
2016년 2월 석·박사학위수여예정자 논문공개발표 자료집

2015

December

전남대학교 교육학과

Department of Education
Chonnam National University
<http://educate.jnu.ac.kr>

박사학위논문

- 채민성 (교육심리)
대학생의 사회부와 완벽주의와 학업소진의 관계:
시험불안과 우울의 중다매개효과
- 유현석 (교육평가)
초등학생의 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계
에서 수학 시험준비 및 시험수행 전략의 조절효과
분석

석사학위논문

- 최주영 (상담심리)
마음챙김을 활용한 프로그램의 효과에 대한 메타분석
- 장미주 (상담심리)
청소년을 위한 용서교육 프로그램이 용서, 부모-자녀
갈등 및 대인관계 유능성에 미치는 영향
- 이유미 (상담심리)
부모의 학업성취압력과 고등학생의 시험불안 간의 관계
에서 사회부와 완벽주의의 매개효과

CONTENTS

박사학위논문	대학생의 사회부과 완벽주의와 학업소진의 관계: 시험불안과 우울의 중다 매개효과 채민성 지도교수: 염시창 / 세부전공: 교육심리	1
	초등학생의 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험준비 및 시험수행 전략의 조절효과 분석 유현석 지도교수: 염시창 / 세부전공: 교육평가	18
석사학위논문	마음챙김을 활용한 프로그램의 효과에 대한 메타분석 최주영 지도교수: 고희일 / 세부전공: 상담심리	47
	청소년을 위한 용서교육 프로그램이 용서, 부모-자녀 갈등 및 대인관계 유능성에 미치는 영향 장미주 지도교수: 정주리 / 세부전공: 상담심리	59
	부모의 학업성취압력과 고등학생의 시험불안 간의 관계에서 사회부과 완벽주의의 매개효과 이유미 지도교수: 정주리 / 세부전공: 상담심리	71
부록	교육학과 일반대학원 내규	87

박사학위논문

대학생의 사회부과 완벽주의와 학업소진의 관계: 시험불안과 우울의 중다매개효과

채 민 성

전남대학교 대학원 교육학과
(지도교수 : 염 시 창)

I. 서 론

1. 연구의 필요성과 목적

급변하는 사회 속에서 현대인은 많은 스트레스를 경험하면서 살고 있다. 사회가 빠르게 변하고, 보다 복잡하고 다양한 생활을 영위하는 가운데 현대인들이 감당해야 할 정신적 충격과 스트레스는 매우 크다(Lapane & Hughes, 2006). 스트레스는 한 개인의 능력과 기술이 환경적 요구에 불일치하거나, 한 개인이 바라는 것과 환경에서 제공되는 것 간의 불일치이다. 따라서 스트레스란 환경 - 개인의 측면에서 잠재적인 스트레스원과 개인의 속성 간의 상호작용 결과이다(Jones & George, 1998).

Misra, Mckean, West, & Russo(2000)에 의하면, 대학생은 인생의 과도기적인 특성으로 인해 학업과 관련된 광범위한 지식 습득 관련 문제, 경제적인 압박, 시간관리 기술 부족 등의 스트레스를 경험하는 것으로 나타났다. 또한 최근에는 경기 침체로 인해 대학생들이 취업에 대한 부담감과 함께 대학생활 부적응, 학점, 인간관계 등으로 인해 많은 스트레스를 경험하고 있다(Gong & Lee, 2006). 발달단계 상 후기 청소년기에서 초기 성인기에 해당하는 우리나라 대학생들은 대학에 입학하면서 갑작스럽게 주어진 자유, 대학생활이라는 새로운 환경에의 적응, 미래에 대한 불안감, ‘스펙 쌓기’에 대한 부담감, 청년실업률 증가와 대학 등록금 염려 등으로 심각한 스트레스 상황에 놓여 있다(최윤정, 2012).

학업 스트레스는 단순한 스트레스의 수준을 넘어서 학업으로 인해 지치고, 심리적인 부담감 및 무능력감을 느끼며, 심지어 학업이 싫어지게 되는 학업소진으로 이어질 수 있다. 즉, 학업소진(academic burnout)이란 장기간에 걸친 만성적 학업 스트레스와 과도한 학업요구로 인해 학생들이 정서적 자원의 고갈, 학업에 대한 냉소적이고 분리된 태도와 무능감 등과 같은 심리적 증상을 경험하는 것을 말한다(Schaufeli, Salanova, Gonzalez-Roma, & Bakker, 2002). 이러한 학업 스트레스는 단순히 스트레스 수준을 넘어서 정신적, 신체적 증상뿐만 아니라 학업에 대한 심각한 무능감을 느끼며, 공부가 싫어지고 회의적으로 되는 학업소진에 이르게 되는 것으로 나타난다(이영복, 이상민, 이자영, 2009).

학업소진은 학업성취 또는 학업수행에 부정적인 효과를 미치며, 심한 경우 우울증에 이를 수 있다(Salmela-Aro, Kiuru, Leskinen, & Nurmi, 2009). 더욱 중요한 것은 학업소진의 주요 원인인 과도한 학업 스트레스가 학업소진이나 불안, 우울과 같은 다양한 심리적 부적응뿐만 아니라 심지어는 자살까지 야기한다는 것이다(Lee & Larson, 2000). 국내에서는 청소년

년들을 대상으로 한 학업스트레스에 대한 많은 연구가 이루어지고 있는데, 외국에 비해 우리나라의 학교 교육이 대부분 입시 위주이기 때문에, 청소년들이 과도한 경쟁 분위기 속에서 입시 경쟁의 부담과 공부에 대한 압박감 등의 스트레스를 많이 받고 있다(이경숙, 김정호, 2000). 청소년들의 연구에 비해서 적기는 하지만, 대학생들을 대상으로 학교생활에서 많이 경험하는 스트레스를 조사한 연구에서도 학업, 진로가 가장 큰 스트레스원으로 밝혀졌다(이은희, 2004). 그러므로 학업소진은 학업스트레스와 우울 같은 심리적 부적응 증상을 매개하는 중요한 변수라는 점에서 더욱 학업소진에 대한 다양한 연구가 요구되는 실정이다(Koske & Koske, 1991).

또한 정서적 고갈(emotional exhaustion)이 주요 증상인 소진은 완벽주의 성향을 가진 학생들에게서 더 자주 일어나는 경향이 있다(Appleton, Hall, & Hill, 2009). 현재의 대학생들은 학업, 외모, 운동, 경제적 능력 등 모든 면에서 더 나아지기 위해, 즉, ‘완벽’해지기 위해 끊임없는 경쟁을 하고 있다. 이러한 시대적 분위기에 맞춰 최선을 다해 일을 하거나 자신만의 목표 혹은 사회의 기준에 맞게 높은 기준을 세우고 이에 도달하려고 하는 성향을 가르켜 ‘완벽주의(perfectionism)’라고 한다(Hewitt, & Flett, 1991b). 대학생들은 대학에 입학하면서부터 학점관리, 영어성적관리, 취업준비 등 빠르게 변화하는 치열한 경쟁사회 속에서 살아남기 위해서 개인의 가치와 목표설정을 해야 하는 어려움에 봉착해 있다.

Hewitt과 Flett(1991b)은 이러한 완벽주의를 다차원적 개념으로 소개하면서, 개인의 적응에 중요한 대인 관계적 측면에서 완벽주의적 행동이 향하는 대상에 따라 세 가지 하위차원으로 구분하였다. 그 중 사회부와 완벽주의는 다른 완벽주의 하위차원과는 달리 다양한 심리적 부적응과 일관된 결과를 보이고 있는데, 사회부와 완벽주의자들은 타인이 자신에게 비현실적으로 높은 기준을 부여하고, 자신은 이를 통제할 수 없다고 지각한다. 이로 인해 부정적 평가에 대한 두려움이 많고, 분노, 불안, 우울, 폭식행동 등을 경험하기 쉬운 것으로 나타났다(손은정, 2013). 즉, 심리적 부적응과 일관된 관련성을 보이는 사회부와 완벽주의는 심리적 부적응 중에서도 특히, 우울(depression)과 가장 상관이 높게 나타난다.

사회부와 완벽주의자들의 신념, 즉 타인에게 수용되고 사랑받기 위해서 높은 성취를 보여야 하는 것이 우울과의 관련성을 높이는 것으로 보인다(김지윤, 이동귀, 2013). 신지은, 이동귀(2011)의 연구에 의하면, 사회부와 완벽주의를 ‘타인의 높은 기대’와 ‘조건적 수용’으로 분리하여 우울과의 상관관계를 살펴 본 결과, 조건적 수용과 우울은 정적 상관을 보였지만, 타인의 높은 기대는 큰 관련성을 보이지 않았다. 이러한 결과는 사회부와 완벽주의가 다차원적 완벽주의의 다른 하위차원들보다 심리적 부적응과 비교적 일관된 결과를 보이는 것과 타인과의 관계에서 수용 및 관심을 받는 것에 대한 신념이 핵심적 역할을 하는 것으로 예상해 볼 수 있다.

시험 성적이 대학에서 장학생 선정, 취직 등에서 큰 비중을 차지하는 우리나라 현실과 관련하여, 우리 주변에서 시험불안으로 고통 받고 있는 대학생들을 어렵지 않게 만날 수 있다(조용래, 2008). 더구나, 최근 취업난이 심해지면서 이른바 ‘스펙 쌓기’에 열을 올리면서, 대학생들은 더욱 더 완벽해지려 하고, 도달할 수 없는 높은 기준을 세우며, 그 목표를 달성하기 위해 스스로를 혹사시키고 있다. 이러한 과정에서 대학생들은 자신의 능력을 가늠하는 시험에 민감하게 되고, 자신감 상실과 더불어 불안으로 이어진다. 그들이 느끼는 시험불안(test anxiety)은 대개 시험이 어렵거나, 시험 때문에 높은 스트레스를 받고 실패를 걱정하며, 자신이 처한 상황에 적절하게 대처할 능력이 부족하고, 타인의 평가에 지나치게 예민하게 반응하는 경향에서 초래된다.

Deffenbacher, Zwemer, Whisman, Hill, & Sloan(1986)은 발표불안이나 시험불안이 높은 사람은 인정에 대한 욕구가 높고, 지나치게 근심하며, 무력감을 느끼고, 과제에 대해 회피하는 완벽주의 성향을 지닌다고 하였다. 완벽주의 성향과 불안수준은 높은 정적 상관을 보이며, 어려운 과제일수록 불안 수준이 더 높아진다. 이것은 완벽주의 성향을 가진 사람들이 보이는 수행에 대한 높은 기대 수준, 타인의 평가에 대한 두려움과 자신감의 부족 등에 기인한다고 한다. 이런 관점에서 볼 때, 시험불안에서 완벽주의는 시험불안의 취약성을 가중시키기 때문에, 완벽주의 성향이 높은 사람은 시험이라는 평가 상황에서 높은 불안을 느끼게 되는 것이다.

이상의 내용을 종합하여 이 연구에서는 취업과 미래에 대한 불안정성에 직면해 있는 대학생들의 사회부과 완벽주의가 학업소진에 유의한 영향을 미치고, 이들의 관계를 우울과 시험불안이 매개하는지를 검증하고, 성별에 따라 차이가 있는지를 탐색하고자 한다. 이 연구에서 시험불안과 우울의 매개효과는 완벽주의가 시험불안과 우울을 야기하고, 이것이 학업소진과 연관된다는 것으로, 즉 완벽주의가 시험불안과 우울을 통해 학업소진에 간접적으로 영향을 준다는 것을 의미한다. 이 연구가 성적과 취업으로 인한 과도한 스트레스 상태의 대학생들에 대한 이해의 폭을 넓히고, 학업소진에 대한 예방 및 감소 전략을 세우는 데 도움을 줄 수 있을 것으로 기대된다.

한편, 이 연구에서 검증하고자 하는 변인들에서 성별의 차이가 일련의 연구를 통해 보고된 바 있다. 여학생들은 남학생보다 자신에 대해 더 높은 목표와 기준을 설정하고, 자신의 수행이나 행동을 엄격하게 평가하고 비판하는 것으로 받아들여지는 견해이다. 즉, 여학생은 남학생에 비해 완벽주의 수준이 유의하게 높다(이경희, 2010). 또한 이종철(2007)의 연구에서, 여학생은 남학생에 비해 시험불안 수준이 유의하게 높았다. 선행연구 결과, 완벽주의, 시험불안, 우울(김빛나, 박주희, 2013), 학업소진(최옥, 2015; Salmela-Aro, Kiuru, Leskinen, & Nurmi, 2009)에서 남녀 간 차이가 있는 것으로 나타났다. 따라서 이 연구에서는 성별에 따라 차이가 있는지를 탐색적으로 분석해 보고자 한다.

2. 연구문제

위에서 언급한 연구의 필요성에 따라 대학생들의 사회부과 완벽주의가 시험불안과 우울을 매개로 하여 학업소진에 영향을 주는지 검증하기 위해 다음과 같은 연구문제를 설정하였다.

연구문제 1. 대학생의 완벽주의와 학업소진의 관계에서 시험불안과 우울의 매개효과가 유의한가?

연구문제 2. 대학생의 완벽주의와 학업소진의 관계에서 시험불안과 우울의 매개효과가 성별에 따라 차이가 있는가?

3. 용어의 정의

- 가. 사회부과 완벽주의
- 나. 학업소진
- 다. 시험불안
- 라. 우울
- 마. 중다매개효과

II. 이론적 배경

1. 학업소진

- 가. 학업소진의 개념
- 나. 학업소진의 발전과정
- 다. 학업소진에 영향을 미치는 요인

2. 학업소진에 영향을 미치는 주요 변인

가. 완벽주의

- 1) 완벽주의의 개념
- 2) 완벽주의 이론과 구성요소
- 3) 사회부과 완벽주의
- 4) 완벽주의 관련 연구

나. 시험불안

- 1) 시험불안의 개념
- 2) 시험불안 관련 연구

다. 우울

- 1) 우울의 개념
- 2) 우울의 유형
- 3) 대학생의 우울

3. 사회부과 완벽주의, 시험불안, 우울, 학업소진의 관계

- 가. 사회부과 완벽주의와 시험불안의 관계
- 나. 사회부과 완벽주의와 우울의 관계
- 다. 사회부과 완벽주의와 학업소진의 관계
- 라. 시험불안과 우울의 관계
- 마. 시험불안과 학업소진의 관계
- 바. 우울과 학업소진의 관계

4. 시험불안과 우울의 매개효과

선행연구를 통해 사회부과 완벽주의는 학업소진에 정적인 영향을 미칠 것으로 예측된다. 또한 사회부과 완벽주의가 높은 학생들의 시험불안과 우울이 학업소진에 영향을 주는 매개변인으로 기능할 가능성이 크다. 따라서 사회부과 완벽주의와 학업소진 간 관계에서 시험불안과 우울이 어떠한 영향을 미치는가 검증할 필요가 있다.

지금까지 사회부과 완벽주의나 학업소진에 관한 연구들은 다양하게 이루어져 왔으나, 사회부과 완벽주의와 학업소진의 관계에서 시험불안과 우울의 매개효과에 대한 연구는 거의 이루어지지 않았다. 이 연구에서는 변인 간 상관관계를 검증한 선행연구의 결과를 토대로, 시험불안과 우울이 사회부과 완벽주의와 학업소진의 관계를 매개하는 변인으로 설정될 가능성이 있는지를 검토한다.

사회부과 완벽주의자들은 중요한 타인이 자신에게 비현실적으로 높은 기준을 부과하고, 완벽한 수행과 엄격한 평가를 요구한다고 지각하여, 타인의 기준에 자신의 수행결과가 도달하지 못한다고 느낄 때, 무기력감, 우울, 불안에 보다 취약하고, 타인이 자신에게 완벽하도록 압박을 가한다고 생각하며, 타인의 기준을 과도하고 통제 불가능한 것으로 지각하여, 학습된

무기력, 분노, 불안, 우울과 같은 정서 상태를 경험하게 된다(김현정, 손정락, 2006). Freudenberger(1974)는 소진은 고갈의 기본적인 증후군으로 완벽주의자들의 특징이라고 주장하였다. 완벽주의는 소진에 유의미한 결과를 설명할 수 있는 변인이며, 대학생들의 사회부와 완벽주의 수준에 따라 학업소진을 경험할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

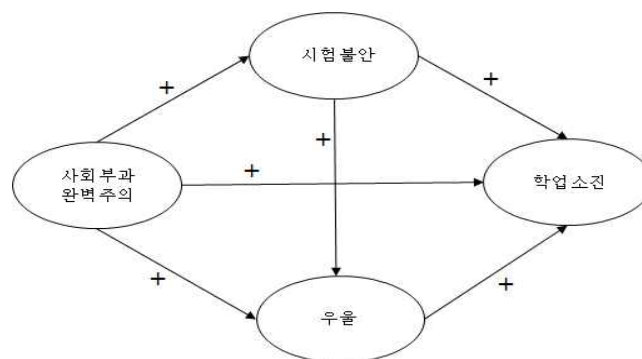
완벽주의와 시험불안 간의 관계에 대한 연구를 살펴보면, Hewitt, Caelian, Flett, Sherry, Collins, & Flynn(2002)의 연구 결과에서, 자기지향 완벽주의가 높은 학생과 사회부와 완벽주의가 높은 학생 모두 우울, 불안과 유의한 관계를 갖는 것으로 나타났다. 또한 박진미(2003)는 부모의 기대수준이 높을수록 중학생의 완벽주의와 시험불안이 모두 높게 나타났고, 완벽주의의 하위영역과 시험불안의 상관관계가 모두 정적 상관관계를 보였다고 보고하였다. 완벽주의와 우울의 관계에 대한 연구에서는 사회부와 완벽주의자들은 자기 개념이 명확하지 않고, 자아존중감이 낮아 타인이 설정한 기준에 도달하기 어렵다고 생각하며, 다른 사람들의 부정적 평가나 스스로의 수행이 실패할 것을 두려워하는 경향을 보인다. 이로 인해 반추적 사고를 자주 경험하게 되고, 자신을 처벌적으로 대하며, 수치심과 같은 부정적 정서나 학습된 무기력을 느껴 우울해지는 것으로 나타났다(김병직, 이동귀, 이희경, 2012). 이러한 시험불안과 우울은 스트레스의 요인으로 작용할 수 있고, 학업소진으로 이어질 수 있다.

선행연구의 결과를 종합해 보면, 사회부와 완벽주의가 높은 학생들의 경우, 타인의 기대를 위해 완벽한 수행을 목표로 하며, 이는 시험불안과 우울로 이어져 학업소진에 이르게 된다. 즉 사회부와 완벽주의 성향이 높은 학생은 시험불안과 우울을 매개로 하여 학업소진에 영향을 미칠 것으로 보인다. 또한 사회부와 완벽주의와 학업소진의 관계에서 시험불안과 우울이 영향을 미치는 중다매개효과가 있을 것으로 예측된다. 따라서 이 연구에서는 사회부와 완벽주의와 학업소진 간 관계에서 시험불안과 우울 각각의 단순 매개효과 뿐만 아니라 두 변인의 중다매개효과를 함께 밝히고자 하였다. 즉, 사회부와 완벽주의는 시험불안을 높이고, 시험불안은 우울을 높여 학업소진에 영향을 줄 것으로 예측하였다.

Ⅲ. 연구모형과 연구가설

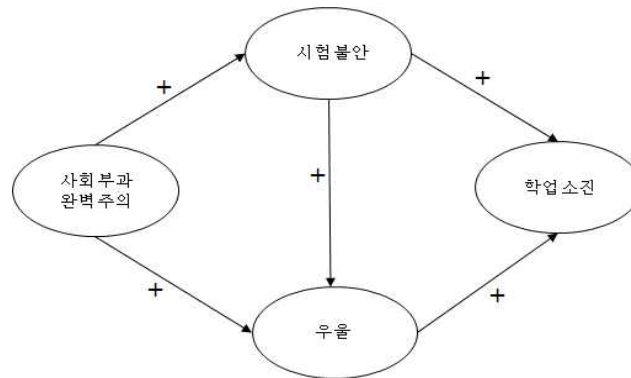
1. 연구모형

이 연구에서는 사회부와 완벽주의와 학업소진의 관계에서 시험불안과 우울의 중다매개효과를 검증하기 위해 다음과 같은 연구모형을 설정하였고 연구모형은[그림 1]과 같다.



[그림 1] 사회부와 완벽주의, 학업소진, 시험불안, 우울의 관계에 관한 연구모형

경합모형은 예언변인인 사회부과 완벽주의와 학업소진 간의 경로가 통계적으로 유의하지 않을 것이라고 예측한 모형이고, 경합모형은 [그림 2]와 같다.



[그림 2] 사회부과 완벽주의, 학업소진, 시험불안, 우울의 관계에 관한 경합모형

2. 연구가설

본 연구에서 설정한 연구문제별 연구가설은 다음과 같다.

연구문제 1. 대학생의 사회부과 완벽주의와 학업소진의 관계에서 시험불안과 우울의 매개 효과가 유의한가?

연구가설 1-1. 연구모형이 경합모형보다 양호한 적합도를 보일 것이다.

연구가설 1-2. 사회부과 완벽주의 수준이 높을수록 학업소진 수준이 높을 것이다.

연구가설 1-3. 사회부과 완벽주의 수준이 높을수록 시험불안 수준이 높을 것이다.

연구가설 1-4. 사회부과 완벽주의 수준이 높을수록 우울 수준이 높을 것이다.

연구가설 1-5. 시험불안 수준이 높을수록 학업소진 수준이 높을 것이다.

연구가설 1-6. 우울 수준이 높을수록 학업소진 수준이 높을 것이다.

연구가설 1-7. 시험불안 수준이 높을수록 우울 수준이 높을 것이다.

연구가설 1-8. 사회부과 완벽주의와 학업소진의 관계에서 시험불안의 매개효과가 유의할 것이다.

연구가설 1-9. 사회부과 완벽주의와 학업소진의 관계에서 우울의 매개효과가 유의할 것이다.

연구가설 1-10. 사회부과 완벽주의와 학업소진의 관계에서 시험불안과 우울의 중다매개 효과가 유의할 것이다.

연구문제 2. 사회부과 완벽주의와 학업소진의 관계에서 시험불안과 우울의 매개효과가 성별에 따라 차이가 있는가?

IV. 연구방법

1. 연구대상

본 연구를 위해 G시에 위치한 4개 대학교 학생 750명을 대상으로 설문을 실시하여 불성실한 응답자료와 일관된 번호로 응답한 자료를 제외하여, 최종 674부를 자료 분석에 사용하

였다. 그 결과 연구대상은 남학생 288명, 여학생이 386명이었으며, 학년별로는 1학년 53명, 2학년 239명, 3학년 238명, 4학년 144명이 분석대상으로 선정되었다. 이 연구에 참여한 연구대상의 성별과 학년별 빈도는 <표 IV-1>과 같다.

<표 IV-1> 연구대상의 성별 및 학년별 빈도 단위: 명(%)

	1학년	2학년	3학년	4학년	전체
남	23(3.4)	113(16.8)	95(14.1)	57(8.5)	288(42.7)
여	30(4.5)	126(18.7)	143(21.2)	87(12.9)	386(57.3)
전체	53(7.9)	239(18.7)	238(35.3)	144(21.4)	674(100)

2. 측정도구

가. 사회부와 완벽주의

사회부와 완벽주의를 측정하기 위한 척도는 개인의 완벽주의 성향을 측정하기 위해 Hewitt과 Flett(1991a)의 다차원적 완벽주의 척도(Multidimensional Perfectionism Scale: MPS)를 한기연(1993)이 번안한 것을 사용했다. 7점 Likert식 척도이며 1점 ‘전혀 아니다’에서 7점 ‘매우 그렇다’ 중 자신을 가장 잘 나타내는 것을 선택하는 자기보고식 척도이다. 본 연구에서는 중속변수와 유의미한 점수를 나타내고 있는 사회부와 완벽주의 척도만을 사용하였다. Hewitt과 Flett(1991a)에 의한 문항내적일관성지수(Cronbach's α)는 각각 .87이고, 이 연구의 문항내적일관성지수는 .76이다. 사회부와 완벽주의의 문항들을 살펴보면 <표 IV-2>과 같다.

<표 IV-2> 사회부와 완벽주의 척도의 문항구성과 문항내적일관성지수

하위척도	문항 번호	문항 수	문항내적일관성지수
사회부와 완벽주의	5, 9*, 11, 13, 18, 21*, 25, 30*, 31, 33, 35, 37*, 39, 41, 44*	15	.76

* 해당 문항들은 모두 역채점 문항임.

사회부와 완벽주의의 측정변인을 구성하기 위하여 항목 묶기(item parceling)를 사용하였다. 항목묶기를 하는 방법 중에서 임의할당법(random assignment)(배병렬, 2014)을 사용하였는데, 5개의 문항으로 3개의 측정변인을 구성하였다. 각 측정변인의 문항과 문항내적일관성지수는 <표 IV-3>과 같다.

