여가문화생활이나 체험활동이 전국적으로 활성화되기 이전에 이루어졌기 때문일 수도 있다. 실제로 본 연구와 같은 패널의 1차년도 자료인 2010년도 한국아동청소년패널 자료를 활용한 연구에서는 청소년의 체험활동이 학교생활적응에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나기도 하였다(고관우·남진열, 2011).

셋째, 청소년의 여가문화활동이 다른 주요 변수들에 미치는 영향력이 부의 학력에 따라 차이가 있는지 검증한 결과, 여가문화활동이 자기조절능력과 학업성취도, 자아존중감에 미치는 경로계수에는 차이가 없는 것으로 나타났다. 즉, 청소년의 체화된 문화자본인 여가문화활동이 청소년의 학업과 정신건강에 미치는 영향력은 부의 학력으로 대표되는 부모의 문화자본에 따른 차이를 보이지 않았다. 이는 여가문화활동을 통합적으로 고려할 때 부모가 전수해주는 문화자본의 수준에 상관없이 청소년이 여가문화활동 수준을 높인다면 청소년의 학업과 정신건강을 증진시킬 수 있다는 점을 시사한다. 그러나 여가문화활동의 하위 영역 별 모형 분석 결과에 따르면, 여가문화활동 중 여행활동과 체험활동이 자기조절능력을 매개로 자아존중감에 미치는 간접효과가 부의 학력에 따라 차이가 있는 것으로 나타났다. 즉, 부의 학력이 높을수록 여행활동과 체험활동이 청소년의 자아존중감에 미치는 영향력이 증가함을 알 수 있어 교육이나 정책적 개입 시 전체적인 여가문화활동 수준뿐만 아니라 하위 영역별 활동 수준도 고려해야 함을 보여준다. 특히 여행활동은 활동 수준 자체도 부의 학력에 따른 차이를 보일 뿐만 아니라 자아존중감에 미치는 간접효과도 부의 학력이 조절해주는 것으로 나타나 부모의 문화자본에 의한 계층간 불평등을 심화해주는 요인임을 보여준다.

본 연구의 결과를 토대로 논의 및 제언을 하면 다음과 같다.

먼저, 현재도 가족, 학교, 사회 및 정부가 청소년들의 건전한 여가문화활동을 장려하고 있지만, 앞으로도 청소년들이 다양하고 풍성한 여가문화활동을 경험할 수 있도록 정책적인 지원이 지속되어야 할 것이다. 특히 여가문화활동 중 교육 제도를 통한 정책적 개입의 여지가 많은 체험활동을 보다 정책적으로 장려할 필요가 있을 것이다. 여가문화활동 중 가족 여행이나 캠핑, 고급문화예술 관람·체험 등의 활동은 부모의 사회경제적

수준이나 문화자본의 영향을 많이 받을 수밖에 없다. 물론 체험활동도 사적으로 이루어지는 경우에는 부모의 문화자본의 영향을 벗어날 수는 없을 것이다. 그렇지만 학교의 방과후교실이나 지역사회의 복지기관, 건강가정지원센터, 기타 공공기관 등을 통한 체험활동들은 부모의 문화자본의 영향을 덜 받는 편이어서 상대적으로 접근하기 쉽고 직접적인 정책 개입의 여지를 제공할 것으로 보인다.

둘째, 청소년의 여가문화활동 중 여행활동에 대한 적극적인 정책 지원이 시급하다. 최근 여행활동의 하나인 캠핑 문화로 대표되는 우리 사회의 여가 문화가 대중화되고 있다고는 하지만, 가구 소비의 패턴에 있어서는 여전히 고소득층의 여가 소비 비중이 저소득층과 큰 차이를 보이고 있어 계층간 문화자본의 양극화 현상이 심화되고 있음을 알 수 있다(서경원, 2013.3.19). 여행활동이 활동의 수준뿐만 아니라 자아존중감에 미치는 간접효과까지도 부의 학력에 따른 차이를 보인 본 연구의 결과는 문화자본의 양극화 해소를 위한 정책적 결정이 시급한 분야가 여행활동임을 시사해준다. 또한 여행활동을 통한 문화재생산과 계층간 양극화를 상쇄하거나 감소시킬 수 있는 요인들을 탐색하는 후속 연구가 요청된다고 하겠다.