<표 IV-3> 사회부와 완벽주의 척도의 하위요인별 문항구성과 문항내적일관성지수

하위척도	문항 번호	문항 수	문항내적일관성지수
사회부와 완벽주의1	5, 11, 18, 33, 39	5	.62
사회부와 완벽주의2	9*, 13, 25, 30*, 41	5	.67
사회부와 완벽주의3	21*, 31, 35, 37*, 44*	5	.67

* 해당 문항들은 모두 역채점 문항임.

나. 학업소진

이 연구에서는 Bresó, Salanova와 Schaufeli(2007)의 MBI-SS(Maslach Burnout Inventory - Student Survey)척도를 Shin, Puig, Lee, Lee, & Lee(2011)가 한국학생들을 대상으로 타당화한 수정된 MBI-SS척도를 사용하였다. 이 척도는 고갈 5문항, 냉담 4문항, 무능감 6문항의 3개의 하위 요인으로 구성된다. 총 15문항 5점 Likert척도로 구성되어 있고 점수가 높을수록 학업소진 수준이 높음을 의미한다. 무능감은 역문항으로 구성되어 있어 반대로 환산하여 분석하였다. Shin, Puig, Lee, Lee, & Lee(2011)의 선행연구에서는 고갈, 냉담, 무능감의 문항내적일관성지수는 각각 .87, .73, .82였다. 본 연구에서 학업소진 척도의 하위척도별 문항구성과 문항내적일관성지수는 고갈 .90, 냉담 .89, 무능감 .83으로 <표 IV-4>와 같다.

<표 IV-4> 학업소진 척도의 문항구성과 문항내적일관성지수

하위척도	문항 번호	문항 수	문항내적일관성지수
고갈	1, 2, 3, 4, 5	5	.90
냉담	6, 7, 8, 9	4	.89
무능감	10*, 11*, 12*, 13*, 14*, 15*	6	.83
전체		15	.90

* 해당 문항들은 모두 역채점 문항임.

다. 시험불안

Benson과 El-Zahhar(1994)가 개발하고, 조용래(2008)가 번안한 개정된 시험불안 척도(The Revised Test Anxiety Scale: RTA)를 사용하였다. 이 척도는 시험불안에 대한 긴장차원 5문항, 걱정차원 6문항, 신체증상차원 5문항, 시험 무관 사고차원 4문항으로 4요인, 총 20문항으로 구성되어 있다. 4점 Likert식 척도로 1점(거의 느끼지 않음), 2점(때때로 느낌), 3점(자주 느낌), 4점(거의 항상 느낌) 중 가장 적합한 것을 선택하는 자기보고식 검사이며, 점수가 높을수록 시험불안을 많이 경험하는 것을 의미한다. 본 연구에서는 시험과 직접적인 관련이 있는 시험불안의 측정을 위해서 시험무관 사고차원 4문항을 제외한 총 16개 문항 세 가지 하위요인만을 측정하였다. 선행연구에서는 문항내적일관성지수가 긴장 .82, 걱정 .76, 신체증상 .77 그리고 전체 .91로 나타났다(조용래, 2008). 본 연구에서 문항내적일관성 계수는 긴장 .85, 걱정 .84, 신체증상 .85로 <표 IV-5>와 같다.

<표 IV-5> 시험불안 척도의 문항구성과 문항내적일관성지수

하위척도	문항 번호	문항 수	문항내적일관성지수
긴장	4, 5, 6, 12, 20	5	.85
걱정	1, 2, 3, 8, 11, 19	6	.84
신체증상	10, 15, 16, 17, 18	5	.85
전체		16	.93

라. 우울

대학생의 우울 정도를 측정하기 위해 Radolff(1977)의 CES-D(Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale)를 전검구, 최상진, 양병창(2001)이 번안·수정한 통합적 한국판 CES-D 척도를 사용하였다. 총 20개의 문항으로 이루어진 자기보고형 척도이며, 각 문항에 대해 지난 일주일 동안 우울을 경험한 빈도를 기록하는 것으로 0점(전혀 아니다) ~ 4점(항상 그렇다)까지 답하도록 되어 있고, 가능한 총점수의 범위는 0~60점이다. 20개 문항 중 '4, 8, 12, 16'번의 4문항은 긍정적 감정을 표현하는 문항으로 역으로 계산되어 채점되며, 점수가 높을수록 우울 성향이 높은 것으로 해석된다. 전검구, 최상진, 양병창(2001)의 연구에서 문항 내적일관성지수는 .91이었으며, 본 연구에서도 .91이었다.

본 연구에서는 잠재변수인 우울의 각각에 해당하는 측정변수를 구성하기 위하여, 20개의 문항을 임의할당법을 사용하여 항목 묶기를 하여 3개의 측정변인을 구성하였다. 각 측정변인에 속하는 문항과 문항내적일관성지수는 <표 IV-6>과 같다.

<표 IV-6> 우울척도의 문항구성과 문항내적일관성지수

하위척도	문항 번호	문항 수	문항내적일관성지수
우울1	1, 2, 3, 5, 9, 11, 20	7	.82
우울2	7, 10, 13, 17, 18, 19	6	.82
우울3	4*, 6, 8*, 12*, 14, 15, 16*	7	.78
전체		20	.91

3. 자료수집 절차

본 연구를 위한 설문지 배포와 회수 작업은 2015년 6월과 7월 사이에 이루어졌으며, 코딩 작업과 분석 작업은 7월과 8월에 이루어졌다. 이 연구를 위해 G시에 위치한 4개 대학에 직접 방문하여 설문지를 배포하여 직접 수거하였으며, 모두 750부를 배포하여 742부를 회수하였다. 학생들은 스스로 해당 문항을 읽고 응답에 체크하여 기록하였고, 설문지 작성 시간은 대략 30~40분 정도 소요되었다. 회수한 자료에서 불성실한 응답자료 68부를 제외하고 674부를 최종 자료분석에 사용하였다.

4. 자료분석

자료분석을 위한 통계 프로그램으로는 IBM SPSS Statistics 21.0을 활용하여 각 측정변인의 기술통계량(평균, 표준표차, 최대값, 최소값, 왜도, 첨도)과 변인들간의 상관계수를 산출하였다. 통계값의 유의도 검증은 .05 수준에서 이루어졌다. 이후 IBM AMOS 20.0을 사용하여 구조방정식 모형 분석을 진행하였다. 구조방정식모형(structural equation modeling, SEM)은 자료의 정규분포를 가정하기 때문에 왜도와 첨도의 절대값 크기를 검토하여 자료의 정규성을 판단하였다(Curran, West, & Finch, 1996). Kline(2011)에 따르면, 왜도의 절대값이 3.0 이상이거나, 첨도의 절대값이 10.0 이상일 때 자료의 정규성에 문제가 있는 것으로 간주한다.

V. 연구결과

1. 측정변인의 기술통계량과 상관계수

<표 V-1> 전체집단의 기술통계량과 상관계수($N = 674$): 생략

2. 전체집단의 관계모형 검증

연구가설 1-1을 검증하기 위하여 설정한 연구모형과 경합모형의 관계모형의 적합도 검증 결과는 <표 V-2>와 같다. 먼저, 연구모형과 경합모형의 χ^2 값이 $p < .001$ 수준에서 유의하였으나, χ^2 값은 표집크기에 민감하므로 무시하였다. 그 대신 관계모형의 검증에서 보는 바와 같이, 연구모형의 TLI는 .925, CFI는 .946, RMSEA는 .086이었고, 경합모형의 TLI는 .924, CFI는 .944, RMSEA는 .086이었다. 연구모형과 경합모형은 모두 TLI의 값과 CFI의 값이 .90 보다 높고, RMSEA가 .10보다 작았기 때문에 경험적 자료에 부합하는 모형으로 볼 수 있다. 또한 연구모형과 경합모형 간 χ^2 값의 차이는 9.438이고, 자유도의 차이가 1이며, p 값이 .002로 그 차이가 유의하여 이론적 배경과 선행연구에 따라 설정한 연구모형이 적합한 모형으로 판명되었다. 따라서 연구가설 1-1이 채택되었다.

<표 V-2> 전체집단 관계모형의 적합도

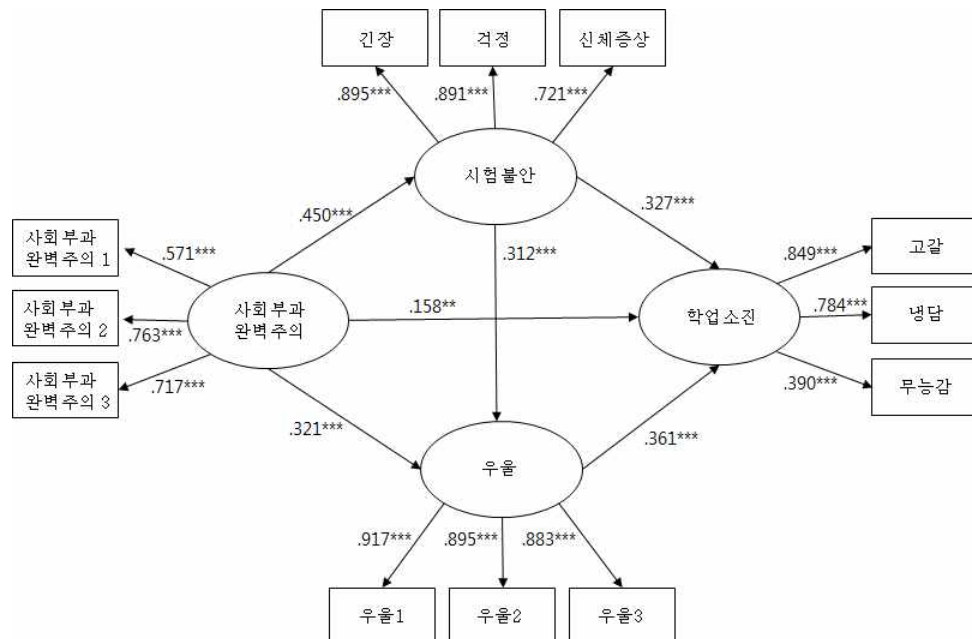
모형	χ^2	df	p	TLI	CFI	RMSEA
연구모형	284.525	48	.000	.925	.946	.086
경합모형	293.963	49	.000	.924	.944	.086
비교	9.438	1	.002			

적합도에서 더 적합한 모형으로 판정된 연구모형의 각 변인 간 경로계수를 살펴보면, <표 V-3>과 같다. 사회부과 완벽주의에서 시험불안에 이르는 경로($b=.539, t=9.149, p < .001$), 사회부과 완벽주의에서 우울에 이르는 경로($b=.380, t=6.391, p < .001$), 사회부과 완벽주의에서 학업소진에 이르는 경로($b=.336, t=3.129, p < .01$), 시험불안에서 우울에 이르는 경로($b=.309, t=6.994, p < .001$), 시험불안에서 학업소진에 이르는 경로($b=.583, t=7.184, p < .001$), 우울에서 학업소진에 이르는 경로($b=.650, t=7.966, p < .001$)가 유의하였다. 즉 사회부과 완벽주의와 시험불안, 사회부과 완벽주의와 우울, 사회부과 완벽주의와 학업소진 간에는 유의한 정적 관계가, 시험불안과 우울, 시험불안과 학업소진 간에는 유의한 정적 관계가, 우울과 학업소진 간에는 유의한 정적 관계가 있는 것으로 나타났다. 따라서 연구가설 1-2, 연구가설 1-3, 연구가설 1-4, 연구가설 1-5, 연구가설 1-6, 연구가설 1-7이 모두 지지되었다. 최종적으로 채택된 관계모형은 [그림 3]과 같다.

<표 V-3> 전체집단의 사회부과 완벽주의, 학업소진, 시험불안, 우울의 경로계수

경로			비표준화 계수	표준오차	표준화 계수	t
사회부과 완벽주의	→	시험불안	.539	.059	.450	9.149***
사회부과 완벽주의	→	우울	.380	.060	.321	6.391***
사회부과 완벽주의	→	학업소진	.336	.107	.158	3.129**
시험불안	→	우울	.309	.044	.312	6.994***
시험불안	→	학업소진	.583	.081	.327	7.184***
우울	→	학업소진	.650	.082	.361	7.966***

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



[그림 3] 전체집단의 최종모형

최종 수락된 모형의 팬텀모형 상에서 Bootstrapping을 활용한 중다매개효과를 검증한 결과를 <표 V-4>에 제시하였다. 분석결과를 보면 매개효과 추정값이 편의고정 95% 신뢰구간(Bias-Corrected 95% Confidence Interval)에서 0을 포함하지 않으므로, 매개효과가 유의하다는 점을 알 수 있다. 구체적으로 대학생의 사회부과 완벽주의에서 학업소진에 이르는 시험불안이 유의하였고(추정값=.314, 95% CI(.189, .475)), 대학생의 사회부과 완벽주의에서 학업소진에 이르는 우울의 매개효과도 유의하였다(추정값=.247, 95% CI(.155, .373)). 또한 사회부과 완벽주의에서 학업소진에 이르는 경로에서 시험불안과 우울의 중다매개효과가 유의하였다(추정값=.108, 95% CI(.065, .173)). 따라서 연구가설 1-8, 연구가설 1-9, 연구가설 1-10은 지지되었다.

<표 V-4> 전체집단의 관계모형 중다매개효과 검증

경로	추정값	표준오차	<i>p</i>	BC 95%CI
사회부와 완벽주의 → 시험불안 → 학업소진	.314	.071	.001	(.189, .475)
사회부와 완벽주의 → 우울 → 학업소진	.247	.055	.000	(.155, .373)
사회부와 완벽주의 → 시험불안 → 우울 → 학업소진	.108	.027	.000	(.065, .173)

3. 성별 관계모형 검증

<표 V-5> 남학생 집단의 기술통계량과 상관계수(*N* = 288): 생략

<표 V-6> 여학생 집단의 기술통계량과 상관계수(*N* = 386): 생략

가. 사회부와 완벽주의, 학업소진, 시험불안, 우울의 성별 관계모형 검증

<표 V-7>과 <표 V-8>에서 보듯이, 남학생 집단과 여학생 집단 모두에서 TLI와 CFI의 값이 .90보다 높고, RMSEA가 .08에 근접하여 경험적 자료에 부합하는 모형을 볼 수 있다. 남학생 집단의 경우, 연구모형과 경합모형 간 χ^2 값의 차이가 6.221로 유의해서 연구모형을 적합한 모형으로 판명하였다. 또한, 여학생 집단의 경우, 연구모형과 경합모형의 χ^2 값의 차이가 4.092로 유의하여 연구모형을 적합한 모형으로 판명하였다. 남녀 집단 간 차이는 없었다.

<표 V-7> 남학생 집단의 관계모형 적합도

모형	χ^2	<i>df</i>	<i>p</i>	TLI	CFI	RMSEA
연구모형	133.830	48	.000	.940	.956	.079
경합모형	140.051	49	.000	.937	.954	.080
비교	6.221	1	.013			

<표 V-8> 여학생 집단의 관계모형 적합도

모형	χ^2	<i>df</i>	<i>p</i>	TLI	CFI	RMSEA
연구모형	218.557	48	.000	.904	.930	.096
경합모형	222.649	49	.000	.904	.929	.096
비교	4.092	1	.043			

<표 V-9>에 제시된 바와 같이 남학생 집단은 사회부와 완벽주의에서 학업소진에 이르는 경로가 $p < .05$ 수준에서 유의하였고, 사회부와 완벽주의에서 시험불안, 사회부와 완벽주의에서 우울로 가는 경로와 시험불안에서 우울, 시험불안에서 학업소진, 그리고 우울에서 학업소진으로 가는 모든 경로가 $p < .001$ 수준에서 유의하였다. 또한 여학생 집단의 경우도 <표 V-10>에서 제시한 바와 같이 사회부와 완벽주의에서 학업소진에 이르는 경로가 $p < .05$ 수준에서 유의

하였고, 사회부과 완벽주의에서 시험불안, 사회부과 완벽주의에서 우울로 가는 경로와 시험불안에서 우울, 시험불안에서 학업소진 그리고 우울에서 학업소진으로 이르는 경로가 $p < .001$ 수준에서 모두 유의하였다. 남녀 각 집단의 관계모형은 [그림 5], [그림 6]과 같다.

<표 V-9> 남학생 집단의 사회부과 완벽주의, 학업소진, 시험불안, 우울의 경로계수

경로	비표준화 계수	표준오차	표준화 계수	<i>t</i>
사회부과 완벽주의 → 시험불안	.616	.100	.480	6.183***
사회부과 완벽주의 → 우울	.424	.101	.347	4.186***
사회부과 완벽주의 → 학업소진	.462	.183	.202	2.518*
시험불안 → 우울	.250	.067	.262	3.738***
시험불안 → 학업소진	.594	.121	.332	4.923***
우울 → 학업소진	.603	.124	.322	4.868***

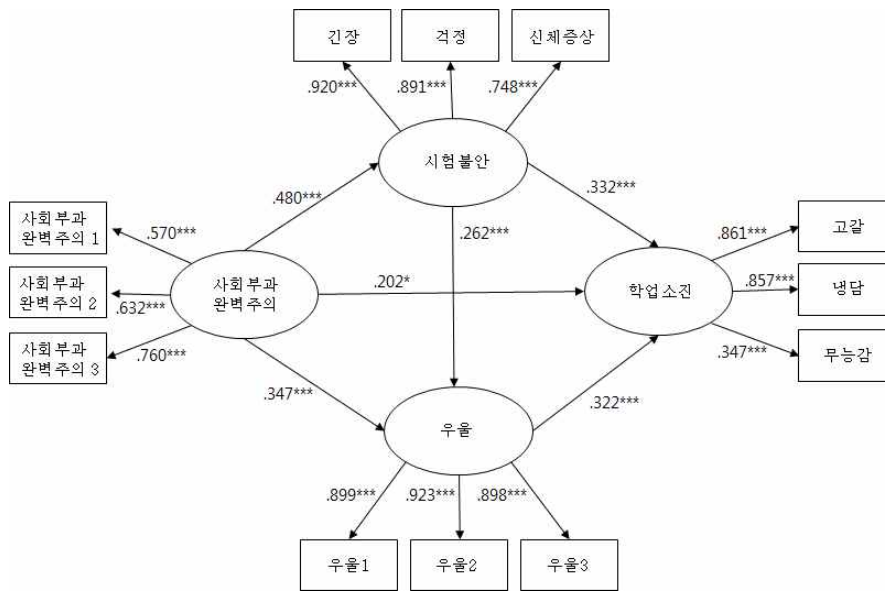
* $p < .05$. *** $p < .001$.

<표 V-10> 여학생 집단의 사회부과 완벽주의, 학업소진, 시험불안, 우울의 경로계수

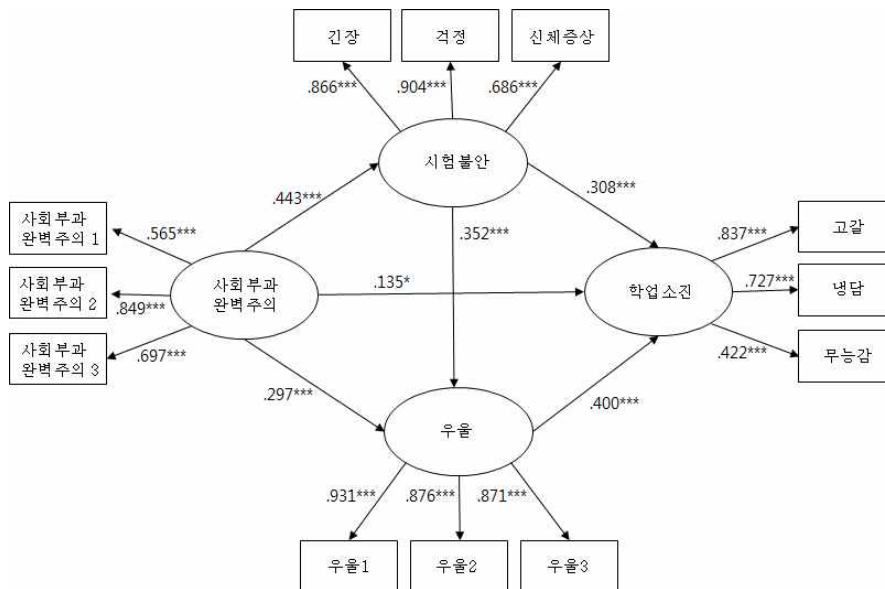
경로	비표준화 계수	표준오차	표준화 계수	<i>t</i>
사회부과 완벽주의 → 시험불안	.490	.070	.443	7.033***
사회부과 완벽주의 → 우울	.341	.071	.297	4.776***
사회부과 완벽주의 → 학업소진	.269	.128	.135	2.109*
시험불안 → 우울	.365	.060	.352	6.043***
시험불안 → 학업소진	.555	.112	.308	4.962***
우울 → 학업소진	.694	.107	.400	6.460***

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

최종 수락된 모형에서, 남학생 집단의 팬텀모형상에서 Bootstrapping을 활용하여 중다매개효과를 검증한 결과를 <표 V-11>에 제시하였다. 분석결과를 보면, 남자 대학생의 사회부과 완벽주의가 학업소진에 이르는 경로에서 시험불안의 매개효과가 유의하였고(추정값=.365, 95% CI(.143, .666)), 사회부과 완벽주의가 학업소진에 이르는 경로에서 우울의 매개효과도 유의하였다(추정값=.255, 95% CI(.123, .510)). 또한 사회부과 완벽주의가 시험불안과 우울을 중다매개로 학업소진에 미치는 영향력이 유의한 것으로 나타났다(추정값=.093, 95% CI(.033, .199)).



[그림 5] 남학생 집단의 최종모형



[그림 6] 여학생 집단의 최종모형

<표 V-11> 남학생 집단의 중다매개효과 검증

경로	추정값	표준오차	<i>p</i>	BC 95%CI
사회부과 완벽주의 → 시험불안 → 학업소진	.365	.130	.001	(.143, .666)
사회부과 완벽주의 → 우울 → 학업소진	.255	.088	.001	(.123, .510)
사회부과 완벽주의 → 시험불안 → 우울 → 학업소진	.093	.039	.002	(.033, .199)

<표 V-12> 여학생 집단의 중다매개효과 검증

경로	추정값	표준오차	<i>p</i>	BC 95%CI
사회부과 완벽주의 → 시험불안 → 학업소진	.272	.088	.002	(.109, .462)
사회부과 완벽주의 → 우울 → 학업소진	.237	.070	.000	(.120, .407)
사회부과 완벽주의 → 시험불안 → 우울 → 학업소진	.124	.039	.000	(.068, .225)

여학생 집단의 팬텀모형상에서 Bootstrapping을 활용하여 중다매개효과를 검증한 결과를 <표 V-12>에 제시하였다. 분석결과를 보면, 여자 대학생의 사회부과 완벽주의가 학업소진에 이르는 경로에서 시험불안의 매개효과가 유의하였고(추정값=.272, 95% CI(.109, .462)), 사회부과 완벽주의가 학업소진에 이르는 경로에서 우울의 매개효과도 유의하였다(추정값=.237, 95% CI(.120, .407)). 또한 사회부과 완벽주의가 시험불안과 우울을 중다매개로 학업소진에 미치는 영향력도 유의한 것으로 나타났다(추정값=.124, 95% CI(.068, .225)).

남학생과 여학생 집단 간 경로 차이를 분석한 결과 남녀 간의 차이가 없었다. 남학생과 여학생 집단에서 사회부과 완벽주의가 시험불안과 우울을 매개로하여 학업소진에 이르는 매개효과와 중다매개효과는 남녀 차이를 보이지 않았다.

VI. 논의 및 결론

이 장에서는 대학생의 사회부과 완벽주의와 학업소진의 관계에서 시험불안과 우울의 중다매개효과를 검증한 결과를 비교해서 논의하였다. 그리고 결론에서는 연구의 결론, 시사점, 제한점, 후속연구를 위한 제언을 기술하였다.

1. 논의

이 연구는 G광역시 소재 대학교 학생들을 대상으로 사회부과 완벽주의와 학업소진의 관계에서 시험불안과 우울이 중다매개효과를 갖는지 알아보기 위해 수행되었다. 이를 위해 G

광역시에 소재한 4개 대학교 학생 750명을 대상으로 사회부와 완벽주의, 학업소진, 시험불안, 우울을 평가하는 검사를 실시하여 자료를 수집하였고, 이 가운데 불성실한 응답자 76부를 제외하고 총 674명(남학생 288명, 여학생 386명)의 자료를 분석하였다. 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

사회부와 완벽주의를 예측변인, 학업소진을 결과변인, 시험불안과 우울을 매개변인으로 설정한 연구결과, 예측대로 대학생의 사회부와 완벽주의에서 시험불안, 우울에 이르는 각각의 경로가 유의하였고, 시험불안이 우울에 이르는 경로도 유의하였다. 즉 사회부와 완벽주의는 시험불안과 우울에 정적 영향을 주고, 시험불안도 우울에 정적인 영향을 주었다. 또 사회부와 완벽주의에서 학업소진에 이르는 경로가 유의하였고, 시험불안에서 학업소진, 우울에서 학업소진에 이르는 경로가 유의하였다. 즉 시험불안은 학업소진에 정적 영향을 주어 시험불안이 높아질수록 학업소진이 높아졌고, 우울 또한 학업소진에 정적 영향을 주어 우울이 높을수록 학업소진의 정도가 높아졌다. 그리고 사회부와 완벽주의는 학업소진에 직접적으로 정적 영향을 주어서 사회부와 완벽주의 수준이 높은 학생들이 학업소진의 수준이 높은 것으로 나타났다.

사회부와 완벽주의가 학업소진에 영향을 미치는 경로에서 시험불안과 우울은 각각 매개 역할을 하였다. 사회부와 완벽주의는 학업소진에 직접적인 정적 영향을 미치고, 시험불안과 우울의 증가를 통해서 간접적으로도 정적 영향을 미친다고 할 수 있다. 그리고 사회부와 완벽주의와 학업소진의 관계에서 시험불안과 우울의 중다매개효과가 유의하였다. 즉 높은 사회부와 완벽주의 성향은 시험불안을 증가시키고, 높은 시험불안은 우울을 증가시켜 결과적으로 학업소진에 정적 영향을 미친다고 할 수 있다. 이러한 결과는 시험불안의 증가는 우울의 증가와 관련되고, 증가된 우울 수준은 학업소진의 증가와 관련된다는 것으로 학업소진에 개인의 심리적 특성변인인 시험불안과 우울을 감소시킴으로써 사회부와 완벽주의가 높은 학생들의 학업소진 수준을 낮추는데 긍정적인 영향을 줄 수 있음을 시사한다.

또한, 남녀 집단 간 경로에 차이를 분석한 결과 남녀 간 차이가 없었다. 즉, 남학생과 여학생 집단에서 사회부와 완벽주의가 시험불안과 우울을 매개로 하여 학업소진에 이르는 경로는 남녀 집단 간에 차이를 보이지 않았다. 이는 사회부와 완벽주의가 높은 남녀 대학생은 시험불안과 우울을 증가시키고, 시험불안과 우울의 증가로 인해 학업소진이 높아짐을 나타낸다. 즉 남학생과 여학생의 사회부와 완벽주의가 시험불안과 우울을 매개로 하여 학업소진에 미치는 영향력이 성별에 따라 차이를 보이지 않는 것을 의미한다. 이는 남녀 집단 모두가 자기 자신에 대해 더 높은 목표와 기준을 설정하고, 자신의 수행이나 행동을 엄격하게 평가하거나 비판하는 것으로 이해할 수 있다.

2. 결론

학업에 대한 부담과 어려움을 극복하기 위한 능력이 부족한 학생들에게는 학업소진 증상을 악화시키기 위해서 일차적으로 학생들에게 과중한 학업을 요구하지 않도록 하는 사회와 학교의 풍토를 만들어야 하고, 학업에 대한 스트레스에 능동적으로 대처할 수 있는 내적인 힘을 기를 수 있도록 해야 한다. 대학생들은 앞으로 길지 않은 시간 안에 스스로 독립하고 완전한 성인으로서 기능을 해야 한다는 부담감과 스트레스가 공존하는 시기이다. 나의 삶에서 무엇이 중요한 것인지, 왜 사는지 등 가치관의 정립도 당면 문제 중 하나이다. 이에 가정과 대학, 그리고 사회에서는 대학생들이 당면 문제를 해결하지 못하여 시험불안, 우울이나 학업소진에 이르지 않게 주의를 해야 한다. 동시에 대학 내 상담센터 등에서의 시의적절한

위기개입이 요구된다.

이 연구는 대학생을 대상으로 사회부와 완벽주의와 학업소진 간 관계에서 시험불안과 우울의 중다매개효과 모형 검증을 위해 수행되었다. 연구 결과, 대학생의 사회부와 완벽주의는 학업소진에 직접적인 영향을 미치는 것과 동시에 시험불안과 우울을 매개로 간접적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 사회부와 완벽주의는 시험불안에 영향을 미치고, 시험불안은 우울에 영향을 미치며, 우울은 학업소진에 순차적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 중다매개효과 모형 검증에서 사회부와 완벽주의에서 학업소진에 이르는 시험불안과 우울의 경로에서 유의성을 확인하였다. 또한, 사회부와 완벽주의에서 학업소진에 이르는 관계의 형태가 남학생 집단과 여학생 집단에서 집단 간에 차이가 없는 것으로 밝혀졌다. 이 연구의 결론에 기초한 이론적 및 실제적 시사점은 다음과 같다.

첫째, 이 연구는 대학생의 사회부와 완벽주의 수준이 어떠한 기제를 거쳐서 학업소진에 이르는지를 살펴보았다. 그동안의 연구들은 완벽주의 전체를 다루는데 주력하였다. 하지만 이 연구에서는 완벽주의의 하위요인인 자기지향 완벽주의, 타인지향 완벽주의, 사회부와 완벽주의 중 심리적인 부적응과 높은 관련성을 보이는 사회부와 완벽주의를 예측변인으로 설정하여 사회부와 완벽주의가 학업소진에 영향을 미치는 직, 간접적인 경로에 대한 경험적 근거를 제시하였다.

둘째, 사회부와 완벽주의와 학업소진의 관계에서 시험불안과 우울이 매개변인으로 작용한다는 결과를 확인하였다. 즉, 사회부와 완벽주의를 경험하는 학생들의 학업소진과 관련된 심리적 요인을 고려함으로써 학업소진을 경험하는 대학생들의 사회부와 완벽주의가 어떠한 심리적 기제를 통해 학업소진으로 귀결되는지 경로를 밝힐 수 있었다. 이를 통해 이들 대학생의 심리적 불편감을 감소시키고, 역기능적 심리속성들을 향상시키기 위한 개입에 도움을 줄 수 있으며, 스스로 정서조절기제를 변화시킬 수 있게 도울 수 있다. 이 연구는 학업소진을 경험한 대학생을 위한 프로그램 개발에 있어 학습자의 성격적 특성(사회부와 완벽주의)를 고려해야 한다는 점에서 교육적 의의를 찾을 수 있다. 특히 중다매개모형에서 시험불안과 우울이 학업소진으로 이어지는 데 중요한 변인으로 나타났으므로, 학생들의 교육 장면에서 대학생들에게 부과하게 되는 기대나 압력을 줄이고, 엄격한 평가 상황을 감소시키는 방안을 강구할 필요가 있다.

셋째, 사회부와 완벽주의는 성장 과정을 통해 형성되어진 성격적인 특성이므로 단기간에 변화시키기 어렵다. 학업소진을 방지하기 위해서는 먼저 시험불안과 우울 수준을 감소시킬 수 있는 프로그램을 개발 할 필요가 있다. 또한 사회부와 완벽주의가 높은 학생이 학업소진을 겪는 경우, 사회부와 완벽주의 성향이 어떻게 학업소진에 이르게 되는지 이해하는 데 있어 매개변인이 어떤 것들이 있는지 고려하는 것이 바람직하다.

마지막으로 남녀 집단 간 연구모형의 경로에 차이가 있는지를 알아보기 위해 두 집단 간의 관계모형을 분석한 결과, 사회부와 완벽주의가 학업소진에 영향을 미친 경로가 성별에 따라 차이가 나타나지 않았다. 남학생과 여학생의 사회부와 완벽주의에서 시험불안과 우울을 매개로 학업소진에 미치는 영향이 유의하였다. 이는 남학생과 여학생 집단 모두 자기 자신에 대해 더 높은 목표와 기준을 설정하고 자신의 수행이나 행동을 엄격하게 평가하거나 비판하는 것으로 이해할 수 있다.

참 고 문 헌 (생략)

초등학생의 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험준비 및 시험수행 전략의 조절효과 분석

유 현 석

전남대학교 대학원 교육학과
(지도교수 : 엄 시 창)

I. 서 론

1. 연구의 필요성과 목적

초등학교 수학 교과목의 목표는 수학적 개념, 원리, 법칙을 이해하고, 수학적으로 사고하며 의사소통하는 능력을 길러, 여러 가지 현상과 문제를 수학적으로 고찰함으로써 합리적이고 창의적으로 해결하며, 수학 학습자로서 바람직한 인성과 태도를 기르는 것이다(교육과학기술부, 2009). 미래 사회에서 요구하는 핵심 역량은 창의적 사고 능력, 문제 해결 능력, 정보처리 능력, 의사소통 능력 등으로, 이는 주로 수학적 추론, 수학적 문제 해결, 수학적 의사소통과 같은 수학적 과정의 교수·학습을 통하여 증진된다. 초등학교에서 이루어지는 수학 교육은 학생들의 수학 인지적 능력의 증진뿐만 아니라, 수학에 대한 흥미와 호기심, 수학 학습에 대한 자신감과 긍정적인 태도 등 정의적 영역의 개선을 동반해야 한다.

그러나 교실에서 이루어지는 수학 수업에 대해서는 부정적인 견해가 많이 있다(박분희 외, 2007; 박철영, 2012). 학생들은 수학이 문제풀이를 통해 답을 구하는 과목, 상급학교 진학을 위해 어쩔 수 없이 공부해야 하는 과목, 실생활에서 별로 도움이 되지 않는 과목, 아무리 열심히 해도 성적이 오르지 않아 포기하고 싶은 과목, 탐구해야 할 대상이 아니라 이미 주어진 지식을 수동적으로 받아들여야만 하는 과목 등으로 생각하는 경향이 있다. 수학 과목에 대한 부정적인 인식은 학생들의 수학 정서적 요인인 학습동기, 학습방법 등에 영향을 미치고 학업성취도에도 부정적인 영향을 미친다(박상현, 손원숙, 2014).

초등학생들의 수학에 대한 부정적인 인식은 세계 각국의 수학성취도를 비교하는 국제 연구인 TIMSS(Trends in International Mathematics and Science Study)와 PISA(Programme for International Student Assessment)에서도 잘 드러난다. 가장 최근에 실시된 TIMSS 2011에 참여한 우리나라의 초등학교 4학년 학생들의 수학 학업성취도는 세계 2위였지만, 수학 학습에 대한 흥미는 참여국 50개 중 50위로 가장 낮았다. 특히 수학에 대한 흥미 추이 변화를 살펴보면 1995년에 비해 2011년 결과에서 수학에 대한 흥미가 감소한 것으로 드러났다(김성숙 외, 2013; 김수진 외, 2013). 또 다른 국제 비교 연구인 PISA 2012에서도 TIMSS 2011과 유사한 결과가 나왔다. PISA 2012에서 한국 학생들의 수학 평균 점수는 OECD 회원국 중 1위, 전체 참여국 중 3~5위를 하여 높은 성취를 보인 반면, 정의적 특성인 수학과 관련된 학습 동기, 자아 신념과 관련하여 내재적 동기, 도구적 동기, 자아효능감, 자아개념 수준은 OECD평균보다 낮았고, 수학 관련 활동참여 및

수학불안 수준은 OECD 평균보다 높았다(송미영 외, 2013). PISA 2012가 만 15세 학생을 대상으로 실시한 것을 고려하면 초등학교 때의 수학에 대한 부정적인 인식이 중·고등학교까지 이어짐을 알 수 있다.

학습자들이 가지고 있는 인식론적 신념은 학습활동과 학업성취도 결과에 직·간접적으로 영향을 미치기 때문에(Hofer, 2002) 초등학생들의 수학에 대한 부정적인 인식에 대처하는 방안이 필요하다. Dweck(1986)은 학습에서의 성공과 실패의 경험을 통해 학생들이 가지는 동기에 대한 신념이 이후 학습활동과 학업성취도에 영향을 미치고, 학생들의 수학에 대한 부정적인 견해는 수학교과에 대한 인식론적 신념이 부정적인 데에서 기인한다고 하였다. 이는 초등학생들의 수학에 대한 자신감, 수학에 대한 흥미, 수학에 대한 동기가 형성되는 것은 수학 학습활동뿐만 아니라 수학 학업성취도 결과에 더 큰 영향을 받는다는 것이다. 높은 점수를 받은 학생은 수학에 대한 자신감도 향상될 것이며, 본인 스스로 수학을 잘 한다고 생각할 것이다.

인식론적 신념이 수학 학습활동과 학업성취도 결과에 영향이 있는 것처럼 시험불안도 수학 학습활동과 학업성취도 결과에 영향을 준다. Deffenbacher(1986)는 시험불안을 개인에게 중요한 의의를 가지는 시험과 관련된 상황에서 일어나는 독자적인 형태의 구성 개념으로 정의하였고, 인지적 요인인 걱정(worry)과 감정적 요인인 정서(emotionality)로 구분하였다. 시험불안은 시험 결과에 대한 우려, 시험 도중 일어나는 자신의 능력에 대한 부정적인 평가, 타인과의 비교와 같은 걱정이 시험 자체에 주의를 기울이는 것을 방해함으로써 시험 결과에 영향을 준다. 일반적으로 시험불안이 높은 학생들은 시험불안이 낮은 학생들에 비해 학업 수행에서 낮은 동기 성향을 보이고, 이는 저조한 학업 수행의 결과로 이어진다(Elliott & Harackiewicz, 1996). 학생들이 수학시험에서 높은 시험불안에 의해 낮은 수학 학업성취 결과를 받는다면, 앞서 언급한 것처럼 수학에 대한 자신감, 흥미, 동기 등이 낮아질 것이고, 이는 다시 수학에 대한 부정적인 인식론적 신념을 형성하여 수학 학습에 악영향을 미치는 악순환의 고리가 형성될 것이다.

수학 인식론적 신념은 수학 시험 상황 속에서 발생하는 학습자들의 시험불안에 영향을 준다. 김수련과 채규만(2013)은 걱정의 통제 불가능성과 그로 인한 위협에 대한 부정적 신념이 클수록 시험불안이 커진다고 하였다. Ellis(1962)는 개인의 비합리적 신념에 의해 우울, 불안, 분노와 같은 부정적 정서가 발생한다고 하였다. Hembree(1988)는 학생들의 낮은 자존감이 높은 시험불안의 원인이라고 보았다. 이와 같이 수학 인식론적 신념과 시험불안 사이에는 부적 상관관계가 있음을 알 수 있다. 임신일과 박병기(2013)는 초등학생들의 시험불안은 학문적 자기개념과 부적인 관계에서 가장 높은 상관을 보인다고 하였는데, 시험불안이 학생들의 인지적인 결과뿐만 아니라 동기, 자기 효능감과 같은 정서적 요인과의 높은 관련이 있는 것을 고려하면(이주현, 이순목, 2002; Bandura, Cioffi, Taylor & Brouillard, 1988; Skaalvik, 1997), 수학 시험에서 초등학생들의 시험불안을 낮출 수 있는 방안이 필요하다.

시험 상황에서 학습자들의 시험불안을 감소시킬 수 있는 방법 중 하나는 시험전략을 사용하는 것이다. 시험전략(test strategies)은 시험준비전략(test-preparation strategies)과 시험수행전략(test-taking strategies)으로 구분할 수 있다. 시험준비전략은 학생들이 시험을 준비하면서 사용하는 공부전략, 방법, 규칙 등이며 학습전략(learning strategies)의 하위요인 중 하나인 공부전략(study strategies)과 유사한 것이다. 시험수행전략은 시험을 치르는 동안 학생들이 문항을 분석하고, 시험 시간을 파악하는 등 시험 상황에서 시험 문제를 해결하기

위해 사용하는 규칙, 절차, 전략 등을 말한다(McLellan & Craig, 1989). 시험준비전략과 시험수행전략은 학습자가 요령만 터득하여 시험에서 높은 점수를 얻고자 하는 방법이 아니라, 시험 상황에서 학습자가 가지고 있는 능력을 최대한 이끌어내어 활용할 수 있게 도와주는 방법이다(변영계, 강태용, 2003). 초등학생들이 시험준비전략과 시험수행전략을 사용하면 시험점수를 높일 수 있고, 자기주도적 학습능력을 향상시킬 수 있으며, 시험결과에 대한 정확도와 타당도를 높일 수 있을 뿐만 아니라 시험불안까지도 감소시킬 수도 있다(박한숙, 2004; Dodeen, 2008; Dolly & Williams, 1986; Dreisbach & Keogh, 1982; Vattanapath & Jaiprayoon, 1999). 앞에서 언급한 것처럼, 학습자들은 자신이 가지고 있는 수학 인식론적 신념에 따라 자신들의 수학 학습 방법, 학습전략을 결정한다. 시험전략이 시험불안을 감소시키기는 하지만, 수학 인식론적 신념의 수준에 따라 사용하는 전략들이 달라질 것이고, 이에 따라 시험불안의 차이가 발생할 것이다. 즉 수학 인식론적 신념과 시험전략들 사이에는 상호작용이 있을 것으로 예상할 수 있으며, 이를 밝히는 연구가 필요하다.

한편, 최근 많은 행동과학 연구에서 독립변수와 종속변수 사이의 관계에 영향을 미치는 매개변수와 조절변수에 관한 연구들이 수행되고 있다. 매개변수와 조절변수의 효과 검증은 SEM(Structural Equation Model)을 통해 이루어지고 있다. 매개효과는 SEM에서 용이하게 검증할 수 있으나, 조절효과는 상대적으로 그렇지 못하다. 그 이유는 상호작용 효과 검증이 매개효과 검증보다 검증절차가 복잡하여 연구자들이 사용하는 데 어려움을 느끼기 때문이며, 독립변수의 측정 오류에 의한 오염 때문에 상호작용 효과의 정확한 추정치를 얻기 어렵기 때문이다(홍세희, 정송, 2014; Moulder & Algina, 2002; Marsh, Wen & Hau, 2004).

SEM을 통해 상호작용 모형을 분석하는 접근방법들은 여러 학자들에 의해 다양하게 제시되었다(Algina & Moulder, 2001; Jöreskog & Yang, 1996; Kenny & Judd, 1984; Martin, Marsh, & Debus, 1999; Wall & Amemiya, 2001). Kenny와 Judd (1984)는 잠재변수의 상호작용을 분석하기 위해 매개변수들의 상수값을 고정하여 제약을 가하고, 다른 변수들을 추정하는 방법을 사용한 완전 제약 접근법(constrained approach)을 제시하였다. 이러한 제약은 일반적으로 잠재변수가 정규 분포를 취하고 있다는 가정에 기초한다. 이후 Jöreskog와 Yang(1996)은 매개변수 사이의 비선형 제약을 허용하는 방법을 제안하였다. 이 접근방법에서 관찰 변수는 평균중심화 되지 않을 경우 Kenny와 Judd의 모형에서 상수 절편 항으로 간주된다. 그러나 이러한 모형은 상수 절편 항을 포함하기 때문에 더 많은 비선형 제약을 요구하게 되고 모형은 더 복잡하게 된다. Algina와 Moulder(2001)는 모든 독립변수들의 지표를 평균 중심화하여 Jöreskog와 Yang의 모형을 수정하였다.

한편, Wall과 Amemiya(2001)는 완전 제약 접근법에 문제가 있다고 지적하였다. 완전 제약 접근법은 정규성 가정에 기반하였기 때문에, 비정규성 자료를 적용하여 상호작용 효과를 추정하는 것은 통계적으로 편향된 추정값을 제공한다고 하였다. 그는 이를 해결하기 위해 잠재변인과 상호작용 항 사이의 공분산에는 제약을 가하지 않지만, 다른 매개변수에는 여전히 제약을 가하는 GAPI 접근법(Generalized Appended Product Indicator approach)을 제안하였다. Martin 등(1999)은 ‘잠재적인 상호작용 모형에서 비선형 평등 제약을 포함하지 않으면 어떻게 될까?’ 라는 의문을 제기한 후, 잠재적인 상호작용 모형에서 제약이 필요하지 않은 비제약 접근법(unconstrained approach)을 제시하였다. 비제약 접근법은 잠재 상호작용

요인과 교적 지표 사이의 관계가 더 이상 복잡한 비선형 제약으로 정의되지 않기 때문에 매개변수들을 자유롭게 추정한다.

상호작용 효과 검증과 관련하여 또 하나 짚고 갈 문제는 상호작용 항의 지표를 구성하는 것이다. 독립변수(X)와 조절변수(Z)의 지표변수가 많을 경우, 상호작용 항(XZ)의 지표변수 수가 급격히 증가하여 정상성의 위배 문제가 발생한다. 이는 X와 Z의 지표변수가 정규분포를 이루어도 XZ의 지표변수의 분포는 비정규분포를 띄고 있기 때문이다(Jöreskog & Yang, 1996). 이를 해결하기 위해 XZ 지표변수의 수를 줄이기 위한 전략들이 제시되었다. Jöreskog와 Yang(1996)은 오직 하나의 지표변수를 사용하는 1-pair 전략을 제안하였고, Yang(1998)은 짝짓기(match-pair)전략을 제안하였다. 이러한 전략들을 사용하는 방법에 대한 소개는 자세히 이루어지고 있으나(배병렬, 2014; 홍세희, 정송, 2014), 이들 전략 간의 상호작용 효과 검증 결과를 비교한 연구가 거의 없기 때문에 이에 대해 경험적 자료를 바탕으로 검증해볼 필요가 있다.

위의 논의를 종합해보면, 수학 인식론적 신념이 시험불안에 영향을 미치지만, 수학 인식론적 신념 수준은 시험준비전략과 시험수행전략의 수준에 따라 시험불안을 낮추는 데 서로 다른 영향을 미칠 수 있을 것으로 보인다. 따라서 이 연구는 초등학교의 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험준비전략 및 시험수행전략의 조절효과가 있는지를 검증하고자 한다. 또, 조절효과를 분석하기 위해 제시된 완전 제약 접근법, Ping의 2단계 접근법, GAPI 접근법, 비제약 접근법과 상호작용 항의 지표를 구성하는 전략 간의 차이를 비교해보고자 한다.

2. 연구문제

첫째, 초등학교의 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험준비전략의 조절효과가 유의한가?

둘째, 초등학교의 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험수행전략의 조절효과가 유의한가?

셋째, 조절효과를 검증하는 효율적인 접근 방법과 상호작용 지표 구성 전략은 무엇인가?

II. 이론적 배경

1. 수학 인식론적 신념

가. 인식론적 신념

나. 수학 인식론적 신념

2. 시험불안

3. 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계

4. 수학 시험준비전략 및 시험수행전략의 조절효과

5. 조절효과의 분석 방법

가. Ping의 2단계 방법

나. Marsh 등의 방법

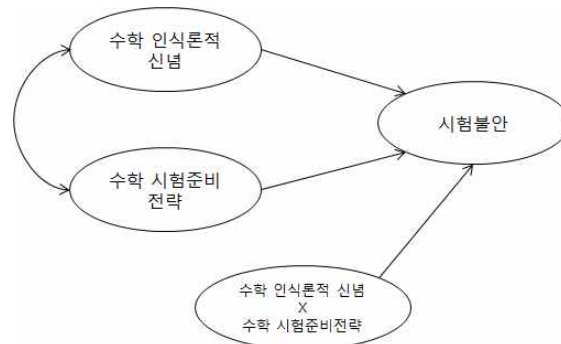
다. 상호작용 항의 지표수를 줄이기 위한 전략

Ⅲ. 연구모형 및 연구가설

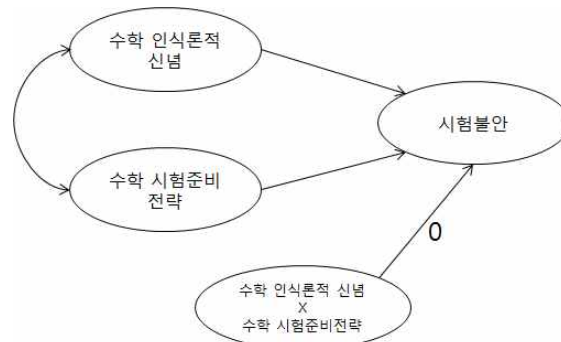
1. 연구모형

이 연구에서는 초등학생의 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험준비전략과 시험수행전략의 조절효과를 검증하기 위해, 수학 인식론적 신념과 수학 시험준비전략, 수학 인식론적 신념과 수학 시험수행전략의 상호작용 효과가 유의할 것으로 예언한 모형으로 연구모형을 설정하였다. 이에 반해 경합모형은 상호작용이 유의하지 못할 것으로 예언한 모형으로 설정하며, 이를 위해 상호작용 잠재변수와 시험불안의 조절계수를 0으로 고정한다.

연구모형에서 수학 시험준비전략(시험수행전략)의 조절효과 검증 모형은 [그림 Ⅲ-1], [그림 Ⅲ-2]와 같이 설정하였다.



[그림 Ⅲ-1] 수학 시험준비전략의 조절효과에 관한 연구모형



[그림 Ⅲ-2] 수학 시험준비전략의 조절효과에 관한 경합모형

2. 연구가설

연구문제 1. 초등학생의 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험준비전략의 조절효과가 유의한가?

연구가설 1-1. 수학 인식론적 신념과 수학 시험준비전략의 상호작용을 포함한 연구모형의 적합도가 경합모형의 적합도보다 양호할 것이다.

연구가설 1-2. 수학 시험준비전략이 포함된 모형에서 수학 인식론적 신념 수준이 높을수록 시험불안이 낮을 것이다.

연구가설 1-3. 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험준비전략의 조절효과가 유의할 것이다.

연구문제 2. 초등학생의 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험수행전략의 조절효과가 유의한가?

연구가설 2-1. 수학 인식론적 신념과 수학 시험수행전략의 상호작용을 포함한 연구모형의 적합도가 경합모형의 적합도보다 양호할 것이다.