셋째, 청소년의 여가문화활동이 자기조절능력과 학업성취도, 자아존중감에 긍정적인 영향을 미친다는 결과는 청소년 여가문화활동의 중요성을 홍보할 수 있는 자료가 될 것이다. 특히 치열한 입시경쟁으로 인해 청소년의 삶에 대한 가족과 사회의 주요 관심 주제가 성적과 정신건강인 것을 감안해본다면, 여가문화활동이 청소년의 학습능력과 성적, 그리고 정신건강에 긍정적인 영향을 미친다는 사실은 청소년을 자녀로 둔 가족과 사회에 의미하는 바가 클 것이다. 특히 청소년의 여가문화활동이 자기조절능력과 학업성취도, 자아존중감에 미치는 영향력이 부의 학력에 따라 큰 차이가 없다는 결과는 시사점이 크다 하겠다. 문화재생산 이론의 관점에서 보면, 오늘날 사회계층의 양극화 현상은 부모가 전수해준 문화자본이 학교교육을 통로로 하여 자녀에게 강화되고 이로 인해 사회계층이동이나 양극화 해소가 점점 더 어려워진다는 것이다. 물론 청소년의 여가문화활동 수준도 어느 정도는 부모의 문화자본에 의존하고 있어서 문화재생산 이론의 틀에서 완전히 벗어나기는 어려울 것이다. 또한 여가문화활동의 하위 영역별로 자아존중감에 미치는 간접효과를 부모의 문화자본이 조절해주는 경우도 있음은 분명하다. 하지만 전반적인 여가문화활동의 효과는 현재 소유한 문화자본의 수준이 거의 조절하지 않기 때문에 정책적으로 투자된 활동의 양만큼의 효과를 기대할 수 있다는 장점이 있을 것이다.

본 연구의 제한점으로는, 청소년 전체를 대상으로 하지 않고 중학교 3학년 학생만을 대상으로 하였기 때문에 연구의 결과를 일반화하는 데 한계가 있을 것이다. 또한 횡단분석을 한 연구이므로 인과관계 설정에 무리가 있을 수도 있다. 예를 들어, 높은 수준의 자기조절능력을 가졌기 때문에 더 주도적인 여가문화활동을 영위할 수도 있고, 긍정적으로 자신을 평가하는 사람이기 때문에 더 자신 있고 적극적으로 여러 여가활동을 찾아 나설 수도 있다. 물론 시간적인 순서를 고려해볼 때, 연구대상자가 응답한 여가문화활동은 응답 시점 이전에 이미 종결한 활동을 의미하므로 응답 시점의 상태를 측정하는 자기조절능력이나 자아존중감이 시간적으로 앞선 변수이다. 그러나 같은 논리적 추론에 의하면, 연구대상자가 응답한 학업성취도 또한 응답 시점 이전에 종결된 상태에 대한 것이라고도 볼 수 있다. 어쨌든, 변수들 간의 구조를 분석한 본 연구는 횡단분석의 한계를 지니고 있으므로, 추후에 종단분석을 통한 인과관계 검증이 요구된다. 분석 내용에 있어서 부모의 문화자본으로 부의 학력을 사용하였는데, 부의 학력 이외에도 부모의 문화자본을 나타내주는 지표들이 많을 것이다. 본 연구에서는 이런 다른 지표들을 고려하지 못하였다. 한편, 청소년의 여가문화활동 중 체험활동은 학교 활동의 일환으로 참여하는 활동과 부모의 문화자본의 영향으로 참여한 가정 중심의 활동으로 구분할 수 있으며, 활동의 주최자에 따른 영향도 달라질 가능성이 있다. 그러나 아동청소년패널조사에 사용된 체험활동의 측정도구는 일반적으로 학교 제도권에서 이루어지는 체험활동의 분류를 따르고는 있지만, 엄밀하게 학교 교육과정에 포함된 활동으로 명시하고 있지는 않다. 따라서 체험활동에 대한 실제 응답이 부모의 문화자본의 영향에 따른 활동도 포함될 가능성이 있어 본 연구에서는 보다 엄밀한 수준의 분석을 진행하지 못하였다. 연구의 대상에 있어서도 학업과 관련한 요인들이 중요해지는 고등학생을 대상으로 할 때 중학생보다 본 연구의 주요 변수들 간의 관계와 부의 학력의 조절효과가 더 명확하게 드러날 가능성도 있다. 더 나아가 Bourdieu의 문화재생산 이론의 핵심인 계층 간 불평등을 명확히 판단하는 것이 중·고등학교 시기에는 어려울 수도 있으므로, 청년기 이후를 대상으로 한 후속 연구도 필요할 것으로 보인다.

이러한 연구의 제한점에도 불구하고, 본 연구는 청소년의 여가문화활동이 학업과 정신건강에 미치는 영향을 밝혀냄으로써 청소년의 여가문화활동의 중요성을 재고하고, 청소년의 학업과 정신건강 함양을 위해 정책적인 개입을 할 수 있는 기초자료를 제공하였다는 점에서 그 의의가 있을 것이다.