연구가설 2-2. 수학 시험수행전략이 포함된 모형에서 수학 인식론적 신념 수준이 높을수록 시험불안이 낮을 것이다.

연구가설 2-3. 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험수행전략의 조절효과가 유의할 것이다.

연구문제 3. 조절효과를 검증하는 효율적인 접근 방법과 상호작용 지표 구성 전략은 무엇인가?

IV. 연구방법

1. 연구대상

이 연구는 G광역시에 소재한 13개 초등학교 6학년 850명을 대상으로 지필식 설문을 실시하여 자료를 수집하였다. 연구대상 학교들은 G광역시의 지역적 특성을 고려하여 학군이 치우치지 않도록 선정하였고, 각 학교별로 1~3개 학급을 무작위로 선정하여 설문을 진행하였다. 설문지를 수합한 결과 불성실하게 응답하거나 무응답한 것으로 나타난 40부를 제외하고 810부를 최종 자료 분석에 사용하였다. 810명의 학생 중 남학생이 411명(50.7%), 여학생이 399명(49.3%)이었다.

2. 측정도구

가. 수학 인식론적 신념 척도

<표 IV-1> 수학 인식론적 신념 척도의 하위요인별 문항 구성과 문항내적일관성지수

하위요인	문항번호	문항수	문항내적일관성지수
수학적 지식의 구조	(26), (28), (30), (34), (37)	5	.640
수학의 유용성	1, 4, 7, 9, 13, 16, 22, (32)	8	.871
수학적 문제해결	6, (14), (27), (33), (38)	5	.463
선천적 능력	2, 11, 15, (24), (29), (31), (35)	7	.798
수학 학습 효능감	3, 5, 8, 12, 17, 19, 21, (25),	8	.843
학습 속도	10, 18, 20, (23), (36)	5	.587
전체		38	.925

주. ()의 문항은 역산문항임

나. 수학 시험준비전략 척도

<표 IV-2> 수학 시험준비전략 척도의 하위요인별 문항 구성과 문항내적일관성지수

하위요인	문항번호	문항수	문항내적일관성지수
인지전략	2, 4, 7, 8, 10, 14, 15, 16, 21, 22	10	.849
메타인지전략	3, 6, 11, 13, 17, 20, 23	7	.815
학습자원관리전략	1, 5, 9, 12, 18, 19	6	.514
전체		23	.904

다. 수학 시험수행전략 척도

<표 IV-3> 수학 시험수행전략 척도의 하위요인별 문항 구성과 문항내적일관성지수

하위요인	문항번호	문항수	문항내적일관성지수
인지전략	1, 2, 8, 9, 13, 14, 16, 17, 22, 24	10	.784
메타인지전략	4, 6, 11, 18, 19, 20, 21	7	.795
학습자원관리전략	3, 5, 7, 10, 12, 15, 23	7	.685
전체		24	.902

라. 시험불안 척도

<표 IV-4> 시험불안 척도의 하위요인별 문항 구성과 문항내적일관성지수

하위요인	문항번호	문항수	문항내적일관성지수
걱정	3, 5, 7, 9, 10, 12, 13, 14, 17, 19	10	.913
정서	1, 2, 4, 6, 8, 11, 15, 16, 18, 20	10	.916
전체		20	.954

3. 자료 분석

이 연구에서는 자료 분석을 위해 IBM SPSS 20.0와 AMOS 20.0을 사용하였다. 첫째, 초등학생들의 수학 인식론적 신념, 수학 시험준비전략, 수학 시험수행전략, 시험불안의 측정변인들에 대한 기술통계값(평균, 표준편차, 최대값, 최소값, 왜도, 첨도)을 산출한 다음, 각 측정변인 간의 상관관계를 산출하였다. 구조방정식모형(structural equation modeling: SEM)은 자료의 정규분포를 가정하고 있기 때문에, 왜도와 첨도의 절대값 크기를 검토하여 자료의 정규성을 판단하였다. 왜도지수의 절대값이 3.0보다 크고, 첨도지수의 절대값이 8.0보다 크면 분포의 문제가 있는 것으로 판단하였다(Kline, 2010).

둘째, 초등학생의 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계모형을 검증하기 위해 구조방정식 모형 분석을 활용하였다. 모든 통계치의 유의도는 $p < .05$ 수준에서 검증하였다. 모형의 적합도를 평가하기 위해 절대 적합도 지수(absolute fit indices)인 χ^2 값과 비교 적합도 지수(comparative fit indices)인 TLI(Tucker-Lewis Index), CFI(Comparative Fit Index), 모수불일치성 지수 RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)를 검토하였다.

셋째, 초등학생의 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험준비전략과

시험수행전략의 조절효과를 검증하기 위해 Ping(1996)의 2단계 방법을 사용하였다.

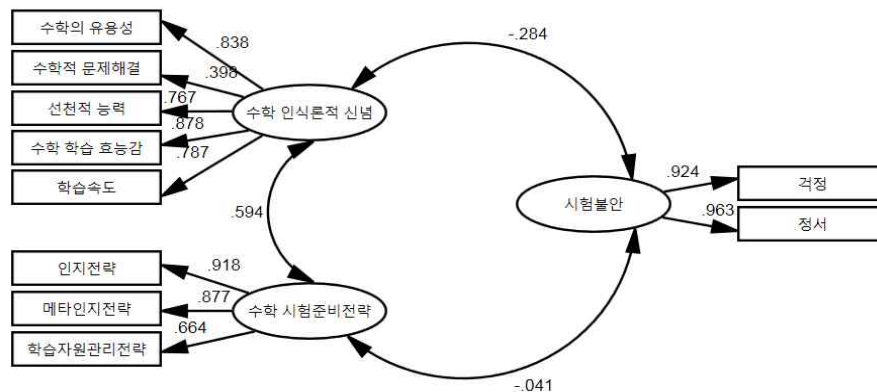
넷째, 조절효과 분석 방법에 따른 잠재변수의 상호작용 효과를 비교하기 위해 완전 제약 방법, Ping의 2단계 방법, GAPI 방법, 비제약 방법을 비교하였다. 잠재변수들의 교적 지표(product indicator)에 따른 잠재변수의 상호작용 효과를 비교하기 위해 모든 교적항을 만드는 전략(all possible products strategy), 짝짓기 전략(matched pairs strategy), 1개의 지표만 이용하는 전략(one pair strategy)을 비교하였다.

지표를 구성하기 위해 이 연구에 사용된 자료는 두 잠재변인에 대한 측정변인의 수가 서로 달라 짝짓기 전략을 사용하는 데 어려움이 발생하였다. 이를 해결하기 위해 문항 합산(item parceling) 방법 중 개념영역 대표성 방법을 활용하여 수학 인식론적 신념의 지표수를 3개로 조정하였다. 지표 구성 전략에 따른 각 접근 방법의 차이를 비교하기 위해 사용된 짝짓기 전략은 (x_1z_1, x_2z_2, x_3z_3) 의 순서쌍을 이용하였고, 1-pair 전략은 (x_1z_1) 의 교적지표를 이용하였다. 각 접근 방법에 따라 χ^2 , χ^2/df , TLI, CFI, RMSEA를 검토하여 모형 적합도를 비교하였고, 독립변수(γ_1), 조절변수(γ_2), 상호작용 변수(γ_3)의 비표준화계수(β)와 표준오차(SE), 유의도(p), 편파성(bias)을 비교하였다.

V. 연구결과

1. 측정변인의 기술통계값과 상관계수

2. 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험준비전략의 조절효과 가. 측정모형 분석



[그림 V-1] 수학 인식론적 신념, 시험불안, 수학 시험준비전략의 측정모형

<표 V-1> 수학 인식론적 신념, 시험불안, 수학 시험준비전략의 측정모형 경로계수

잠재변인	측정변인	비표준화 계수	표준화계수	표준오차	t
	수학의 유용성	1.000	.838	-	-
수학	수학적 문제해결	.197	.398	.018	11.246***
인식론적	선천적 능력	.713	.767	.029	24.816***
신념	수학 학습 효능감	1.015	.878	.034	29.939***
	학습 속도	.481	.787	.019	25.750***
	인지전략	1.000	.918	-	-
수학	메타인지전략	.699	.877	.023	30.591***
시험준비전략	학습자원관리전략	.366	.664	.017	21.318***
	걱정	1.000	.924	-	-
시험불안	정서	1.022	.963	.060	16.980***

<표 V-2> 수학 인식론적 신념, 시험불안, 수학 시험준비전략의 측정모형 공분산 계수

경로	공분산	상관	표준오차	t
수학 인식론적 신념 ↔ 시험불안	-12.205	-.284	1.778	-6.863***
수학 인식론적 신념 ↔ 수학 시험준비전략	19.749	.594	1.553	12.717***
수학 시험준비전략 ↔ 시험불안	-2.251	-.041	2.063	-1.091

<표 V-3> 수학 인식론적 신념, 시험불안, 수학 시험준비전략의 측정모형 적합도

	χ^2	df	p	TLI	CFI	RMSEA
측정모형	282.550	32	.000	.930	.950	.098

나. 수학 시험준비전략의 조절효과 검증

<표 V-4> 수학 시험준비전략을 포함한 상호작용 항의 계수 계산

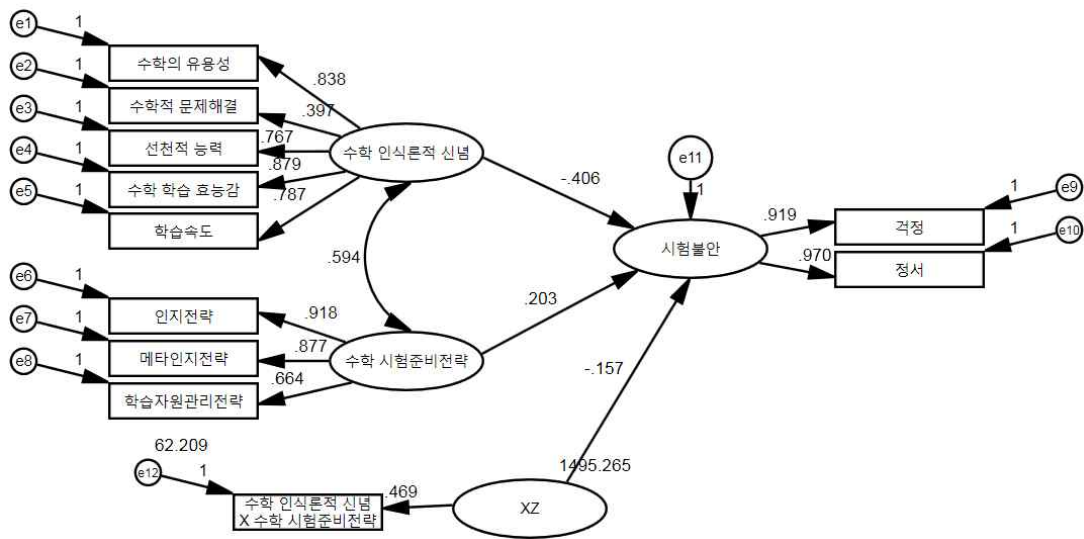
경로	추정값	비고
XZ ₁ 의 분산	1495.265	식 (1)
XZ ₁ 지표변수의 요인계수	.469	식 (4)
XZ ₁ 지표변수의 오차분산	62.209	식 (7)

위의 계수를 바탕으로 상호작용 항의 분산 및 지표변수의 요인계수, 오차분산을 고정된 연구모형과 상호작용 잠재변수에서 결과변수로 가는 요인계수를 0으로 고정된 경합모형을 비교 분석한 결과는 <표 V-5>와 같다.

<표 V-5> 수학 시험준비전략에 대한 연구모형과 경합모형의 적합도 비교

	χ^2	df	p	TLI	CFI	RMSEA
연구모형	315.617	42	.000	.930	.946	.090
경합모형	333.258	43	.000	.927	.943	.091
	17.641	1	.000			

연구모형과 경합모형의 적합도를 비교하였을 때, 자유도의 차이가 1일 때, χ^2 값 차이는 17.641이고 유의확률은 .000으로 유의수준 .001보다 적었다. 자유도 1에서 χ^2 의 임계값은 3.84이므로 연구모형을 이 연구의 최종모형으로 선택하였다.



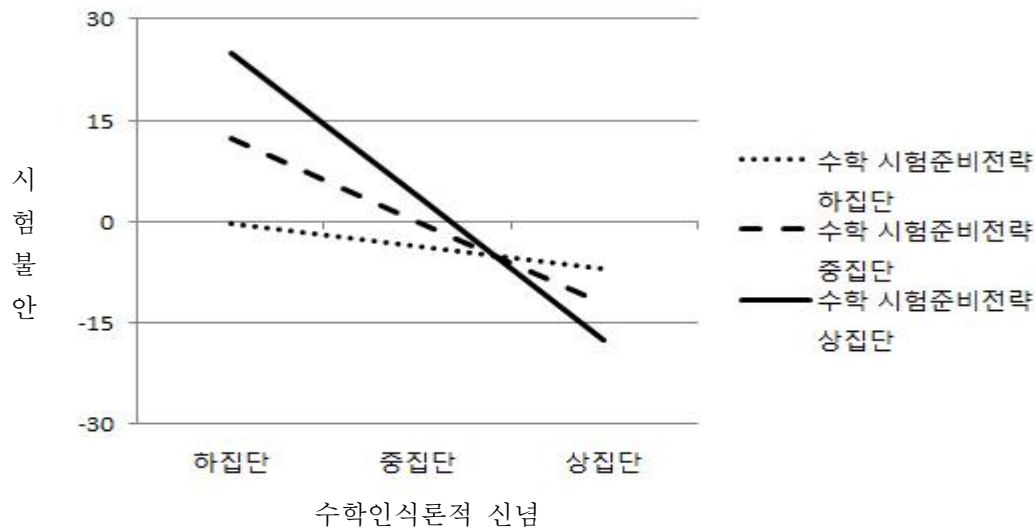
[그림 V-2] 수학 시험준비전략을 포함한 연구모형

수학 인식론적 신념에서 시험불안으로 가는 경로는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($b = -.660$, $\beta = -.406$, $t = -8.038$, $p < .001$). 따라서, 가설 1-2는 수락되었다. 다음으로 수학 인식론적 신념과 수학 시험준비전략의 상호작용 항과 시험불안의 관계를 분석한 경로계수는 통계적으로 유의하였다($b = -.034$, $\beta = -.157$, $t = -4.168$, $p < .001$). 이는 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험준비전략 수준에 의해 유의하게 조절됨을 의미한다. 이에 따라, 가설 1-3은 수락되었다.

<표 V-6> 수학 시험준비전략을 포함한 구조모형의 경로계수 검증

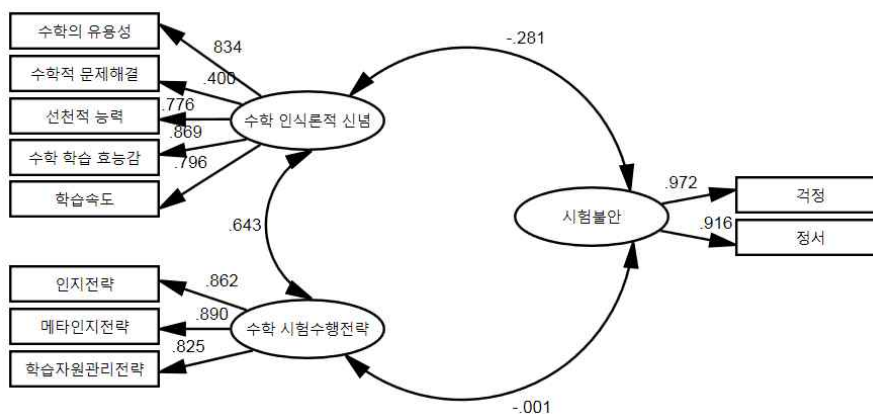
경로	비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	t
수학 인식론적 신념 → 시험불안	-.660	-.406	.082	-8.038***
수학 시험준비전략 → 시험불안	.260	.203	.061	4.237***
수학 인식론적 신념 × 수학 시험준비전략 → 시험불안	-.034	-.157	.008	-4.168***

수학 시험준비전략의 조절효과에 대한 보다 명확한 이해를 위해, 조절변인의 수준에 따라 관련 효과가 어떻게 달라지는지를 그래프를 통해 나타내고자 한다. 이를 위해 추정된 계수의 값들을 바탕으로 회귀식을 세운 다음, 조절변인의 값을 달리하여 식에 대입한 뒤, 각각의 식을 그래프로 나타내어 서로 비교하였다. 그래프로 나타낸 결과는 [그림 V-3]과 같다.



[그림 V-3] 수학 시험준비전략의 조절효과

3. 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험수행전략의 조절효과가. 측정모형 분석



[그림 V-4] 수학 인식론적 신념, 시험불안, 수학 시험수행전략의 측정모형

<표 V-7> 수학 인식론적 신념, 시험불안, 수학 시험수행전략의 측정모형 경로계수

잠재변인	측정변인	비표준화 계수	표준화계수	표준오차	t
수학 인식론적 신념	수학의 유용성	1.000	.834	—	—
	수학적 문제해결	.199	.400	.018	11.304***
	선천적 능력	.726	.776	.029	25.091***
	수학 학습 효능감	1.010	.869	.034	29.310***
수학 시험수행전략	학습 속도	.490	.796	.019	25.997***
	인지전략	1.000	.862	—	—
	메타인지전략	.791	.890	.025	31.300***
	학습자원관리전략	.681	.825	.024	28.483***
시험불안	걱정	1.000	.972	—	—
	정서	.924	.916	.050	18.527***

<표 V-8> 수학 인식론적 신념, 시험불안, 수학 시험수행전략의 측정모형 공분산 계수

경로	공분산	상관	표준오차	t
수학 인식론적 신념 ↔ 시험불안	-12.602	-.281	1.787	-7.052***
수학 인식론적 신념 ↔ 수학 시험수행전략	17.523	.643	1.335	13.131***
수학 시험수행전략 ↔ 시험불안	-.042	-.001	1.783	-.024

<표 V-9> 수학 인식론적 신념, 시험불안, 수학 시험수행전략의 측정모형 적합도

	χ^2	df	p	TLI	CFI	RMSEA
측정모형	270.574	32	.000	.937	.955	.096

나. 수학 시험수행전략의 조절효과 검증

<표 V-10> 수학 시험수행전략을 포함한 상호작용 항의 계수 계산

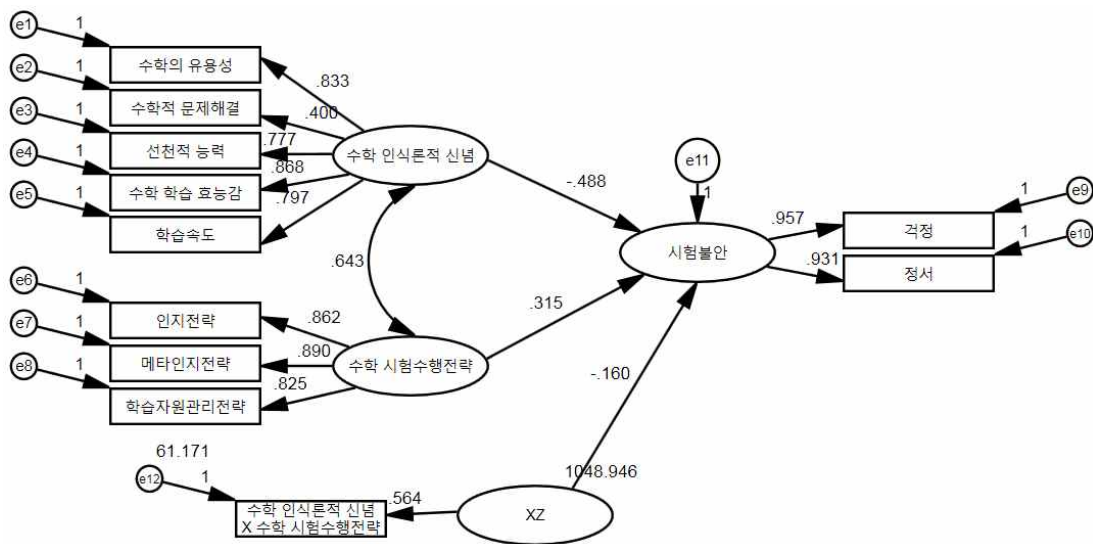
경로	추정값	비고
XZ ₂ 의 분산	1048.946	식 (1)
XZ ₂ 지표변수의 요인계수	.564	식 (4)
XZ ₂ 지표변수의 오차분산	61.171	식 (7)

위의 계수를 바탕으로 상호작용 항의 분산 및 지표변수의 요인계수, 오차분산을 고정된 연구모형과 상호작용 잠재변수에서 결과변수로 가는 요인계수를 0으로 고정된 경합모형을 비교 분석한 결과는 <표 V-11>과 같다.

<표 V-11> 수학 시험수행전략에 대한 연구모형과 경합모형의 적합도 비교

	χ^2	df	p	TLI	CFI	RMSEA
연구모형	295.838	42	.000	.938	.953	.086
경합모형	313.597	43	.000	.935	.949	.088
	17.759	1	.000			

연구모형과 경합모형의 적합도를 비교하였을 때, 자유도의 차이가 1일 때, χ^2 값 차이는 17.759이고 유의확률은 .000으로 유의수준 .001보다 적었다. 자유도 1에서 χ^2 의 임계값은 3.84이므로 연구모형을 이 연구의 최종모형으로 선택하였다.



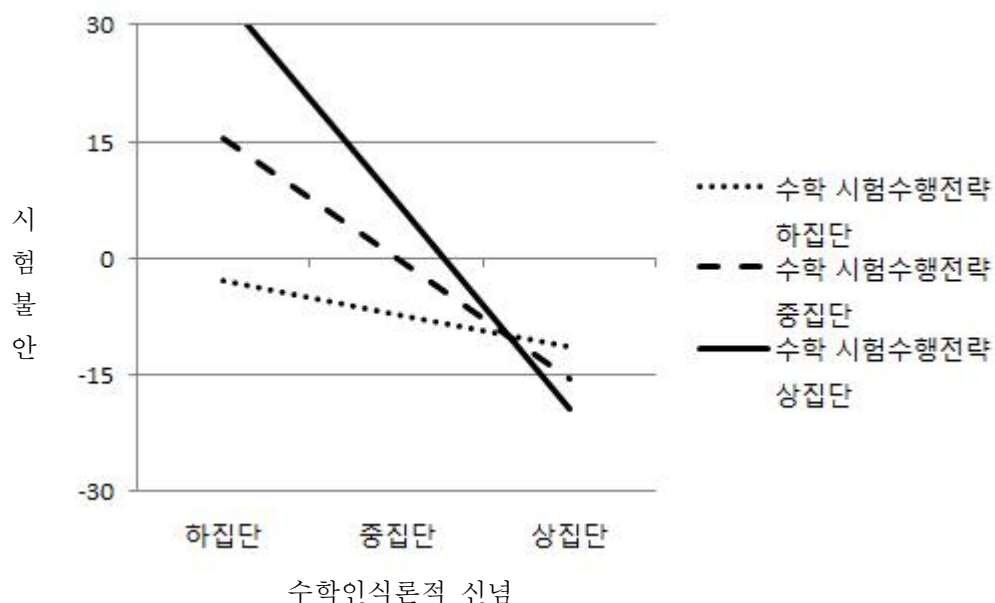
[그림 V-5] 수학 시험수행전략을 포함한 연구모형

수학 인식론적 신념에서 시험불안으로 가는 경로는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($b = -.832$, $\beta = -.488$, $t = -9.333$, $p < .001$). 따라서, 가설 2-2는 수락되었다. 다음으로 수학 인식론적 신념과 수학 시험수행전략의 상호작용 항과 시험불안의 관계를 분석한 경로계수는 통계적으로 유의하였다($b = -.043$, $\beta = -.160$, $t = -4.331$, $p < .001$). 이는 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험수행전략 수준에 의해 유의하게 조절됨을 의미한다. 이에 따라, 가설 2-3은 수락되었다.

<표 V-12> 수학 시험수행전략을 포함한 구조모형의 경로계수 검증

경로	비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	t
수학 인식론적 신념 → 시험불안	-.832	-.488	.089	-9.333***
수학 시험수행전략 → 시험불안	.512	.315	.083	6.182***
수학 인식론적 신념 × 수학 시험수행전략 → 시험불안	-.043	-.160	.010	-4.331***

수학 시험수행전략의 조절효과에 대한 보다 명확한 이해를 위해, 조절변인의 수준에 따라 관련 효과가 어떻게 달라지는지를 그래프를 통해 나타내고자 한다. 이를 위해 추정된 계수의 값들을 바탕으로 회귀식을 세운 다음, 조절변인의 값을 달리하여 식에 대입한 뒤, 각각의 식을 그래프로 나타내어 서로 비교하였다. 그래프로 나타낸 결과는 [그림 V-6]과 같다.



[그림 V-6] 수학 시험수행전략의 조절효과

4. 접근 방법 및 지표 구성 전략에 따른 조절효과 분석

지표를 구성하는 전략 내에서 접근 방법 간의 모형 적합도를 살펴보면 완전 제약 방법, GAPI 방법, 비제약 방법 간의 χ^2 , χ^2/df , TLI, CFI, RMSEA는 유사하게 나타났다. 지표를 구성하는 전략 내에서 접근 방법 간의 상호작용 효과(γ_3)를 살펴보면 완전 제약 방법, GAPI 방법, 비제약 방법 간의 비표준화계수(β), 표준오차(SE), 유의도(p), 편파성이 유사하게 나타났다. 모든 경우의 상호작용 효과는 유의수준 .001에서 유의하였으며, 편파성도 크지 않고 거의 유사한 결과를 보여주었다. 이는 조절효과를 검증하는 접근 방법에 따른 차이가 없는 것으로 해석할 수 있다.

지표를 구성하는 전략들의 결과를 살펴보면 다음과 같다. 모형 적합도 결과 9-product 전략을 사용했을 때, 접근 방법에 관계없이 전체적으로 TLI, CFI, RMSEA가 적합하지 않은 결과를 보여주었다. 3-match 전략과 1-pair 전략은 모두 좋은 적합도 지수를 보여주었으며, 1-pair 전략 사용이 3-match 전략 사용보다 조금 더 좋은 적합도 지수 결과를 보여주었다. 상호작용 효과(γ_3)를 살펴보면, β 와 SE 는 1-pair 전략을 사용했을 때 상대적으로 다른 전략에 비해 높게 나오는 경향을 보였고, 9-product 전략을 사용했을 때 낮게 나오는 경향을 보였다. 모든 경우의 상호작용 효과는 유의수준 .001에서 유의하였으며, 편파성도 거의 유사한 결과를 보여주었다.

지표를 구성하는 전략은 모든 지표를 사용하여 교적항을 만드는 전략(all-possible pairs strategy)이 다른 전략들과 모형 적합도 측면에서 차이를 보였다. 그러나 상호작용 효과에서 β 와 SE 의 차이가 미미하였고, 모든 경우의 상호작용 효과는 유의수준 .001에서 유의하였으며, 편파성도 크지 않고 유사한 결과를 보여주었다. 이는 조절효과 검증 시 지표 구성 전략에 따른 차이가 없는 것으로 해석할 수 있다.

Ping의 2단계 방법과 다른 접근 방법들 간의 모형 적합도를 결과를 살펴보면 다음과 같다. Ping의 2단계 방법의 χ^2 통계량과 χ^2/df 값은 9-product 전략을 사용했을 때보다 낮게 나왔으며, 3-match 전략과 1-pair 전략을 사용했을 때보다 높게 나타났다. TLI, CFI, RMSEA도 9-product 전략을 사용했을 때보다 Ping의 2단계 방법이 좋은 적합도 지수를 보였으며, 3-match 전략과 1-pair 전략을 사용했을 때보다 낮은 적합도 지수를 보였다. 상호작용 효과를 살펴보면, 접근 방법과 지표 구성 전략에 상관없이 Ping의 2단계 방법에서 더 큰 표준오차와 편파성을 보였다.

<표 V-13> 접근 방법, 지표 구성 전략에 따른 모형 적합도

Type	접근 방법	χ^2	χ^2/df	TLI	CFI	RMSEA
9-product	완전 제약	3662.110	27.535	.715	.722	.181
	GAPI	3655.992	27.908	.711	.722	.182
	비 제약	3562.270	31.525	.673	.728	.194
3-match	완전 제약	282.178	6.134	.946	.954	.080
	GAPI	277.846	6.315	.944	.955	.081
	비 제약	206.455	5.433	.953	.968	.074
1-pair	완전 제약	138.611	5.544	.964	.975	.075
	GAPI	132.318	5.753	.962	.976	.077
	비 제약	131.627	5.983	.960	.976	.078
Ping의 2단계		517.471	9.951	.894	.916	.105

<표 V-14> 접근 방법, 지표 구성 전략에 따른 상호작용 효과

Type	접근 방법	γ_1				γ_2				γ_3			
		β	SE	p	Bias	β	SE	p	Bias	β	SE	p	Bias
9-product	완전 제약	-.928	.098	***	.005	.477	.080	***	-.007	-.040	.011	***	-.001
	GAPI	-.928	.098	***	.005	.479	.080	***	-.007	-.041	.011	***	-.001
	비 제약	-.929	.098	***	.005	.479	.080	***	-.007	-.039	.010	***	-.001
3-match	완전 제약	-.927	.098	***	.005	.475	.080	***	-.007	-.045	.012	***	.000
	GAPI	-.927	.098	***	.005	.478	.080	***	-.007	-.046	.012	***	-.001
	비 제약	-.929	.107	***	.007	.475	.106	***	-.009	-.040	.013	***	-.001
1-pair	완전 제약	-.937	.098	***	.005	.481	.080	***	-.008	-.047	.013	***	.000
	GAPI	-.943	.098	***	.005	.493	.081	***	-.008	-.049	.013	***	-.001
	비 제약	-.945	.098	***	.003	.495	.081	***	-.007	-.051	.014	***	-.001
Ping의 2단계		-5.817	1.307	***	-.369	.260	.059	***	-.001	-.300	.082	***	-.006

3-match 전략에서 교적 지표를 구성하는 방법은 6가지의 순서쌍을 지닌다. 3-match 전략에 의해 생성된 6개의 순서쌍을 3개의 접근 방법에 의해 적용해 본 결과 접근 방법 내에서 순서쌍들 간의 모형 적합도 지수들은 모두 유사한 결과가 나타났다. χ^2 통계량은 순서쌍에 의해 다소 차이를 보이기는 하였으나, TLI, CFI, RMSEA는 모두 양호한 적합도 지수를 보여주었고, 순서쌍 간의 차이는 미미하였다. 대체로 3-match 전략을 비제약 방법에 적용하였을 때 TLI, CFI, RMSEA가 완전 제약 방법, GAPI 방법보다 조금 더 좋은 적합도 결과를 보여주었다.

상호작용 항의 효과를 검증한 결과 완전 제약 방법과 GAPI 방법 내에서 순서쌍 간의 β 와 SE, 편파성 결과는 유사하였다. 비제약 방법에서는 순서쌍의 최대 요인부하량(max product)이 작을수록 β 값의 차이가 발생하였고, SE 값이 커졌으나 그 차이는 미미하였다. 모든 경우의 상호작용 효과는 유의수준 .001에서 유의하였다. 이는 조절효과 검증을 위해 3-match 전략을 사용할 경우, 적용되는 순서쌍의 종류에 관계없이 유사한 결과를 얻을 수

있음을 의미한다.

1-pair 전략에서 교적 지표는 9가지가 생긴다. 1-pair 전략에 의해 생성된 9개의 지표를 3개의 접근 방법에 의해 적용해 본 결과 접근 방법 내에서 지표들 간의 모형 적합도 지표들은 모두 유사한 결과가 나타났다. 1-pair 전략을 사용하였을 때 접근 방법들 간의 차이도 유사한 결과를 보여주었다. 그러나 상호작용 항의 효과를 검증한 결과 특정 지표(x_3z_1 , x_3z_2 , x_3z_3)들에서 p값이 .05보다 큰 것으로 나와 유의하지 않았다. 이 지표들은 β 와 SE 값에서도 다른 지표들과 차이를 보였다. 이 지표들은 다른 지표들에 비해 요인부하량이 낮은 것들이었다. 이는 조절효과 검증을 위해 1-pair 전략을 사용할 경우, 적용되는 지표들 간의 차이가 있음을 의미한다.

<표 V-15> 3-match 전략에 따른 모형 적합도

접근 방법	3-match	Max Product	χ^2	χ^2 / df	TLI	CFI	RMSEA
완전 제약	x_1z_1, x_2z_2, x_3z_3	1	282.178	6.134	.946	.954	.080
	x_1z_1, x_2z_3, x_3z_2	1	234.883	5.106	.957	.964	.071
	x_1z_2, x_2z_1, x_3z_3	.820	209.084	4.545	.962	.968	.066
	x_1z_2, x_2z_3, x_3z_1	.788	180.668	3.928	.969	.974	.060
	x_1z_3, x_2z_1, x_3z_2	.820	234.057	5.088	.956	.963	.071
	x_1z_3, x_2z_2, x_3z_1	.680	259.257	5.636	.950	.958	.076
GAPI	x_1z_1, x_2z_2, x_3z_3	1	277.846	6.315	.944	.955	.081
	x_1z_1, x_2z_3, x_3z_2	1	225.347	5.122	.956	.965	.071
	x_1z_2, x_2z_1, x_3z_3	.820	203.197	4.618	.961	.969	.067
	x_1z_2, x_2z_3, x_3z_1	.788	173.245	3.937	.969	.975	.060
	x_1z_3, x_2z_1, x_3z_2	.820	227.720	5.175	.955	.964	.072
	x_1z_3, x_2z_2, x_3z_1	.680	255.665	5.811	.948	.959	.077
비 제약	x_1z_1, x_2z_2, x_3z_3	1	206.455	5.433	.953	.968	.074
	x_1z_1, x_2z_3, x_3z_2	1	178.770	4.704	.961	.973	.068
	x_1z_2, x_2z_1, x_3z_3	.820	163.471	4.302	.965	.976	.064
	x_1z_2, x_2z_3, x_3z_1	.788	183.026	4.816	.960	.972	.069
	x_1z_3, x_2z_1, x_3z_2	.820	179.419	4.722	.960	.972	.068
	x_1z_3, x_2z_2, x_3z_1	.680	194.537	5.119	.956	.969	.071

<표 V-16> 3-match 전략에 따른 상호작용 효과

접근 방법	3-match	$\gamma_1(X)$				$\gamma_2(Z)$				$\gamma_3(XZ)$			
		β	SE	p	Bias	β	SE	p	Bias	β	SE	p	Bias
완전 제약	x_1z_1, x_2z_2, x_3z_3	-.927	.098	***	.005	.475	.080	***	-.007	-.045	.012	***	.000
	x_1z_1, x_2z_3, x_3z_2	-.932	.098	***	.005	.481	.080	***	-.007	-.042	.012	***	-.001
	x_1z_2, x_2z_1, x_3z_3	-.929	.098	***	.005	.478	.080	***	-.007	-.046	.012	***	-.001
	x_1z_2, x_2z_3, x_3z_1	-.931	.098	***	.005	.482	.080	***	-.007	-.041	.012	***	-.001
	x_1z_3, x_2z_1, x_3z_2	-.925	.098	***	.005	.473	.079	***	-.007	-.044	.012	***	-.001
	x_1z_3, x_2z_2, x_3z_1	-.924	.098	***	.005	.471	.080	***	-.007	-.042	.012	***	-.001
G A P I	x_1z_1, x_2z_2, x_3z_3	-.927	.098	***	.005	.478	.080	***	-.007	-.046	.012	***	-.001
	x_1z_1, x_2z_3, x_3z_2	-.933	.098	***	.005	.488	.080	***	-.007	-.043	.012	***	-.001
	x_1z_2, x_2z_1, x_3z_3	-.929	.098	***	.005	.482	.080	***	-.006	-.047	.012	***	-.001
	x_1z_2, x_2z_3, x_3z_1	-.932	.098	***	.005	.487	.080	***	-.007	-.042	.012	***	-.001
	x_1z_3, x_2z_1, x_3z_2	-.926	.098	***	.005	.478	.080	***	-.006	-.045	.012	***	-.001
	x_1z_3, x_2z_2, x_3z_1	-.924	.098	***	.005	.474	.080	***	-.006	-.043	.012	***	-.001
비 제 약	x_1z_1, x_2z_2, x_3z_3	-.929	.107	***	.007	.475	.106	***	-.009	-.040	.013	***	-.001
	x_1z_1, x_2z_3, x_3z_2	-.936	.109	***	.006	.487	.107	***	-.008	-.041	.013	***	.000
	x_1z_2, x_2z_1, x_3z_3	-.928	.098	***	.006	.483	.080	***	-.008	-.064	.016	***	-.002
	x_1z_2, x_2z_3, x_3z_1	-.932	.098	***	.006	.481	.080	***	-.008	-.038	.013	***	.001
	x_1z_3, x_2z_1, x_3z_2	-.926	.098	***	.005	.478	.080	***	-.007	-.069	.018	***	-.001
	x_1z_3, x_2z_2, x_3z_1	-.928	.098	***	.006	.478	.080	***	-.007	-.057	.017	***	-.002

<표 V-17> 1-pair 전략에 따른 모형 적합도

접근 방법	1-pair	Product of loading	χ^2	χ^2/df	TLI	CFI	RMSEA
완전제약	x_1z_1	1	138.611	5.544	.964	.975	.075
	x_1z_2	.788	132.171	5.287	.966	.976	.073
	x_1z_3	.680	131.575	5.263	.966	.976	.073
	x_2z_1	.820	130.291	5.212	.966	.977	.072
	x_2z_2	.646	142.110	5.684	.963	.974	.076
	x_2z_3	.558	131.297	5.252	.966	.976	.072
	x_3z_1	.345	146.201	5.848	.961	.973	.077
	x_3z_2	.272	154.754	6.190	.959	.971	.080
	x_3z_3	.235	144.376	5.775	.962	.974	.077
GAPI	x_1z_1	1	132.318	5.753	.962	.976	.077
	x_1z_2	.788	128.891	5.604	.963	.976	.075
	x_1z_3	.680	129.028	5.610	.963	.976	.075
	x_2z_1	.820	126.164	5.485	.964	.977	.074
	x_2z_2	.646	139.774	6.077	.960	.974	.079
	x_2z_3	.558	125.944	5.476	.964	.977	.074
	x_3z_1	.345	130.436	5.671	.963	.976	.076
	x_3z_2	.272	140.330	6.101	.959	.974	.079
	x_3z_3	.235	132.033	5.741	.962	.976	.077
비제약	x_1z_1	1	131.627	5.983	.960	.976	.078
	x_1z_2	.788	128.120	5.824	.961	.976	.077
	x_1z_3	.680	127.540	5.797	.962	.977	.077
	x_2z_1	.820	124.971	5.680	.963	.977	.076
	x_2z_2	.646	139.456	6.339	.957	.974	.081
	x_2z_3	.558	125.855	5.721	.962	.977	.076
	x_3z_1	.345	130.376	5.926	.961	.976	.078
	x_3z_2	.272	140.299	6.377	.957	.974	.082
	x_3z_3	.235	130.588	5.936	.961	.976	.078

<표 V-18> 1-pair 전략에 따른 상호작용 효과

접근 방법	1 pair	γ_1				γ_2				γ_3			
		β	SE	p	Bias	β	SE	p	Bias	β	SE	p	Bias
완전 제약	x_1z_1	-.937	.098	***	.005	.481	.080	***	-.008	-.047	.013	***	.000
	x_1z_2	-.932	.098	***	.006	.480	.080	***	-.009	-.040	.013	**	-.001
	x_1z_3	-.935	.098	***	.006	.471	.080	***	-.008	-.031	.013	*	-.002
	x_2z_1	-.919	.097	***	.004	.468	.079	***	-.005	-.056	.013	***	.000
	x_2z_2	-.917	.098	***	.005	.465	.080	***	-.006	-.047	.012	***	-.001
	x_2z_3	-.930	.098	***	.005	.475	.080	***	-.006	-.043	.013	**	-.001
	x_3z_1	-.933	.099	***	.007	.476	.080	***	-.008	-.024	.018	.173	-.001
	x_3z_2	-.934	.099	***	.006	.470	.081	***	-.007	-.005	.017	.774	-.001
	x_3z_3	-.934	.099	***	.005	.468	.081	***	-.008	.003	.018	.852	-.001
G A P I	x_1z_1	-.943	.098	***	.005	.493	.081	***	-.008	-.049	.013	***	-.001
	x_1z_2	-.931	.098	***	.006	.484	.080	***	-.008	-.041	.013	**	-.001
	x_1z_3	-.939	.099	***	.005	.478	.081	***	-.008	-.033	.014	***	-.002
	x_2z_1	-.919	.098	***	.004	.475	.079	***	-.004	-.057	.013	***	-.001
	x_2z_2	-.913	.098	***	.005	.465	.080	***	-.005	-.046	.012	***	-.001
	x_2z_3	-.933	.098	***	.004	.485	.081	***	-.006	-.044	.013	***	-.001
	x_3z_1	-.939	.100	***	.007	.502	.086	***	-.008	-.028	.019	.136	-.001
	x_3z_2	-.934	.099	***	.008	.475	.083	***	-.007	-.007	.018	.718	-.001
	x_3z_3	-.935	.101	***	.005	.471	.086	***	-.008	-.001	.019	.976	-.001
비 제 약	x_1z_1	-.945	.098	***	.003	.495	.081	***	-.007	-.051	.014	***	-.001
	x_1z_2	-.933	.098	***	.005	.478	.080	***	-.008	-.031	.010	**	-.001
	x_1z_3	-.934	.098	***	.005	.470	.080	***	-.008	-.024	.010	*	-.001
	x_2z_1	-.919	.097	***	.004	.468	.078	***	-.005	-.049	.011	***	.000
	x_2z_2	-.924	.098	***	.004	.465	.080	***	-.006	-.031	.008	***	.000
	x_2z_3	-.928	.098	***	.005	.466	.080	***	-.007	-.024	.007	**	.000
	x_3z_1	-.931	.099	***	.005	.467	.080	***	-.007	-.009	.006	.139	.000
	x_3z_2	-.934	.099	***	.004	.468	.081	***	-.006	-.002	.005	.716	.000
	x_3z_3	-.935	.099	***	.005	.470	.081	***	-.007	.000	.004	.975	.000

VI. 논의 및 결론

1. 논의

이 연구의 첫 번째 논의는 초등학생의 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험준비전략과 수학 시험수행전략의 조절효과에 관한 것이다. 초등학생의 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험준비전략과 수학 시험수행전략의 조절효과를 분석하기 위해 수학 시험준비전략과 수학 시험수행전략을 조절 변인으로 설정하였다. 그리고 각각의 상호작용 효과가 유의할 것으로 예언한 모형을 연구모형으로 설정하였다. 경합모형은 상호작용이 유의하지 않을 것으로 예언한 모형을 설정하였다. 이러한 모형들에서 수학 시험준비전략과 수학 시험수행전략의 상호작용을 추정한 연구모형이 경합모형보다 경험적 자료에 더 적합한 것으로 판명되어 가설 1-1과 가설 2-1이 지지되었다.

수학 시험준비전략과 수학 시험수행전략이 포함된 각각의 모형에 대해 Ping의 2단계 방법을 적용하여 분석한 결과, 수학 인식론적 신념에서 시험불안으로 가는 경로계수가 통계적으로 유의하여 가설 1-2와 가설 2-2가 지지되었다. 이는 수학 인식론적 신념과 시험불안이 부적인 관계를 맺고 있음을 나타내는데, 이러한 결과는 신념과 시험불안이 부적인 관계를 맺고 있다는 여러 선행연구들과 같은 입장을 취한다(고은정, 1997; 노정애, 1994; 손태주, 2007; 이수현, 2007; 임용우, 1991; Hembree, 1988). 인식론적 신념은 학습의 실패와 성공을 경험하면서 형성되는데, 그 과정에서 시험불안이 깊이 관여하게 된다(임신일, 2011). 학습에 대한 실패가 커질수록 시험불안이 커지고 인식론적 신념은 낮아지게 되므로 인식론적 신념과 시험불안은 부적인 관계에 놓이게 된다.

수학 인식론적 신념과 수학 시험준비전략의 상호작용 효과와 수학 인식론적 신념과 수학 시험수행전략의 상호작용 효과는 모두 통계적으로 유의하였다. 이에 따라 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험준비전략과 수학 시험수행전략의 조절효과를 예측한 가설 1-3과 2-3은 지지되었다. 수학 인식론적 신념의 수준이 높은 학생들은 높은 수준의 수학 시험준비전략과 수학 시험수행전략을 사용하였을 때 낮은 시험불안을 보였다. 반면에 수학 인식론적 신념의 수준이 낮은 학생들은 낮은 수준의 수학 시험준비전략 및 수학 시험수행전략을 사용하였을 때 낮은 시험불안을 보였다. 이는 시험불안을 낮추기 위해 초등학생들의 수학 인식론적 신념 수준에 따라 시험준비전략 및 시험수행전략을 달리해야 함을 의미한다.

이 연구의 두 번째 논의는 경험적 자료를 바탕으로 조절효과를 분석하기 위해 4가지 접근 방법과 지표를 구성하는 3가지 전략을 비교하는 것이다. 조절효과를 분석하기 위해 제시된 4가지 방법은 완전 제약 방법, Ping의 2단계 방법, GAPI 방법, 비제약 방법이다. 연구결과 동일한 지표 구성 전략 내에서 완전 제약 방법, GAPI 방법, 비제약 방법은 유사한 결과를 보여주었다. 이는 Marsh 등(2004)의 시뮬레이션 연구결과와 동일한 결과였다. 4가지 접근 방법에서 조절효과는 모두 통계적으로 유의하였다. Marsh 등(2004)은 비제약 방법이 완전 제약 방법과 GAPI 방법에 비해 용이하다고 하였다. 복잡한 제약이 필요 없는 상태에서 유사한 결과값을 보여주기 때문에 비제약 방법을 권장하였다. 이 연구에서도 완전 제약 방법과 GAPI 방법을 적용하기 위해 복잡한 계산을 거쳐 제약을 가하는

데 반하여, 비제약 방법은 AMOS 프로그램을 이용하여 쉽게 분석할 수 있었으며 그 결과 값도 유사하였다.

조절효과를 분석하기 위해 지표를 구성하는 3가지 전략은 위해 모든 교적항을 만드는 전략(all possible products strategy), 짝짓기 전략(matched pairs strategy), 1개의 지표만 이용하는 전략(one pair strategy)이 있다. 이 전략들을 적용한 결과 모든 교적항을 만드는 전략을 사용했을 때, 다른 전략들에 비해 모형 적합도가 부적합하다는 결과를 얻었다. 짝짓기 전략과 1개의 지표만 이용하는 전략의 모형 적합도는 유사한 결과를 얻었다. 3가지 전략을 적용했을 때 조절효과는 통계적으로 모두 유의하였다.

Ping의 2단계 방법과 다른 접근 방법들 간에는 지표를 구성하는 전략에 따라 다른 결과가 나타났다. 모든 교적항을 만드는 전략을 사용할 경우 Ping의 2단계 방법이 다른 접근 방법들 보다 좋은 모형 적합도를 보였으나, 짝짓기 전략과 1개의 지표만 이용하는 전략의 경우에는 다른 접근 방법들이 Ping의 2단계 방법보다 좋은 모형 적합도를 보였다. Ping의 2단계 방법을 적용했을 때 조절효과는 통계적으로 유의하였으나 다른 접근 방법 및 지표 구성 전략에 비해 큰 SE 값과 편파성을 보였다. Ping의 2단계 방법은 상호작용항의 단일지표변수를 사용하기 때문에 지표 구성 전략이 1개의 지표만 이용하는 전략과 유사하다. 1개의 지표만 이용하는 전략 내에서 3가지 접근 방법과 비교했을 경우, Ping의 2단계 방법은 χ^2 통계량과 χ^2/df 값이 더 컸으며, TLI, CFI, RMSEA가 더 낮은 적합도 지수를 보였다. 상호작용항의 지표변수를 1개만 사용하는 유사한 방식임에도 불구하고 Ping의 방법에서 χ^2 통계량과 χ^2/df 값이 큰 이유는 Ping의 방법으로 지표변수를 생성할 때 독립변수와 조절변수의 지표변수가 가지고 있는 모든 정보를 합산하여 지표변수를 생성하였기 때문이다.

짝짓기 전략과 1개의 지표만 이용하는 전략은 사용되는 지표에 의해 다른 결과를 초래할 수 있기 때문에 지표가 구성되는 각각의 경우의 수에 대한 분석을 실시하였다. 짝짓기 전략의 경우, 6가지 순서쌍의 교적 지표가 구성되었다. 각 순서쌍에 대해 접근 방법에 따라 분석한 결과, 접근 방법 내에서 순서쌍에 의한 차이는 발생하지 않았다. 접근 방법 간에도 큰 차이는 발생하지 않았지만, 비제약 방법을 적용했을 때 상대적으로 조금 더 좋은 모형 적합도를 나타내었다. 모든 순서쌍에 대한 조절효과는 통계적으로 유의하였으며, β 와 SE 값의 차이도 미미하였다. 이는 어떤 순서쌍을 적용해도 유사한 결과를 얻을 수 있음을 의미한다. Marsh 등(2004)은 순서쌍을 고를 때 가급적 요인부하량이 가장 큰 변인끼리 짝짓는 방법을 권장하였다. 그들은 이런 방법을 통한 조합이 다른 조합보다 더 정확한 추정 결과를 제공해준다고 하였다. 그러나 이 연구에서는 최대 요인부하량과 추정 결과 사이에는 특별한 규칙을 찾을 수 없었고, 순서쌍 간의 추정 결과는 차이가 발생하지 않았다.