참고문헌

- 고관우, 남진열(2011). 초기 청소년의 체험활동 참여 영역에 따른 공동체의식과 학교생활 적응에 미치는 영향. *청소년복지연구*, 13(4), pp.231-250.
- 김경근, 변수용(2007). 한국사회에서의 학업성취에 대한 문화자본의 영향. *교육사회학연구*, 17(1), pp.23-51.
- 김민정(2003). 청소년 문화복지 실태 및 만족도와 요구분석 연구: 가정의 사회경제적 지위에 따른 비교를 중심으로. *청소년학연구*, 10(1), pp.45-87.
- 김세영(2006). 중학생의 인터넷 중독 수준에 따른 인터넷 활용 유형, 자기 통제력, 자기조절학습능력 및 학업성취도의 차이. 석사학위논문, 이화여자대학교, 서울.
- 김영민, 임영식(2012). 민주적 양육방식, 자아탄력성 및 휴대전화의존과 자기주도학습능력의 구조모형 검증. *한국청소년연구*, 23(2), pp.273-299.
- 김은미(2012). 문화자본이 중학생의 학업성취도와 자아존중감에 미치는 영향에 대한 연구. 석사학위논문, 이화여자대학교, 서울.
- 김정희, 안귀여루(2013). 지각된 부모양육태도가 중학생의 학교적응에 미치는 영향 : 자기조절능력을 매개변인으로. *한국심리학회지: 건강*, 18(4), pp.823-836.
- 김진호(2013). 국제청소년성취포상제 활동경험이 청소년의 자기주도성에 미치는 영향. *미래청소년학회지*, 10(1), pp.1-18.
- 김현주, 이병훈(2007). 자녀의 학업성취에 미치는 가족배경, 사회자본 및 문화자본의 영향. *한국인구학*, 30(1), pp.125-148.
- 남은영, 최유정(2008). 사회계층 변수에 따른 여가 격차: 여가 유형과 여가 및 삶의 만족도를 중심으로. *한국인구학*, 31(3), pp.57-84.
- 류시영, 강방훈(2012). 청소년의 체험활동 만족과 자아존중감, 행복감 간의 관계: 아시아 태평양잼버리 참가자를 중심으로. *한국청소년연구*, 23(4), pp.27-50.
- 배병렬(2009). Amos 17.0 구조방정식모델링: 원리와 실제. 서울: 청람.
- 서경원(2013.3.19.). 소비양극화 심화...서민들은 의식주 비용 ↑, 부자들은 여가·교육 비용 ↑. 헤럴드경제. Retrieved from <http://news.heraldcorp.com/>. 2014.3.13.
- 서우석(2007). 청소년의 여가 활동에 사회경제적 환경이 미치는 영향에 관한 연구. *한국청소년연구*, 18(1), pp.273-302.
- 서혜은(2009). 경제자본, 사회자본, 문화자본이 학생의 자아존중감에 미치는 영향. 석사학위

논문, 한양대학교, 서울.

- 양명희(2000). 자기조절학습의 모형 탐색과 타당화 연구. 박사학위논문, 서울대학교, 서울.
- 여성가족부(2010). 2010 청소년백서. 서울: 여성가족부.
- 이재신, 이영수(2010). 부모 학력과 독서 효능감이 고등학생의 독서에 미치는 영향 - 부르디외의 문화자본을 중심으로. 한국출판학연구, 36(2), pp.251-281.
- 이진갑(2002). 청소년의 여가스포츠활동참가유형과 정도에 따른 자기표현행동과 자기조절능력의 관계. 한국체육학회지, 41(3), pp.147-158.
- 임선아(2013). 부모의 양육태도가 학생의 자기조절능력과 자존감 및 학교적응에 미치는 구조적 관계. 초등교육연구, 26(1), pp.121-138.
- 장미혜(2002). 사회계층의 문화적 재생산: 대학간 위계서열에 따른 부모의 계급구성의 차이. 한국사회학, 36(4), pp.223-251.
- 정무성, 김은아(2013). 문화복지 참여에 따른 청소년의 문화자본과 사회자본이 삶의 질에 미치는 영향에 관한 연구. 미래청소년학회지, 10(3), pp.141-159.
- 지명원, 조태영(2012). 청소년의 여가활동이 여가만족, 자아존중감, 삶의 질에 미치는 영향. 관광학연구, 36(6), pp.145-165.
- 최선훈(2003). 초등학생 여가에 대한 문화자본론적 고찰: 초등학교 3, 4학년 학생들의 방학 중 여가활동의 계층적 차이를 중심으로. 여가학연구, 1(2), pp.83-104.
- 팽선혜(2011). 청소년의 창의적 체험활동 참여유무에 따른 자기효능감과 자기주도성. 석사학위논문, 대구한의대학교, 대구.
- 황정규, 이돈희, 김신일(2003). 교육학개론. 서울: 교육과학사.
- Bourdieu, P. (1984). *La distinction: A Social critique of the judgement of taste*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press. 최종철(역)(1995). 구별짓기: 문화와 취향의 사회학(상). 서울: 새물결.
- Bourdieu, P. (1997). The forms of capital. In A. H. Halsey, H. Lauder, P. Brown & A. S. Wells (Eds.), *Education: Culture, economy, and society*, Oxford, England: Oxford University Press, pp.46-58.
- Bourdieu, P., Nice, R., Passeron, J. C. (1977). *Reproduction in education, society and culture*. London: Sage Publications.
- Cheung, G. W., Lau, R. S. (2008). Testing Mediation and Suppression Effects of Latent Variables: Bootstrapping with Structural Equation Models. *Organizational*