1개의 지표만 이용하는 전략의 경우, 9가지 교적 지표가 만들어졌다. 9개 지표에 대해 접근 방법에 따라 분석한 결과, 접근 방법 내에서 모형 적합도의 차이는 발생하지 않았다. 그러나 지표에 따라 조절효과가 유의하지 않은 결과가 나왔다. 이러한 지표들은 다른 지표에 비해 상대적으로 요인부하량이 낮은 지표들이었다. 요인부하량이 낮은 지표를 사용할 경우, 상호작용에 대한 정보의 손실이 발생하여 조절효과의 정확한 추정을 방해할 수 있다. Marsh 등(2004)은 상호작용 변인의 측정변인을 생성하기 위해 모든 정보를 다 사

용하되, 한 정보를 한 번씩만 사용할 것을 권장하였다. 1-pair 전략의 경우 1개의 지표만 활용하기 때문에 모든 정보를 사용해야 한다는 조건을 위반하게 된다. 따라서 1-pair 전략을 사용할 경우 잠재 상호작용 변인의 정보가 감소될 수 있다.

위의 결과를 통해 이 연구에서는 조절효과를 분석하기 위한 접근 방법으로 짝짓기 전략을 활용한 비제약 방법을 권장한다. 완전 제약 방법, GAPI 방법, 비제약 방법은 지표 구성 전략에 관계없이 유사한 결과를 보여주었지만, 통계 프로그램을 실행하여 분석을 실시하는 측면에서 비제약 방법이 용이하기 때문이다. Marsh 등(2004)도 잠재변인의 상호작용 효과를 검증하기 위해 비제약 방법을 제안하였다. 그들은 비슷한 결과를 제공한다면 보다 간명한 방법을 사용하는 것이 타당하다고 하였다. 짝짓기 전략은 접근 방법에 따라, 지표 구성 순서쌍에 따라 차이를 보이지 않고 유사한 결과를 보여주었으며, Ping의 2단계 방법에 비해 좋은 모형 적합도를 보여주었기 때문이다. 모든 교적항을 만드는 전략은 독립변인과 조절변인의 하위 지표가 많아질수록 상호작용 지표의 수가 급격히 늘어나는 문제가 있고, 1개의 지표만 이용하는 전략은 지표에 따라 다른 결과가 나올 수 있는 문제가 있기 때문이다.

2. 결론

이 연구를 통해 얻은 결론은 다음과 같다. 첫째, 초등학생의 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험준비전략의 조절효과가 검증되었다. 또, 초등학생의 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 수학 시험수행전략의 조절효과도 검증되었다. 박철영(2012)은 수학 인식론적 신념 수준에 따라 잠재집단 간에 인지전략, 메타인지 전략의 차이가 있다고 하였다. 이러한 점을 고려하면, 초등학생들의 시험불안을 감소시키기 위해서 그들의 수학 인식론적 신념 수준에 따른 시험전략이 투입되어야 함을 알 수 있다.

둘째, 완전 제약 방법, Ping의 2단계 방법, GAPI 방법, 비제약 방법을 통한 조절효과 검증 결과는 유사하였다. 이는 조절효과를 검증하기 위해 제시된 대안적 방법들 간의 차이가 없음을 의미한다. 따라서 조절효과 검증 시, 보다 간명하고 사용이 용이한 비제약 방법을 사용하는 것을 권장한다.

셋째, 지표를 구성하는 3가지 전략을 통한 조절효과 검증 결과는 차이가 있었다. 모든 교적항을 만드는 전략과 짝짓기 전략은 조절효과 검증 시 유사한 결과를 얻었으나, 모든 교적항을 만드는 전략은 상호작용 항의 지표가 급격히 늘어나는 문제점을 가지고 있다. 1개의 지표만 이용하는 전략은 지표에 따라 다른 결과가 나오는 문제점이 발생하였다. 따라서 지표를 구성하는 전략으로 짝짓기 전략을 권장한다.

이 연구가 지니는 제한점과 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 이 연구에서는 수학 시험준비전략과 수학 시험수행전략이 수학 인식론적 신념과 시험불안의 관계에서 조절효과가 있음을 밝혔다. 이 연구에서 연구대상은 초등학교 6학년을 대상으로 이 연구 결과를 모든 초등학생에게 일반화시키기에는 무리가 있다. 따라서 초등학생의 발달 수준에 맞는 후속 연구들이 필요하다. 아울러 이 연구에서 다룬 변인 간의 관계에서 성차가 존재하는지 살펴보는 것도 좋을 것이다. 특히, 남녀의 수학 인식론적 신념의 차이에 따라

시험전략의 효과를 살펴보는 것도 좋은 연구거리가 될 수 있다.

둘째, 이 연구를 통해 수학 시험준비전략과 수학 시험수행전략의 조절효과가 있음을 알 수 있었으나, 인식론적 신념에 따라 어떤 전략들이 효과적인지에 대해서는 연구가 부족하였다. 따라서 인식론적 신념에 따라 어떤 시험전략들이 효과적인가에 대한 실험적이고 구체적인 연구가 필요하다.

셋째, 이 연구에서 조절효과를 분석하기 위해 수학 인식론적 신념을 수학적 지식의 구조를 제외한 5개 하위 요인으로 분석을 실시하였다. 이 연구에서 사용한 수학 인식론적 신념 척도는 박철영(2012)이 고등학생을 대상으로 제작한 척도를 초등학생이 이해할 수 있는 용어로 수정한 것이다. 초등학생의 인지적 발달 특성이 고려되지 않은 문항으로 수학적 지식의 구조가 측정되어 초등학생들의 수학 인식론적 신념을 제대로 반영하지 못하였다. 따라서 초등학교 수학교과와 초등학생의 인지적 발달 특성이 고려되어 제작된 수학 인식론적 신념 척도를 이용한 연구가 이루어져야 한다.

넷째, 이 연구에서 사용한 수학 인식론적 신념 척도의 하위변인인 수학적 문제해결(.463)과 수학 시험준비전략 척도의 하위변인인 학습자원관리전략(.514)의 문항내적일관성 지수가 낮았다. 낮은 신뢰도는 측정하려고 하는 것을 정확하게 측정하지 못했음을 의미한다. 따라서 신뢰도를 높이는 방안이 필요하다. 문항내적일관성지수에 영향을 주는 요인은 문항의 수, 문항난이도, 문항변별도, 측정 내용의 범위, 검사시간 등이다. 연구대상이 초등학생인 점을 감안하여 문항의 수나 문항난이도가 적합했는지, 검사시간이 충분했는지 등을 검토할 필요가 있다.

다섯째, 이 연구에서 사용된 독립변인과 조절변인의 측정변인을 구성하기 위하여 개념영역 대표성 방법을 실시하여 지표의 수를 각각 3개로 통일하였다. 상호작용 변인의 측정변인을 생성함에 있어 두 잠재변인에 대한 측정변인의 수가 다를 경우, Marsh 등(2004)이 제안한 절차대로 측정변인을 생성하기 곤란해진다. 이 연구에서는 개념영역 대표성 방법을 활용하였으나, 개념영역 대표성 방법 또한 변인을 구성하는 방식에서 다양한 경우의 수가 나올 수 있다. 따라서 다양한 경우의 수에 대한 효과를 비교하여 개념영역 대표성 방법의 신뢰도를 확인할 수 있는 연구가 필요하다.

여섯째, 완전 제약 방법, Ping의 2단계 방법, GAPI 방법, 비제약 방법은 모두 자료의 정규성 가정을 기반으로 하여 분석이 이루어진다. 독립변인과 조절변인의 측정변인이 정규분포일지라도 상호작용 측정변인은 비정규분포이기 때문에, 자료의 비정규분포를 인정하는 추정 방법이 요구된다. 이를 위해 LMS 접근법(Latent Moderated Structural)과 QML 접근법(Quasi-Maximum Likelihood)이 대안으로 제시되었다(Klein & Moosbrugger, 2000; Klein & Muthén, 2002; Schermelleh-Engel et al., 1998). 후속 연구에서는 이러한 추정방법을 이용하여 조절효과 검증 결과를 비교하는 연구가 필요하다. 이를 통해 보다 정확한 조절효과를 추정할 수 있는 틀을 마련할 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 고은정 (1997). 애착유형에 따른 자아탄력성과 사회적 지지가 우울에 미치는 영향. 고려대학교 대학원 석사학위논문.
- 교육과학기술부 (2009). **2009 개정 교육과정 총론**, 교육과학기술부고시 제 2009-41호.
- 김성숙, 김수진, 박지현 (2013). TIMSS 2011 결과 분석에 근거한 수학·과학 학습 흥미 향상을 위한 제언 (연구자료 ORM 2013-22-2). 한국교육과정평가원.
- 김수련, 채규만 (2013). 상위인지가 시험불안에 미치는 영향: 스트레스 대처 전략의 매개 효과. **인지행동치료**, 13(1), 51-64.
- 김수진, 동효관, 박지현, 김지영, 진의남, 서지희, 김민정, 김성숙 (2013). TIMSS 2011 결과에 따른 수학·과학 교육 현황 국제비교, 한국교육과정평가원 연구보고 RRE 2013-7-2.
- 노정애 (1994). 부모의 성취압력과 시험불안과의 관계 : 완벽주의와 학업적 자기효능감의 매개효과. 아주대학교 대학원 석사학위논문.
- 박분희, 박고훈, 황종섭 (2007). 수학에 대한 신념이 학습전략을 매개로 성취도에 미치는 영향. **아동교육**, 16(3), 23-34.
- 박상현, 손원숙 (2014). 초등학생의 수학 학업정서 유형별 자기조절학습, 수학태도 및 수학성취도. **초등교육연구**, 27(3), 49-73.
- 박철영 (2012). 수학 인식론적 신념 검사의 개발 및 타당화. 전남대학교 대학원 박사학위논문.
- 박한숙(2004). 시험치기 전략 훈련이 학습자의 자기주도적 학습능력 및 학업성취에 미치는 효과. **열린교육연구**, 12(1), 97-115.
- 배병렬(2014). **Amos 21 구조방정식모델링: 원리와 실제**. 서울: 도서출판 청람.
- 변영계, 강태용(2003). **학습기술**. 서울: 학지사.
- 손태주 (2007). 중학생의 자아탄력성과 학업적 자아개념이 시험불안에 미치는 영향. 제주대학교 대학원 석사학위논문.
- 송미영, 임해미, 최혁준, 박혜영, 손수경 (2013). OECD국제학업성취도 평가 연구:PISA 2012 결과보고서, 한국교육과정평가원 연구보고 RRE 2013-6-1.
- 이수현 (2007). 고등학생이 지각한 부모의 학습관여 형태, 자아탄력성, 시험불안 및 학교 적응의 관계. 서강대학교 대학원 석사학위논문.
- 이주현, 이순목 (2002). 시험불안과 동기. **교육심리연구**, 16(3). 181-196.
- 임신일 (2011). 시험불안 메타분석. 전북대학교 대학원 박사학위논문.
- 임신일, 박병기 (2013). 국내·외 시험불안 연구의 메타분석. **교육심리연구**, 27(3), 529-553.
- 임용우 (1991). 아동의 시험 불안 결정 요인에 관한 연구. **청주교육대학 논문집**: 28, 121-160.
- 홍세희, 정송 (2014). 회귀분석의 구조방정식 모형에서의 상호작용 효과 검증: 이론과 절차. **인간발달연구**. 21(4), 1-24.
- Algina, J., & Moulder, B. C. (2001). A note on estimating the Jöreskog & Yang model for latent variable interaction using LISREL 8.3. *Structural Equation*

- Modeling*, 8(1), 40–52.
- Bandura, A., Cioffi, D., Taylor, C. B., & Brouillard, M. E. (1988). Perceived self-efficacy in coping with cognitive stressors and opioid activation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 55(3), 479–488.
- Deffenbacher, J. L. (1986). Cognitive and physical components of test anxiety in real like exams. *Cognitive therapy and research*, 10, 635–644.
- Dodeen, H. (2008). Assessing test-taking strategies of university student: Developing a scale and estimating its psychometric indices. *Assessment Evaluation in Higher Education*, 33(4), 409–419.
- Dolly, J. P., & Williams, K. S. (1986). Using test-taking strategies to maximize multiple-choice test scores. *Educational and Psychological Measurement*, 46, 619–625.
- Dreisbach, M., & Keogh, B. (1982). Testwiseness as a factor in readiness test performance of young Mexican-American children. *Journal of Educational Psychology*, 72(2), 224–229.
- Dweck, C. S. (1986). Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, 41(10), 1040–1048.
- Elliott, A. J., & Harackiewicz, J. M. (1996). Approach and avoidance achievement goals and intrinsic motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 171–185.
- Ellis, A. (1962). *Reason and emotion in psychotherapy*. New York: Lyle Stuart.
- Hembree, R. (1988). Correlates, causes, effects and treatment of test anxiety. *Review of Educational Research*, 58(1), 47–77.
- Hofer, B. K. (2002). Personal epistemology as a psychological and educational construct: An introduction. In B. K. Hofer & P. R. Pintrich (Eds.), *Personal epistemology: The psychology of beliefs about knowledge and knowing* (pp. 3–14). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Jöreskog, K. G., & Yang, F. (1996). Nonlinear structural equation models: The Kenny-Judd model with interaction effects. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling: Issues and techniques* (pp. 57–88). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Kenny, D. A., & Judd, C. M. (1984). Estimating the nonlinear and interactive effects of latent variables. *Psychological Bulletin*, 96(1), 201–210.
- Klein, A., & Moosbrugger, H. (2000). Maximum likelihood estimation of latent interaction effects with the LMS method. *Psychometrika*, 65(4), 457–474.
- Klein, A. G. & Muthén, B. O. (2002). *Quasi maximum likelihood estimation of structural equation models with multiple interaction and quadratic effects*. Unpublished manuscript, Graduate School of Education, University of California, Los Angeles.

- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York: Guilford Press.
- Marsh, H. W., Wen, Z., & Hau, K. T. (2004). Structural equation models of latent interaction: Evaluation of alternative estimation strategies and indicator construction. *Psychological Methods*, 9(3), 275-300.
- Martin, A., Marsh, H. W., & Debus, R. (1999). Effect of the interaction of level and stability of self-esteem on a variety of school-related outcomes: Five alternative approaches to testing interactions between latent variables. *In meeting of the Australian Association for Research in Education, Melbourne, Australia*.
- McLellan, J., & Craig, C. (1989). Facing the Reality of Achievement Tests. *Education Canada*, 29(2), 36-40.
- Moulder, B. C., & Algina, J. (2002). Comparison of methods for estimating and testing latent variable interactions. *Structural Equation Modeling*, 9(1), 1-19.
- Ping, R. A. (1996). Latent variable interactions and quadratic effect estimation: A two-step technique using structural equation analysis. *Psychological Bulletin*, 119(1), 166-175.
- Schermelleh-Engel, K., Klein, A., & Moosbrugger, H. (1998). Estimating nonlinear effects using a latent moderated structural equations approach. In R. E. Schumacker & G. A. Marcoulides (Eds.), *Interaction and nonlinear effects in structural equation modeling* (pp. 203-238). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Skaalvik, E. M. (1997). Self-enhancing and self-defeating ego orientation: relations with task and avoidance orientation, achievement, self-perceptions, and anxiety. *Journal of Educational Psychology*, 89(1), 71-81.
- Vattanapath, R., & Jaiprayoon, K. (1999). An assessment of the effectiveness of teaching test-taking strategies for multiple-choice English reading comprehension test. *Occasional Papers*, 8, 57-71.
- Wall, M. M., & Amemiya, Y. (2001). Generalized appended product indicator procedure for nonlinear structural equation analysis. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 26(1), 1-29.

석사학위논문

마음챙김을 활용한 프로그램의 효과에 대한 메타분석

최 주 영

전남대학교 대학원 교육학과
(지도교수 : 고 형 일)

I. 서 론

1. 연구의 필요성과 목적

2000년 초부터 국내외적으로 힐링에 대한 관심이 급증하면서 이를 위한 새로운 자원으로 불교명상은 더욱 주목을 받았고, 그로써 자연스레 사회적으로 ‘명상 문화’가 형성되기도 했다. 명상은 여러 분야에서 연구되고 있으며 신체건강 프로그램, 정신병리, 그리고 개인적 성장 등 다양한 주제로 명상효과 연구를 보고했다(전여정, 2009). 명상을 크게 나누면 집중명상(concentration meditation)과 통찰명상(insight meditation)으로 나눌 수 있다. 집중명상은 비교적 고정된 내·외적인 대상에 주의 집중하는 것이 특징이다. 마음챙김은 통찰명상에 속하는데, Kabat-Zinn(1990)은 마음챙김을 몸과 마음을 의도적으로 관찰하고 순간순간 일어나는 생각이나 감정 및 감각을 있는 그대로 체험하고 수용하는, 현재 순간에 주의 집중하는 능력으로 정의하였다. 이는 비사변적, 비판단적이며 현재 중심으로 뚜렷하게 알아차리는 것을 의미한다.

마음챙김이란 현재의 순간에 주의를 기울이고, 의도적으로 몸과 마음을 관찰하고, 순간순간 경험한 것을 느끼며 그것을 있는 그대로 받아들이는 과정으로(Kabat-Zinn, 1990) 현재 일어나는 것들에 대해 어떠한 판단도 하지 않고 그것을 알아차림(awareness) 하는 것으로 정의되어지고 있다.

마음챙김 명상은 심리적 안녕감을 촉진시키고 자기이해를 도와주는 혁신적인 방법으로 주목받고 있으며(김혜은, 박경, 2010), 최근에는 마음챙김 명상이 임상적, 일상적 환경에서도 많이 적용되고 있어, 일반인들의 마음챙김 명상에 대한 관심도 증가하고 있다(김정호, 2004). 마음챙김 명상이 여러 가지 문제를 해결하는 데 효과가 있다는 것은 많은 선행연구들을 통해 이미 밝혀진 바이다. 마음챙김에 기초한 스트레스 감소 프로그램(MBSR)은 기존의 인지행동치료의 제한점들을 보완하고 부적응적 행동을 이끄는 인지과정의 변화를 가져오는 데 도움이 된다고 보고되었다(Bishop, Carlmody, Carlson, & Shapiro, 2004).

마음챙김 명상을 활용한 프로그램에 관한 선행연구들을 살펴보면, 송인숙(2012)의 연구에서는 마음챙김 명상 프로그램이 초등학생의 심리적 안녕감을 증진시키는 효과를 보였으며, 중학생을 대상으로 MBSR 프로그램을 실시한 결과 우울감소에 효과를 보였고(신

혜원, 2013), 한국형 마음챙김 명상에 기반한 스트레스 감소 프로그램(K-MBSR)이 학교 부적응 중학생의 정서에 긍정적인 영향을 미친다는 연구 결과를 보고하기도 하였다(윤병수, 2012). 대학생들을 대상으로 한 연구를 살펴보면, 김경우(2007)는 K-MBSR을 기반으로 한 단축형 스트레스 감소프로그램이 대학생의 불안과 공격성을 감소시키는데 효과가 있다는 연구결과를 보고하였다. 유선희(2012)는 마음챙김 명상이 노인의 스트레스 호르몬인 코르티솔 수치와 우울을 감소시키는 데 효과가 있다는 연구결과를 보고하였다.

마음챙김 명상의 효과는 스트레스나 불안, 우울과 같은 심리적 영역에서만 국한되지 않는다. 명상훈련 프로그램은 과민성 대장증후군 증상을 완화시키고(이지선, 김정호, 2004), 여고생의 근골격계 통증 완화에 효과를 보였으며(김미리혜, 이태선, 김정호, 2010), 여대생의 월경 전 전기증상과 불안을 감소시키는 데 효과를 보였다(임성건, 김정호, 2006). 홍성영(2006)의 연구에서는 마음챙김 명상이 비만 여대생의 비만도에 관련된 비만 스트레스, 폭식관련 변인의 감소에 효과를 보였다, 그 이외에도 마음챙김에 기반한 청소년 자살방지 프로그램은 공감 능력을 증가시켜 도움행동을 촉진하였으며(김도연, 2014), 또한 MBSR 프로그램은 이성 관계에서 나타나는 집착행동을 개선하는데 효과가 있었고(김소희, 이영순, 2012), MBCT 프로그램은 문제음주 행동을 감소시키는데 효과적이라는 결과가 보고되었다(신정연, 손정락, 2011). 이러한 선행연구들을 종합해보면, 마음챙김 명상이 심리적, 신체적, 사회적, 행동적 증상의 완화에 효과가 있음을 알 수 있다.

그렇지만 모든 연구에서 효과가 있음을 보고한 것은 아니다. 강관순, 김인중(2012)의 연구에서는 마음챙김 명상이 인문계 고등학생의 심리적 행복감, 자아존중감, 자기효능감을 증진시키는 데 유의한 효과를 나타내지 않는 것으로 보고되었다. 전현숙, 손정락(2012)은 마음챙김에 기반한 인지치료(MBCT)가 분노억제에 효과적이지 않은 것으로 나타났다.

이러한 상반된 결과들은 마음챙김 명상의 효과에 대한 논란을 가져왔다. 마음챙김 명상을 실시한 연구들이 양적으로 증가하고 있지만, 실시한 프로그램에 참여한 대상, 성차, 기간에 따라 효과의 차이를 보이고 있다. 이러한 결과들이 누적됨에 따라 마음챙김 명상의 효과에 대한 종합적인 결론 도출이 필요하다. 따라서 이 연구에서는 메타분석을 활용하여 관련연구들의 동향을 살펴보고 결과를 종합하여 마음챙김 명상의 효과의 정도를 확인하고자 한다.

국내 마음챙김과 관련된 메타분석 논문으로는 김잔디, 김정호(2011)의 마음챙김 명상의 효과에 대한 메타분석, 류현민(2014)의 명상 프로그램 중재효과에 대한 메타분석과 조용래, 노상선, 조기현, 홍세희(2014)의 우울과 불안증상에 대한 마음챙김 개입에 대한 메타분석이 있다. 첫 번째로, 김잔디, 김정호(2011)의 연구는 마음챙김과 관련된 프로그램 중 MBSR에 초점을 맞추어 수행방법, 참여 대상별, 기간에 따른 효과크기를 제시하였다. 하지만 MBSR 프로그램을 실시한 논문만을 대상으로 실시하였기 때문에 MBSR을 제외한 다른 프로그램을 포괄하지 못하는 한계를 가지고 있다. 두 번째 류현민(2014)의 연구는 명상의 중재효과에 대한 메타분석을 실시한 논문으로 명상을 유형별로 나누어 각 명상의 효과를 비교하였다. 하지만 메타분석의 연구물을 선정하는 과정에서 변인에 해당하는 연구가 3개 미만인 연구를 제외시켰으며, 연구자는 그 부분에 대한 제언을 남긴 바 있다. 또한 연구물을 선정하는 과정에서 효과크기가 95% 신뢰구간에서 유의미한 연구물들만을

분석대상으로 선정했다. 그렇지만 95%의 영역에서 유의하지 않더라도 효과는 있을 수 있다. 따라서 이 연구에서는 다양한 대상에게 마음챙김을 실시한 연구물과 유의미하지 않은 연구까지도 대상으로 분석을 실시할 예정이다. 세 번째 조용래, 노상선, 조기현, 홍세희(2012)의 연구는 우울과 불안증상의 효과만을 보고한 연구물을 대상으로 메타분석을 실시하였기 때문에, 그 외의 다른 증상에 대한 결론을 얻기에는 한계를 가지고 있다.

따라서 이 연구에서는 현재 여러 대상의 인지적, 정의적, 사회적, 행동적 영역 등의 문제를 완화하기 위해 사용되고 있는 마음챙김 명상의 효과를 메타분석 통해 알아보고자 한다. 메타분석을 활용하여 프로그램의 효과, 참여 대상에 따른 효과, 기간에 따른 효과 크기 값을 산출하여 선행연구들에 대한 체계적인 결론을 얻고자 한다. 이를 통해 마음챙김 프로그램의 효과적인 개입방법과 시기, 기존 프로그램의 수정이나 새로운 프로그램의 개발에 중요한 자료로 활용될 수 있을 것이며, 연구들이 좀 더 발전적인 방향으로 나아가는 데 기여할 수 있을 것이다.

2. 연구문제

위의 연구의 필요성에 비추어, 이 연구에서 다루고자하는 연구문제는 다음과 같다.

1. 마음챙김 명상을 활용한 프로그램의 전체 효과크기는 어떠한가?
2. 마음챙김 명상 프로그램의 효과 영역에 따른 효과크기는 어떠한가?
3. 마음챙김 명상을 활용한 프로그램 연구의 중재변인에 따른 효과크기는 어떠한가?

3. 용어의 정의

가. 마음챙김 명상 나. 마음챙김 프로그램 다. 메타분석

II. 이론적 배경

1. 마음챙김 명상

- 가. 마음챙김 명상의 개념 및 특징
- 나. 마음챙김 명상의 기능

2. 마음챙김 명상 프로그램의 효과

- 가. 마음챙김 명상 프로그램
- 나. 마음챙김 명상 프로그램의 효과에 관한 선행연구

3. 마음챙김 명상의 효과에 관한 메타분석 선행연구

4. 마음챙김 명상의 분석 틀

- 가. 범주형 변수와 연속형 변수
- 나. 효과영역의 범주화

Ⅲ. 연구 방법

1. 분석대상 논문의 선정 기준과 과정

마음챙김 명상의 효과를 메타분석하기 위해, 이 연구에서 사용한 논문의 선정기준은 다음과 같다. 첫째, 이 연구는 마음챙김 명상을 활용한 프로그램을 실시하여 그 효과를 검증한 연구물을 대상으로 선정하였다. 둘째, 이 연구는 2000년부터 2014년 사이에 발간된 연구물을 선정하였다. 셋째, 이 연구에서는 통제집단사전사후검사, 통제집단사후검사의 연구설계를 사용하여 두 집단 간의 평균값을 비교한 연구물을 대상으로 선정하였다. 어떤 연구물의 경우, 한 집단의 사전-사후 평균값을 비교한 경우가 있지만 이러한 연구물은 마음챙김의 효과를 객관적으로 측정했다고 보기 어렵기 때문에 이 연구에서는 분석대상에서 제외하였다. 넷째, 연구 결과가 양적으로 기록되어, 효과크기 계산이 가능한 논문을 대상으로 선정하였다.

이 연구에서는 연구물 수집을 위해 한국교육학술정보원(www.riss.kr), 한국학술정보(kiss.kstudy.com), 국회도서관 데이터 베이스를 사용하였다. 검색 주제는 마음챙김, Mindfulness, MBSR, K-MBSR, MBCT, ACT, DBT가 있다.

주제어를 통해 선정된 논문 576편을 선정하였다. 1차로 원문이 제공되지 않는 37편과 질적연구 방법론을 사용한 61편을 제외하였다. 2차로 주제가 맞지 않은 145편, 연구 설계가 선정 기준과 맞지 않는 118편을 제외하였다. 마지막으로 메타분석을 위한 기본적인 기술통계 자료를 보고하지 않은 논문 52편을 제외하였다. 그 결과 총 163편의 논문을 최종 분석 대상으로 선정하였다.

2. 효과크기의 해석과 자료처리 과정

효과 크기(effect size)는 메타분석에서 분석단위에 해당한다. 이 연구에서는 가장 일반화 되어 있는 표준화된 평균차이(Cohen's d) 효과크기를 산출할 예정이다. 두 집단의 평균, 표준편차, 표본 크기가 제시된 경우, 효과크기 산출 공식은 다음과 같다.

d를 계산하기 위해서는 통합표준편차(Pooled standard deviation)가 필요하다. 산출 공식은 다음과 같다.

<표 III-1> 효과크기 공식

효과크기	
$d = \frac{\bar{X}_e - \bar{X}_c}{S_p}$	
$S_p = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{(n_1 + n_2 - 2)}}$	
$\bar{X}_e$, $\bar{X}_c$: 실험집단과 통제집단의 평균이며, S_p : 통합표준편차이다.	
n_1 , n_2 : 각 집단의 표본수, S_1 , S_2 : 각 집단의 표준편차이다.	

효과크기 해석 기준은 <표 III-2>와 같다.

<표 III-2> 효과크기 해석

Cohen의 해석 기준	Wolf의 해석 기준
작은 효과크기 $ES \leq .20$	교육적으로 유의미한 효과 크기 $ES \geq .25$
중간 효과크기 $ES = .50$	
큰 효과크기 $ES \geq .80$	치료적으로 유의미한 효과크기 $ES \geq .50$

4. 자료분석

IV. 연구 결과

1. 마음챙김 명상의 전체 효과크기

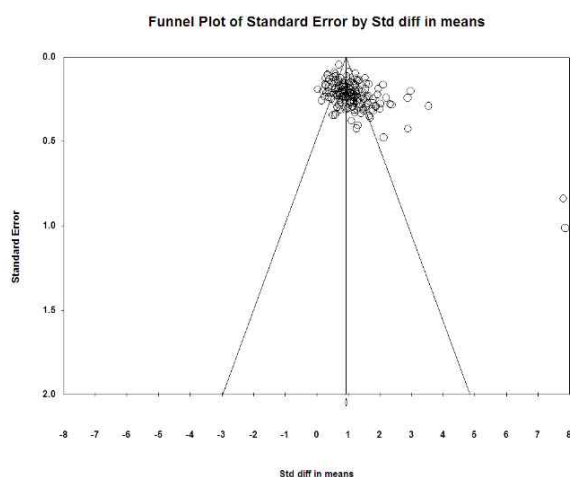
가. 출판편향 검사

출판편향(publication bias) 검사는 메타분석 결과의 타당성 확보를 위해 실시하였다. 출판편향 검사를 위해 Duvall과 Tweedie가 제시한 깔때기 도표(funnel plot)을 그렸으며, 추정치 가감법(trim & fill) 결과를 제시하였다. 그 결과는 <표 IV-1>과 같다.

출판편의가 없는 경우, ○가 대칭적으로 분포하지만, 출판편의가 있는 경우에는 ○가 한쪽으로 몰려있는 형태를 보인다. 깔때기 도표 그려본 결과 ○의 분포가 대칭적으로 골고루

되어 있으므로 출판편향이 발생하지 않은 것으로 해석하였다.

깔때기 도표를 다시 추정치 가감법을 통한 결과, 관측 값에서의 효과크기와 보정 값에서의 효과크기에 차이가 없는 것으로 나타났다. 이에 선정된 전체 연구물 사이에서 출판편향은 나타나지 않은 것으로 해석하였다.



<그림 IV-1> 깔때기 도표(funnel plot)

<표 IV-1> 추정치 가감법 검사결과

	모형	조율된 연구물	효과크기	95% 신뢰구간		Q
				하한값	상한값	
관측 값	고정 (랜덤)	-	0.939	0.91078	0.96692	1276.91919
보정 값	고정 (랜덤)	0	0.939	0.91078	0.96692	1276.91919

나. 분석모형 선택

동질성 검정을 통해 각 연구결과가 같은 모집단에서 추출된 것인지를 판단하였다. 총 163편의 연구물에 대한 동질성 검정 결과는 <표 IV-2>과 같다. Q 값은 3026.019으로, 자유도 162, 유의수준 .05 에서 χ^2 한계값 보다 매우 크므로, 메타분석 결과 추출된 개별 연구물들의 효과크기가 매우 이질적인 것으로 나타났다. Q 값에 대한 유의확률 p는 .000이며, I^2 값은 73.364이었다. 이는 73%의 수준으로 효과크기가 매우 이질적이라는 것을 의미한다. 따라서 이 연구에서는 연구물의 개별 차이에 민감한 랜덤효과 모형을 채택하였다.

<표 IV-2> 동질성 검정 결과

N	Q	p	I^2	ES	95% 신뢰구간	표준오차
163	3026.019	0.000	73.364	0.939	0.911-0.967	0.014

다. 전체효과 크기

연구 대상인 전체 163편의 연구물을 각각 하나의 분석 단위로 사용하여 표준화된 평균 차 효과크기를 산출하였다. 그 결과는 <표 IV-3>과 같다. 마음챙김 명상의 전체 효과크기는 1.134로 나타났고, 95% 신뢰구간은 1.077-1.192였다. 이는 Cohen의 기준에 따르면, 큰 효과크기로 해석할 수 있다. 그리고 Wolf의 기준에 따르면 치료적으로 유의미한 수준으로 해석할 수 있다.

<표 IV-3> 랜덤효과모형을 사용한 전체효과크기

연구물수	효과 크기	표준 오차	분산	95% 신뢰구간		Z	P
				하한값	상한값		
163	1.134	0.029	0.001	1.077	1.192	38.954	0.000

3. 중재변인에 따른 효과크기

여기서는 개별 연구물들의 특성에 따른 효과크기를 살펴보았다. 그 결과는 <표 IV-4>와 같다.

<표 IV-4> 집단 구성에 따른 효과크기

	효과 범주	연구물 수	효과 크기	표준 오차	분산	p	Q	95% 신뢰구간	
								하한값	상한값
성별	여성	448	1.129	0.040	0.002	0.000	1815.024	1.049	1.208
	남성	128	1.156	0.068	0.005	0.000	441.099	1.023	1.290
	혼성	30	0.644	0.086	0.007	0.000	38.715	0.475	0.813
	미확인	201	1.202	0.058	0.003	0.000	683.660	1.089	1.316
연령	아동	37	1.307	0.138	0.019	0.000	222.391	1.037	1.578
	청소년	212	1.125	0.058	0.003	0.000	724.582	1.011	1.240
	성인	558	1.125	0.035	0.001	0.000	2073.029	1.058	1.193
증상 호소	증상호소	368	1.264	0.052	0.003	0.000	1516.420	1.162	1.366
	일반집단	439	1.043	0.034	0.001	0.000	1483.925	0.977	1.110
명상 유형	MBSR	79	0.897	0.076	0.006	0.000	354.781	0.749	1.045
	MBCT	146	1.270	0.070	0.005	0.000	388.674	1.133	1.407
	ACT	135	1.484	0.099	0.010	0.000	199.682	1.289	1.678
	DBT	12	1.184	0.196	0.038	0.000	21.355	0.800	1.568
	K-MBSR	90	1.012	0.064	0.004	0.000	215.798	0.887	1.138
	혼합	345	1.046	0.042	0.002	0.000	1110.166	0.964	1.128
합계		807	1.134	0.029	0.001	1.077	3026.019	38.954	0.000

V. 논의 및 결론

1. 논의

이 연구에서는 마음챙김 명상에 기반을 둔 개입들에 대한 전반적인 효과크기에 대해 알아보고자 하였다. 이를 위해 현재 실시되고 있는 마음챙김 명상 프로그램과 마음챙김 명상을 활용한 개입을 사용한 연구들을 대상으로 메타분석을 실시하였다.

연구대상으로 총 163편의 논문이 선정되었으며 총 807개의 효과변인을 대상으로 메타분석을 실시한 결과 마음챙김 명상의 전체 효과크기는 1.134로 Cohen의 효과크기 해석 기준에 따라 매우 큰 효과크기를 나타냈으며, Wolf의 해석기준에 의해서 치료적으로 효과적임을 보고하였다. 이는 마음챙김 명상의 효과를 중간효과크기로 보고한 류현민(2014)의 연구를 제외하고, 다른 선행 연구들(김잔디, 김정호, 2011; 조용래 외, 2014)과 일치하는 연구결과이다. 즉 마음챙김 명상 프로그램이 교육적인 영역에서 뿐만 아니라 치료적으로도 의미가 있는 것을 알 수 있다.

효과범주에 따른 효과크기를 살펴보면, 류현민(2014)이 제시한 명상의 효과 범주를 축소하여 심리적 영역(우울, 불안, 스트레스, 자아존중감, 심리적 안녕감 등) 신체적 영역(신체화, 혈압, 맥박 등), 행동적 영역(공격성, 대인관계, 집착행동 등)으로 나누어 분석한 결과, 심리적 영역에서의 효과크기는 1.131, 신체적 영역의 효과크기는 1.053, 행동적 영역의 효과크기는 1.205로 마음챙김 명상이 행동적 영역에서 가장 큰 효과크기를 나타냈다. 이는 마음챙김 명상이 심리적인 영역뿐만 아니라 신체적 영역에도 효과적임을 나타낸다. 또한 인간관계, 사회적 행동과 관련이 있는 이타심, 공격성, 경쟁, 협동과 같은 영역의 능력을 증진시키며 행동 교정과 같은 영역에서도 효과적임을

나타낸다.

두 번째, 마음챙김 명상의 효과를 인간의 특성에 따라 범주로 나누어 분석한 결과, 인지적 영역의 효과크기는 1.155, 정의적 영역에서는 1.030, 사회적 영역에서는 1.169, 복합적 영역에서는 1.226, 운동적 영역에서는 1.060으로 나타났다. 인간의 특성에 따라 분석한 결과 복합적 영역에서 가장 큰 효과크기를 보고하였다. 이는 마음챙김 복합적 영역에 해당하는 한 가지 차원이 인지적 영역, 사회적 영역, 정의적 영역의 여러 가지 차원에서 효과가 있음을 나타낸다.

세 번째, 연구의 특성에 따른 효과크기의 차이에 대해 살펴보았다. 먼저 출판 유형에 따른 효과크기를 살펴보았다. 그 결과 출간된 연구물은 1.156, 미출간된 연구물은 1.106으로 나타났으며, 그 차이가 적은 편이었다. 다음으로 성별에 대한 효과크기를 비교하였다. 이러한 결과를 통해 연구 결과가 긍정적일수록 학술지나 심포지움을 통해 출간되는 경향이 있음을 확인할 수 있다.

네 번째, 참가자 특성에 따른 효과크기의 차이에 대해 살펴보았다. 하지만 여러 연구물에서 참가자들의 인구통계학적 특징에 대해 보고하지 않은 경우가 많았다. 여성만을 대상으로 한 결과 효과크기는 1.129, 남성 집단의 효과크기는 1.156으로 나타났다. 여성과 남성이 함께 프로그램에 참여한 경우 효과크기는 0.664로 가장 낮았다. 이는 마음챙김 명상이 성별이 영향을 미치지 않는다는 연구와 일치한다(김잔디, 김정호, 2011; 조용래 외 2014).

마음챙김 명상에 참가한 대상자들의 연령에 따른 범주를 아동, 청소년, 성인으로 구분하여 분석하였다. 그 결과 아동은 1.307, 청소년은 1.125, 성인의 경우 1.125의 효과크기를 보고하였다. 이 연구에서 선정된 연구물에서는 아동을 대상으로 하는 프로그램은 거의 없었다. 따라서 후속 연구에서는 아동을 대상으로 하는 프로그램을 개발하여 실시해볼 필요가 있다.

신체적, 심리적 문제와 관련된 증상을 호소하는 집단과 일반 집단을 구분하여 효과크기를 살펴본 결과, 증상 호소집단에서는 1.264, 일반 집단에서는 1.043으로 증상을 호소하는 집단에서 더 큰 효과크기를 보고하였다. 이러한 결과를 통해 마음챙김 명상이 어떠한 증상을 호소하는 집단에 조금 더 효과적임을 알 수 있었다. 그러나 이러한 효과가 참가자 특성의 효과인지 아니면 명상을 진행하는 지도자 등 여러 가지 다른 효과들의 영향인지에 대한 추가적인 연구가 필요하다.

다섯 번째, 현재 실시되고 있는 마음챙김 명상 프로그램의 유형에 따른 효과크기를 살펴보았다. 다른 여러 프로그램의 기초가 되고 있는 MBSR의 경우 0.897의 효과크기를 나타냈으며, MBCT는 1.270, ACT는 1.484, DBT는 1.184, K-MBSR의 경우 1.012의 효과크기를 보고하였다. 이러한 프로그램 이외에도 마음챙김 명상을 활용한 개입의 효과크기는 1.046으로 나타났다.

국내외 선행연구들과 비교했을 때, 이 연구에서는 마음챙김 명상의 개입에 대해 조금 더 큰 효과크기를 보고하였다. 이러한 결과의 원인으로, 선정된 연구물의 차이, 참여자의 특성, 프로그램 진행기간 등과 같은 요소에 대해 고려해볼 수 있다. 따라서 이 연구에서 보고한 마음챙김 명상의 개입은 매우 큰 효과크기를 보고하였으므로, 마음챙김 명상이 큰 효과가 있는 것으로 해석될 수 있다.

2. 결론

국내에서 마음챙김 명상의 개입과 관련된 163편의 연구물을 대상으로 메타분석을 실시한 결과, 마음챙김 명상은 큰 효과크기를 나타냈으며, 치료적으로 유의미한 효과가 있는 것으로 나타났다. 마음챙김 명상의 보급과 활용을 위해 후속 연구방향에 관해 살펴보려고 한다.

첫째, 마음챙김 명상 개입에 관한 연구자는 연구 결과만을 보고할 것이 아니라 프로그램에 관한 정보, 참가자에 대한 정보, 지도자에 대한 정보 등에 대한 것들을 최대한 자세히 제시해야 한다. 이는 마음챙김 명상 개입이 매우 다양하기 때문에 개입의 효과를 명확하게 하기 위해서는 연구 결과 이외에 부가적인 정보들이 많이 필요하기 때문이다. 추가적인 정보들을 후속연구자들에게 제시한다면 마음챙김 명상 개입에 대한 더 많은 결과들을 얻을 수 있을 것으로 기대된다.

둘째, 참가자의 특성을 살펴본 결과 남성이나 혼성 집단보다는 여성 집단의 연구물수가 더 많았다. 이러한 점은 연구자가 통제하기 힘든 부분이지만, 남성 집단이나 혼성 집단을 대상으로 마음챙김 명상을 실시한 연구물에 대한 데이터가 더 많이 구축된다면, 참여자의 특성에 따른 더 정확한 분석이 가능할 것으로 예상된다.

셋째, 참가자의 연령에 관한 부분에서 성인을 대상으로 한 연구물에 비해 아동을 대상으로 한 연구물은 많이 적었다. 아동은 연령의 특성상 명상과 같은 장시간 주의집중을 요구하는 개입에 어려움을 보이는 것은 사실이다. 하지만 이러한 아동의 특성을 고려한 마음챙김 명상 프로그램을 개발하여 아동을 대상으로 마음챙김 명상 개입을 실시한다면, 더 많은 대상에게 긍정적 효과를 기대할 수 있을 것으로 생각된다.

넷째, 선행연구에서 보고한 대부분의 결과들은 참가자들의 자기보고식 설문지에 의해 작성된 결과들이었다. 그러나 마음챙김 명상 개입 효과 중 행동 영역이나 신체적 증상과 같은 부분은 주변 타인이나 전문가들에 의해 변화의 정도를 측정하는 방식을 활용한다면, 마음챙김 명상 개입의 효과가 좀 더 명확하게 입증될 수 있을 것으로 생각된다.

다섯째, 대부분의 선행연구에서는 추후검사를 실시하지 않았다. 이는 개입의 직후 효과만을 측정했다는 비판을 받을 수 있는 부분으로써 후속 연구에서 연구자는 개입에 대한 효과가 기간이 경과한 후에도 유지되는지, 유지된다면 어느 정도의 기간 동안 유지되는지에 관하여 추후검사를 통해 효과의 지속성에 대한 부분을 측정하고 이에 따른 논의가 필요할 것으로 생각된다.

여섯째, 최초로 선정된 연구물에서는 기초통계량을 제시하지 않은 연구물들이 있었다. 이러한 연구물의 경우 메타분석에서는 효과크기를 산출하기가 불가능함으로 배제된다. 하지만 최근 메타분석은 여러 영역에서 사용하기 때문에, 연구자들은 메타분석의 가능성을 염두에 두고 기초통계량은 정확히 제시하는 노력이 필요하다.

일곱째, 메타분석을 실시하기 전 선정 논문을 수집하는 과정에서 효과크기가 작은 연구물들이 상대적으로 그렇지 않은 연구물에 비해 출판되지 않을 가능성이 있다는 점을 알게 되었다. 이러한 점을 통해, 후속 연구자들에게는 설사 연구의 결과가 연구 가설과 일치하지 않은 결과가 나왔다 하더라도 그 연구의 가치가 인정되고 출판 될 수 있도록 지지되는 연구 분위기의 필요성이 요구된다. 이러한 점들을 통해 더욱 효과적인 개입을

개발하는데 도움이 될 것으로 생각된다.

결론적으로 이 연구에서는 마음챙김 명상의 효과에 대한 종합적이고 체계적인 결론을 제시했다는 점과 중재변인에 따른 분석을 통해 마음챙김 명상에 대한 다각적인 이해가 가능하게 했다는 점에서 의의가 있다. 마음챙김 명상의 효과를 측정할 연구물들이 양적으로 팽창하는 가운데 비슷한 연구물들이 반복적으로 연구되는 비효율적인 부분을 지양해야 한다. 현재까지 성인을 대상으로 한 연구물들이 많기 때문에, 연령에 따른 마음챙김 명상 프로그램의 개발하여 각각의 연령에 맞는 프로그램을 실시할 필요가 있다. 또한 마음챙김 명상의 효과를 측정할 때 심리적 영역 이외의 다른 신체적, 행동적 영역에 대한 연구물들이 상대적으로 적었음을 고려하여 후속연구를 진행할 필요가 있다 따라서 후속 연구에서는 이러한 연구 결과를 바탕으로 마음챙김 명상이 다양한 영역에서 더욱 활용될 수 있는 방법 등을 고려해야 한다.

마음챙김 명상 프로그램 관련 연구물을 대상으로 메타분석을 실시한 이 연구는 다음과 같은 제한점을 갖고 있다.

첫째, 국내 논문만을 대상으로 하였기 때문에 그 이외의 연구물을 분석대상에 포함시키지 못했다. 후속 연구에서는 국외의 연구물을 포함시켜 국내와 국외의 프로그램을 비교하여 분석하는 방법을 고려해야 한다.

둘째, 선정된 연구물들에서 프로그램의 진행자, 지역, 실시한 장소 등과 같은 마음챙김 명상에 효과를 줄 수 있는 부분에 대한 정보를 제공하지 않았기 때문에 코딩 과정에서 이러한 부분에 대한 사항이 포함되지 못했다.

따라서 후속 연구에서는 이러한 제한점을 고려하여 추가적인 연구가 진행되어야 하겠다.

참 고 문 헌

- 강광순, 김인중(2012). 마음챙김 명상이 인문계 고등학생의 심리적 행복감, 자아존중감, 자기효능감에 미치는 효과. **한국명상치유학회지**, 3(1), 65-78.
- 김경우(2007). 한국형 마음챙김 명상에 기반한 스트레스 감소 프로그램 단축형(6주)이 대학생의 불안과 공격성에 미치는 효과. **스트레스연구**, 15(1), 43-49.
- 김도연(2014). **마음챙김에 기반한 청소년 자살방지 프로그램이 학교폭력 피해 청소년의 복합PTSD 및 자살사고의 감소와 또래집단의 도움행동 증가에 미치는 효과**. 전북대학교 대학원 박사학위논문.
- 김동경(2011). **마음챙김 명상이 알코올 의존환자들의 부정적 정서 및 자아존중감에 미치는 효과**. 덕성여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 김미리혜, 이태선, 김정호(2010). 마음챙김 명상이 여고생의 근골격계 통증에 미치는 효과. **한국심리학회지: 건강**, 15(2), 281-294.
- 김소희, 이영순(2012). 마음챙김명상에 기반한 스트레스 감소 (MBSR) 프로그램이 여대생의 이성 관계 집착행동과 관계만족에 미치는 영향. **상담학연구**, 13(5), 2289-2307.
- 김잔디, 김정호(2011). 마음챙김 명상의 효과에 대한 메타분석. **사회과학연구**, 16, 143-174.
- 김정호(2004). 마음챙김이란 무엇인가: 마음챙김의 임상적 및 일상적 적용을 위한 제언. **한국심리학회지: 건강**, 9(2), 511-538.
- 김혜은, 박경(2010). 우울, 정서조절, 마음챙김이 폭식행동에 미치는 영향. **한국심리학회지: 임상**, 29(2), 541-557.
- 류현민(2014). **명상프로그램 중재효과에 대한 메타분석**. 대전대학교 대학원 박사학위논문.
- 송인숙(2012). **마음챙김 명상 프로그램이 초등학교의 주관적 안녕감과 심리적 안녕감에 미치는 영향**. 충남대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 신정연, 손정락(2011). 경험논문: 마음챙김에 기반한 인지치료 (MBCT) 프로그램이 문제음주 대학생의 우울, 충동성 및 문제음주 행동에 미치는 효과. **한국심리학회지: 건강**, 16(2), 279-295.
- 신혜원(2013). **마음챙김 명상 프로그램(MBSR)이 중학생의 우울에 미치는 효과**. 영남대학교 교육대학원 석사학위 논문.
- 유선희(2012). **마음챙김에 기반한 스트레스 감소 프로그램이 시설노인의 스트레스, 우울, 수면 양상 및 인지기능에 미치는 효과**. 전북대학교 대학원 박사학위논문.
- 윤병수(2012b). 한국형 마음챙김 명상에 기반한 스트레스 감소 프로그램 명상캠프가 학교 부적응 중학생의 정서에 미치는 영향. **한국심리학회지: 일반**, 31(2), 521-540.
- 이지선, 김정호. (2004). 마음챙김명상이 과민성대장증후군에 미치는 효과: 여자 중학생을 대상으로. **한국심리학회지: 건강**, 9(4), 1027-1040.
- 임성견, 김정호(2008). 마음챙김명상이 월경전 증후군에 미치는 효과. **한국심리학회지: 건강**, 13(1), 221-236.
- 전현숙, 손정락(2012). 마음챙김 기반 인지치료(MBCT)가 역기능적 분노에 미치는 효과. **한국심리학회지: 건강**, 17(3), 589-608.

- 전여정(2009). **마음챙김 명상의 심리치유 효율성을 위한 접근법 제언 : 심리치료 기제를 중심으로**. 동국대학교 대학원 석사학위논문.
- 조용래, 노상선, 조기현, 홍세희(2014). 우울과 불안증상에 대한 마음챙김에 기반을 둔 개입의 효과 : 메타분석. **한국심리학회지: 일반**, 33(4), 903-928.
- 홍성영(2006). **마음챙김명상이 비만 여대생의 스트레스, 섭식조절 및 비만도에 미치는 효과**. 덕성여자대학교 대학원 석사학위논문.
- Bishop, S. R., Lau, M., Shapiro, S., Carlson, L., Anderson, N. D., Carmody, J., ... & Devins, G. (2004). *Mindfulness: A proposed operational definition. Clinical psychology: Science and practice*, 11(3), 230-241.
- Kabat-Zinn, J. (1990). Full catastrophe living : *Using the wisdom of your body and mind to face stress, pain and illness*. New York : Delacotte.
- Kabat-Zinn, J. (1990). *Full catastrophe living*. 장현갑, 김교현, 장주영 역(2005). **마음챙김 명상과 자기치유 : 상, 하**. 서울: 학지사.