- Research Methods*, 11(2), pp.296-325.
- DiMaggio, P., Mohr, J. (1985). Cultural Capital, Educational Attainment, and Marital Selection. *American Journal of Sociology*, 90(6), pp.1231-1261.
- Kopp, C. B. (1982). Regulation of distress and negative emotions : A developmental view. *Developmental Psychology*, 25(3), pp.343-354.
- MacKinnon, D. P., Lockwood, C. M., Hoffman, J. M., West, S. G., Sheets, V. (2002). A Comparison of Methods to Test Mediation and Other Intervening Variables Effects. *Psychological Methods*, 7(1), pp.83-104.
- MacKinnon, D. P., Lockwood, C. M., Williams, J. (2004). Confidence Limits for the Indirect Effect: Distribution of the Product and Resampling Methods. *Multivariate Behavioral Research*, 39(1), pp.99-128.
- McCune, S. K., Guglielmino, L. M., Garcia, G. (1990). Adult self-direction in learning: a preliminary meta-analytic investigation of research using the Self-directed Learning Readiness Scale. In H. B. Long & Associates (Eds.), *Advances in Self-Directed Learning Research*, Norman, OK: Oklahoma Research Center for Continuing Professional and Higher Education, pp.145-156.
- Preacher, K. J., Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and Resampling Strategies for Assessing and Comparing Indirect Effects in Multiple Mediator Models. *Behavior Research Methods*, 40(3), pp.879-891.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

차동혁은 서울대학교에서 가족학 박사과정을 수료하였다. 주요 관심분야는 아버지역할, 부모자녀관계, 가족의사소통, 청소년의 건강과 복지 등이다.

(E-mail: hyuk014@gmail.com)

옥선화는 서울대학교에서 가족학 박사학위를 받았으며, 현재 서울대학교 아동가족학과 교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 가족가치와 가족관계, 다문화사회에서의 가족문화, 가족생활교육과 지역사회 상호작용 등이다.

(E-mail: swok5481@snu.ac.kr)

The Effects of Adolescents' Leisure and Cultural Activities on Self-regulation, Academic Achievements, and Self-esteem: Focusing on Fathers' Educational Levels

Cha, Donghyuk

(Seoul National University)

Ok, Sun Wha

(Seoul National University)

Along with the enforcement of the five-day work week, adolescents' leisure and cultural activities have been recognized so important that families, schools, local communities, and the government are trying to provide support for these activities. In this research, we regarded adolescents' leisure and cultural activities as a kind of embodied cultural capital which have the intention to educate them as a person of culture with balanced human development. With this regard, we examined whether or not adolescents' leisure and cultural activities had an effect on their balanced growth. We chose 1,673 middle school seniors from the third wave of Korea Children and Youth Panel Survey conducted in 2012 by National Youth Policy Institute. Then, we analyzed the effects of adolescents' leisure and cultural activities as embodied cultural capital on their self-regulation, academic achievements, and self-esteem. The results showed that adolescents' leisure and cultural activities had not merely significant positive direct effects on all the three latent variables but significant positive indirect effects on the academic achievements and the self-esteem mediated by the self-regulation. The fathers' educational level did not moderate these influences of adolescents' leisure and cultural activities. This means that these influences can be maintained equally, irrespective of parents' cultural capital. It also suggests that families, schools, local communities, and the government all should highly encourage adolescents to participate leisure and cultural activities regardless of their social classes.

Keywords: Leisure and Cultural Activities, Adolescents' Activities, Self-regulation, Academic Achievements, Self-esteem, Cultural Capital