청소년을 위한 용서교육 프로그램이 용서, 부모-자녀 갈등 및 대인관계 유능성에 미치는 영향

장 미 주

전남대학교 대학원 교육학과
(지도교수 : 정 주 리)

I. 서 론

1. 연구의 필요성과 목적

청소년 자녀와 부모의 관계에서 발생하는 갈등은 어느 시대, 어느 문화에서나 나타날 수 있는 청소년기의 급격한 변화에 대한 보편적인 현상이지만(장휘숙, 2005; 정옥분, 1998; Holmbeck, Colder, Shapera, Westhoven, Kenealy, & Updegrave, 2000), 국제비교 조사에 따르면 한국의 청소년들은 부모-자녀 관계에 대한 불만족이 미국, 스웨덴, 독일, 일본에 비해 높게 나타났다(한국청소년정책연구원, 2009). 이는 한국의 청소년들이 부모가 자신들을 억압하고, 통제하며, 부모와 갈등구조에 있다고 인식하는 수준이 비교국가의 청소년들보다 높은 경향이 있음을 나타낸 것이다. 또한 2015년 4월 통계청이 발표한 자료에 의하면, 2014년 중고등학생 10명중 1명(11.0%)에게서 가출경험이 있다고 보고되었는데, 가출의 이유로 ‘부모님 등 가족과의 갈등’이 67.8%로 가장 많았다. 이처럼 부모-자녀 갈등이 긍정적으로 해결되지 못했을 때에는 자녀의 발달과 적응에 부정적인 영향을 미치고, 청소년기를 경험하는 동안 다양한 문제행동을 일으키게 된다(구본용, 신현숙, 유제민, 2002; 오영희, 2004, 2007; Olweus, 1980; Sternberg, 2001).

부모-자녀 갈등은 청소년의 정신건강과 부적응 행동에 영향을 미친다. 선행연구를 보면 부모와의 갈등경험이 많을수록 자녀는 우울, 불안, 분노 수준이 높고 자존감은 낮았다(이지선, 이회경, 2011; 정혜정, 최인실, 2004). 부모-자녀 갈등 경험은 청소년의 비행행동과 재범행동에 유의미한 영향을 미치고(김현수, 김현실, 2001; 이혜련, 김희화, 2015), 낮은 학업성취와 일탈행동을 설명하는 주요변인으로 작용하기도 한다(박영신, 김의철, 2000). 또한 부모-자녀 갈등은 청소년이 형성하고 있는 다양한 관계에도 영향을 미칠 수 있다. 부모-자녀 관계가 갈등적일수록 부모와의 의사소통 능력은 결핍되고 부정적일 수 밖에 없으며, 부모로부터 모델링되어 온 의사소통 방식은 청소년의 대인관계 양상을 부적응적으로 이끌 확률이 높다(안윤일, 2000; 정주영, 2014).

이상을 종합해 보면 청소년기에 부모-자녀 관계에서 경험하는 갈등이 심각하면 청소년의 개인 내적인 문제, 행동뿐만 아니라 대인관계에까지 부정적인 영향을 미칠 수 있고, 이는 청소년 자신을 비롯한 가족과 또래관계, 나아가 사회적 문제로까지 그 심각성이 확

대된다고 볼 수 있다. 따라서 부모-자녀의 부정적 상호작용을 최소화하고, 부모-자녀 갈등에 효과적으로 대처할 수 있도록 구체적인 중재방안이 필요하다.

최근 대인관계에서 겪게 되는 부정적 경험과 상처를 극복하고 건강한 자아와 인간관계를 형성하는 기제로서 용서에 대한 연구가 활발히 진행되고 있다(김광수, 2002; 오영희, 2004; Enright & Fitzgibbons, 2000). 용서는 1980년대 후반부터 대인관계 갈등을 해결하는 효과적인 방법으로 알려져 왔다. 용서는 상대방에게 부당한 대우를 받아 상처가 생겼을 때 활용할 수 있는 문제해결 과정으로, 그 부당한 대우 경험을 잊어버리거나 합리화하는 것이 아니라 상대방이 잘못을 했음에도 불구하고 동정, 무조건적인 존중, 관대함, 도덕적인 사랑 등 자비의 도덕원리를 적용하여 자신을 긍정적으로 변화시키는 적극적인 자기회복의 과정이다(박종효, 2006; 오영희, 2004, 2010; Enright & North, 1998; Enright & Fitzgibbons, 2000).

용서의 긍정적인 효과를 살펴보면, 용서는 다른 사람으로부터 부당한 상처를 입은 갈등상황에서 개인의 정신건강과 적응을 향상시켜 주고(오영희, 2013), 적극적인 자기치유와 자기회복의 방법으로 내적 자아의 부정적 상황을 극복하여 상처를 회복할 수 있도록 도와준다(김광수, 김정집, 2007). 또한 대인관계 측면에서 부당한 대우로 인해 손상된 관계를 회복하도록 도와줄 뿐만 아니라, 자비의 원리를 실천할 수 있도록 동기를 부여함으로써 사회적 상호작용을 바람직한 방향으로 이끌어 준다(김광수, 2004; 오영희, 1995, 2004; Gouldner, 1973; Smedes, 1984). 이러한 용서는 대인관계 상처 경험으로 인한 복수의 악순환을 끊고, 용서를 받은 대상이 다시 타인을 용서하도록 하는 동기유발과 의무감을 부여하는 긍정적인 효과를 줄 수 있다(김광수, 2002; 오오현, 2005). 특히 용서는 부당한 대우를 받았을 때 생겨나는 가족 간의 갈등을 해결하는 데 효과적인 방법으로 가족치료에 많이 활용되고 있다(Al-Mabuk, Enright, & Cardis, 1995; Enright & Fitzgibbons, 2000; Murray, 2002). 가족 내 중독, 학대, 가정폭력 등 역기능 가정의 성인아이를 대상으로 용서치료 프로그램을 실시한 연구에서는 용서치료 프로그램 실시 후 참가자들의 우울과 분노수준은 낮아지고 주관적 안녕감은 유의미하게 상승하였다(박양리, 현명호, 2012).

청소년기 부모-자녀 갈등이 청소년의 정신건강 문제와 다양한 문제행동을 일으키고 또래관계가 중요한 청소년기의 대인관계 의사소통 능력을 떨어뜨려 대인관계 만족경험을 방해하는 등 청소년기의 건강한 성장을 방해할 뿐만 아니라 성인기까지 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다는 점에서, 부모와 갈등을 경험하는 청소년에게 부모-자녀 갈등을 해소하고 건강한 자기회복의 경험을 위해 용서교육 프로그램을 실시하는 것은 필요하다고 여겨진다. 따라서 이 연구의 목적은 부모와의 갈등을 경험하고 있는 청소년에게 용서교육 프로그램의 적용이 용서 수준을 높이고, 부모와의 갈등 수준을 낮추며, 대인관계 유능성을 높이는 데 긍정적인 영향을 미치는지 확인하는 데 있다.

2. 연구문제

이 연구에서 적용한 용서교육 프로그램의 효과를 검증하기 위한 연구문제는 다음과 같다.

첫째, 용서교육 프로그램이 부모-자녀 갈등관계에 있는 청소년의 용서 수준을 증가시키는가?

둘째, 용서교육 프로그램이 부모-자녀 갈등관계에 있는 청소년의 부모-자녀 갈등 수준을

감소시키는가?
셋째, 용서교육 프로그램이 부모-자녀 갈등관계에 있는 청소년의 대인관계 유능성을 향상시키는가?

II. 이론적 배경

4. 연구가설

이 연구에서는 용서교육 프로그램이 부모-자녀 갈등관계 청소년의 용서수준, 부모-자녀 갈등수준, 대인관계 유능성에 미치는 영향을 알아보기 위하여 다음과 같이 연구가설을 설정하였다.

연구가설1. 용서교육 프로그램은 부모-자녀 갈등관계에 있는 청소년의 용서 수준을 증가시킬 것이다.

연구가설 2. 용서교육 프로그램은 부모-자녀 갈등관계에 있는 청소년의 부모-자녀 갈등 수준을 감소시킬 것이다.

연구가설 3. 용서교육 프로그램은 부모-자녀 갈등관계에 있는 청소년의 대인관계 유능성을 향상시킬 것이다.

III. 연구방법

1. 연구대상

이 연구는 G시에 소재한 K남자 인문계 고등학교 1학년 28명 가운데 처치집단에 15명, 무처치집단에 13명을 배정하였다. 처치집단 15명 가운데, 결석횟수가 2회기 이상인 2명을 대상에서 제외하여 최종적으로 처치집단 13명, 무처치집단 13명의 자료가 분석에 사용되었다.

2. 측정도구

3. 용서교육 프로그램의 구성

이 연구는 박희룡(2009)이 Enright와 Human Development Study Group(1991)의 용서과정 모형을 분석하고 이를 토대로 이루어진 연구들을 종합하여 만든 용서상담 프로그램을 청소년 집단에 적용하기 적합하도록 일부 수정하여 사용하였다. 박희룡(2009)은 기존에 실시된 용서 프로그램의 집단처치가 1회기에 60분 정도로 시간이 짧다는 점을 보완하여 1회기를 120분으로 설정하였고, 강의와 간략한 토의로 구성된 기존의 교육에 집중된 진행방식을 집단원간의 깊이 있는 이해와 충분한 상호작용이 가능한 집단상담 형태로 보완하였다. 이 연구에서는 박희룡(2009)의 보완한 성인 대상 용서프로그램을 바탕으로 청

소년을 대상으로 하는 집단 프로그램의 성격에 맞도록 일부를 수정하여 총 5회기로 구성된 프로그램을 용서 결정단계 1회기를 추가하여 총 6회기로 구성하였다. 이는 용서의 의미를 정확하게 이해하기가 쉽지 않고, 이것을 바탕으로 나에게 상처를 준 사람을 용서하기로 결정하기까지는 충분한 시간이 필요하므로(Enright & Fitzgibbons, 2000) 결정단계를 작업단계와 동일하게 2회기로 구성하였다. 1회기 진행시간은 박희룡(2009)과 조수연, 권경인, 이지현(2014)의 연구결과를 근거로 100분으로 설정하였고, 각 회기의 진행방식은 강의, 활동지를 통한 자기 탐색, 모둠활동, 전체 피드백 등으로 구성하였다.

4. 연구설계 및 연구절차

이 연구는 용서교육 프로그램을 참여한 처치집단과 참여하지 않은 통제집단에게 사전, 사후, 추후검사를 실시하여 실험처치 결과를 비교하는 비동등 통제집단 사전-사후검사 설계(non-equivalent control group pretest-posttest design)를 사용하였다.

이 연구는 K남자 고등학교 1학년 전체(N=280)를 대상으로 용서, 부모-자녀 갈등, 대인관계 유능성 검사를 실시한 후 부모-자녀 갈등점수가 높은 상위 50명을 선발하여 연구의 목적과 용서교육 프로그램을 소개하고 연구에 참여를 희망하는 참여자를 모집하였다. 참여의사를 밝힌 학생들은 처치집단에 15명, 통제집단에 13명이 배정되었다. 처치집단에게는 주 2회, 회기 당 100분씩 총 6회기에 걸쳐 용서교육 프로그램을 실시하였고 통제집단에는 같은 기간 동안 아무런 처치를 가하지 않았다. 6회기 용서교육 프로그램이 끝난 직후 처치집단과 통제집단에게 부모-자녀 갈등, 용서, 대인관계 유능성의 사후검사를 실시하였고, 프로그램 종결 4주 후 추후검사를 실시하였다.

IV. 연구결과

1. 기술통계량 및 사전 동질성 검증

2. 용서교육 프로그램이 용서 수준에 미치는 영향

집단 차이에 대한 통계적 유의성 검증결과 처치집단과 통제집단 간의 차이가 유의하지 않았지만, 집단 내에서 측정시기에 따른 주효과와 집단과 측정시기와의 상호작용 효과는 유의한 결과를 나타냈다. 집단과 측정시기와의 상호작용은 [그림 2]에 제시하였다. 집단 내 측정시기에 따른 프로그램의 효과를 검증하기 위해 단순비교를 실시한 결과, 실험집단에서는 프로그램 실시 후 사전-사후 구간에서 통계적으로 유의미한 수준의 차이를 보였고, 사후-추후 구간에서는 유의미한 차이를 나타내지 않았다. 통제집단에서는 사전-사후 구간과 사후-추후 구간에서 통계적으로 유의미한 차이를 나타내지 않았다. 각 측정시기에서 두 집단 간 용서 수준의 차이를 비교한 결과, 사후검사에서는 처치집단과 통제집단 간에 차이가 나타나지 않았지만, 추후검사에서는 두 집단 간에 유의미한 차이가 나타났다.

<표 IV-2> 집단과 측정시기에 따른 용서 수준의 분산분석표

	<i>SS</i>	<i>df</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>
집단 간				
집단	339.85	1	339.85	2.377
오차	3431.21	24	142.97	
집단 내				
측정시기	712.03	2	356.01	3.579*
집단×측정시기	711.00	2	355.50	3.574*
오차	4774.97	48	99.48	

* $p < .05$.

<표 IV-3> 집단과 측정시기에 따른 용서 수준의 단순비교 분석표

집단	시기	<i>SS</i>	<i>df</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	η^2
실험집단	사전-사후	2492.31	1	2492.31	5.704*	.322
	사후-추후	148.92	1	148.92	.462	.037
통제집단	사전-사후	11.08	1	11.08	.145	.012
	사후-추후	129.31	1	129.31	.995	.077
실험-통제	사후	876.96	1	876.96	2.638	.099
	추후	842.46	1	842.46	5.161*	.177

* $p < .05$.

3. 용서교육 프로그램이 부모-자녀 갈등 수준에 미치는 영향

집단 차이에 대한 통계적 유의성 검증결과 처치집단과 통제집단 간의 차이가 유의미하게 나타났고, 집단 내에서 측정시기에 따른 주효과와 집단과 측정시기와의 상호작용 효과 또한 유의미한 결과를 나타냈다. 집단과 측정시기와의 상호작용은 [그림 3]에 제시하였다. 집단 내 측정시기에 따른 프로그램의 효과를 검증하기 위해 단순비교를 실시한 결과, 먼저 처치집단에서는 프로그램 실시 후 사전-사후 구간에서 통계적으로 유의미한 수준의 차이를 보였고, 사후-추후 구간에서 유의미한 차이를 나타내지 않았다. 이는 사후 검사의 용서교육 프로그램의 효과가 추후검사까지 지속되었음을 확인할 수 있다. 통제집단에서는 사전-사후 구간과 사후-추후 구간에서 통계적으로 유의미한 차이를 나타내지 않았다. 또한 각 측정시기에서 두 집단 간 부모-자녀 갈등 수준의 차이를 비교한 결과, 사후 검사와 추후 검사에서 모두 통계적으로 유의미한 차이가 나타났다.

<표 IV-4> 집단과 측정시기에 따른 부모-자녀 갈등 수준의 분산분석표

	SS	df	MS	F
집단 간				
집단	553.85	1	553.85	13.829***
오차	961.20	24	40.05	
집단 내				
측정시기	958.80	2	479.40	12.210***
집단×측정시기	1223.31	2	611.65	15.579***
오차	1884.56	48	39.26	

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

<표 IV-5> 집단과 측정시기에 따른 부모-자녀 갈등 수준의 단순비교 분석표

집단	시기	SS	df	MS	F	η^2
실험집단	사전-사후	2437.23	1	2437.23	21.944***	.646
	사후-추후	169.92	1	169.92	.823	.064
통제집단	사전-사후	.31	1	.31	.030	.003
	사후-추후	19.69	1	19.69	1.026	.079
실험-통제	사후	972.35	1	972.35	12.144**	.336
	추후	1895.54	1	1895.54	23.541***	.495

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

4. 용서교육 프로그램이 대인관계 유능성에 미치는 영향

집단 차이에 대한 통계적 유의성 검증결과 처치집단과 통제집단 간의 차이가 유의하지 않았지만, 집단 내에서 측정시기에 따른 주효과와 집단과 측정시기와의 상호작용 효과는 유의한 결과를 나타냈다. 집단과 측정시기와의 상호작용은 [그림 4]에 제시하였다.

집단 내 측정시기에 따른 프로그램의 효과를 검증하기 위해 단순비교를 실시한 결과, 먼저 처치집단에서는 프로그램 실시 후 사전-사후 구간에서 통계적으로 유의미한 수준의 차이를 보였고, 사후-추후 구간에서는 유의미한 차이가 나타나지 않았다. 이는 사후검사의 용서교육 프로그램의 효과가 추후검사까지 지속되었음을 나타낸다. 통제집단에서는 사전-사후 구간에서 통계적으로 유의미한 차이를 나타냈고, 사후-추후 구간에서 통계적으로 유의미한 차이를 나타내지 않았다. 그러나 사전-추후 구간에서도 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않았다. 이는, 처치집단과 통제집단 모두에서 용서교육 프로그램 이후에 실시한 대인관계 유능성의 사후검사 점수는 사전검사 점수보다 유의미하게 높아졌음을 알 수 있다. 하지만 대인관계 유능성의 추후검사 점수는 사전검사 점수와 비교하여 처치집단에서만 유의미하게 높았고, 통제집단에서는 유의미한 차이가 나타나지 않았다. 각 측정시기에서 두 집단 간 대인관계 유능성의 차이를 비교한 결과, 사후검사에서는 처치집단과 통제집단 간에 유의미한 차이를 보이지 않았고, 추후검사에서는 처치집단과 통제집단 간에 유의미한 차이가 나타났다.

<표 IV-6> 집단과 측정시기에 따른 대인관계 유능성의 분산분석표

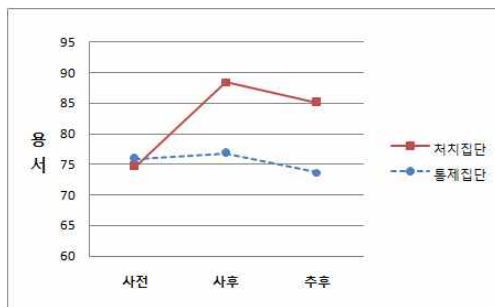
	SS	df	MS	F
집단 간				
집단	502.77	1	502.77	2.485
오차	4856.15	24	202.34	
집단 내				
측정시기	2957.72	2	2007.53	13.804***
집단×측정시기	1010.49	2	685.86	4.716*
오차	5142.46	48	107.14	

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

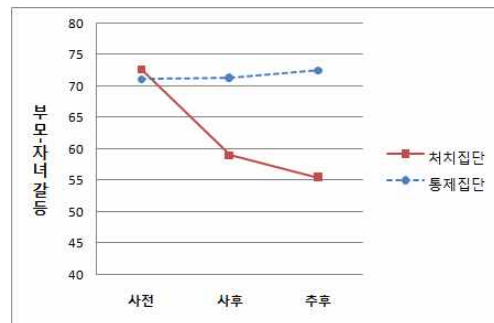
<표 IV-7> 집단과 측정시기에 따른 대인관계 유능성의 단순비교 분석표

집단	시기	SS	df	MS	F	η^2
실험집단	사전-사후	5438.77	1	5438.77	11.971**	.499
	사후-추후	1.23	1	1.23	.010	.001
	사전-추후	5649.31	1	5649.31	11.530**	.490
통제집단	사전-사후	345.31	1	345.31	6.498*	.351
	사후-추후	3.77	1	3.77	.064	.005
	사전-추후	421.23	1	421.23	3.928	.247
실험-통제	사후	1274.00	1	1274.00	4.178	.148
	추후	1232.35	1	1232.35	.045*	.157

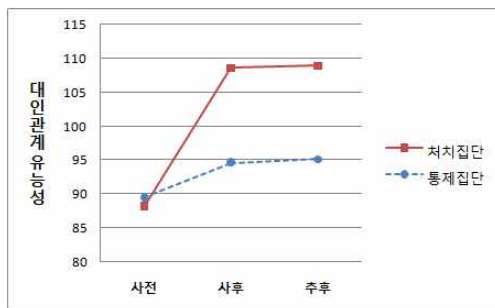
* $p < .05$, ** $p < .01$.



[그림 2] 측정시기에 따른 용서점수



[그림 3] 측정시기에 따른 부모-자녀 갈등점수



[그림 4] 측정시기에 따른 대인관계 유능성 점수

<표 IV-8> 대인관계 유능성 하위요인의 기술통계값과 단순비교 분석표

종속변인	집단	사전	사후	추후	사전-사후		사후-추후	
		<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>F</i>	η^2	<i>F</i>	η^2
관계 형성 및 개시	실험(<i>n</i> =13)	21.54 (65.02)	27.46 (7.32)	28.00 (6.73)	10.506**	.467	.456	.037
	통제(<i>n</i> =13)	23.15 (4.85)	25.08 (4.91)	24.62 (6.01)	5.605*	.318	.399	.032
권리나 불쾌함에 대한 주장	실험(<i>n</i> =13)	18.69 (4.50)	23.38 (5.53)	23.00 (4.80)	6.305*	.344	.085	.007
	통제(<i>n</i> =13)	18.77 (2.59)	20.62 (4.23)	20.62 (3.33)	3.861	.243	.000	.000
타인에 대한 배려	실험(<i>n</i> =13)	21.85 (4.45)	25.69 (3.17)	26.23 (4.29)	6.310*	.345	.356	.029
	통제(<i>n</i> =13)	21.31 (4.59)	22.85 (4.51)	23.69 (4.27)	3.509	.226	5.149*	.300
갈등관리	실험(<i>n</i> =13)	18.23 (2.86)	22.23 (3.92)	22.08 (3.28)	12.866**	.517	.060	.005
	통제(<i>n</i> =13)	18.62 (3.15)	18.38 (3.66)	18.85 (2.30)	.086	.007	.847	.066
적절한 자기개방	실험(<i>n</i> =13)	7.77 (2.65)	9.85 (2.48)	9.62 (2.66)	7.742*	.392	.103	.009
	통제(<i>n</i> =13)	7.62 (1.33)	7.69 (1.93)	7.38 (2.06)	.024	.002	.787	.062

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

대인관계 유능성의 사후검사 점수가 처치집단과 통제집단 모두에서 사전검사 점수에 비교하여 통계적으로 유의미한 증가를 보여 이 결과를 자세히 분석하기 위해 대인관계 유능성의 다섯 가지 하위요인에 대해 혼합설계 분산분석을 실시하였다. 용서교육 프로그램 실시 후 처치집단 내에서 대인관계 유능성의 다섯 가지 하위요인의 사후검사 점수는 사전검사 점수에 비해 유의미하게 높아졌고, 사후검사의 용서교육 프로그램의 효과가 추후검사 시점까지 지속되어 추후검사에서도 유의미한 차이를 나타낸 것을 확인할 수 있다. 반면, 통제집단에서는 ‘관계 형성 및 개시’ 하위요인의 사후검사 점수가 사전검사 점수에 비해 유의미하게 높아졌고, ‘타인에 대한 배려’ 하위요인의 추후검사 점수가 사후검사보다 유의미하게 높아진 것을 제외하고, 다른 하위요인의 사후검사와 추후검사 점수는 사전검사 점수에 비해 유의미한 차이를 나타내지 않았다.

V. 논의 및 결론

이 연구는 부모-자녀 갈등관계에 있는 고등학교 1학년 남학생을 대상으로 용서교육 프로그램이 청소년의 용서 수준, 부모-자녀 갈등 수준, 대인관계 유능성에 미치는 영향을 검증하였

다. 이 연구의 연구가설을 검증한 연구결과를 중심으로 논의를 전개하면 다음과 같다.

첫째, 부모-자녀 갈등 경험에 있는 청소년에게 용서교육 프로그램을 실시한 결과, 처치집단은 통제집단보다 용서 수준이 유의미하게 증가하였다. 처치집단의 용서점수는 프로그램 실시 전에 측정한 사전검사 점수가 사후검사에서 통계적으로 유의미하게 증가하였고 그 효과가 추후검사 시점까지 지속된 반면, 통제집단에서는 사후검사와 추후검사에서의 유의미한 변화가 나타나지 않았다. 또한 측정시기 별로 처치집단과 통제집단의 용서점수를 비교하였을 때 사후검사에서는 두 집단 간 차이가 없었으나, 추후검사에서는 처치집단의 용서점수가 통제집단의 용서점수보다 유의미하게 높았다. 이는 용서교육 프로그램 종료 직후에는 두 집단 간 용서수준에 차이가 나타나지 않았지만, 일정 시간이 경과한 추후에는 용서교육 프로그램이 처치집단의 용서수준을 높이는 데 기여한 것으로 해석할 수 있다. 이러한 결과는 용서라는 주제에 대한 이해와 적용이 즉각적으로 일어난다기보다, 개인 내부에서 자신의 말과 행동방식으로 내면화 되고 표현되기까지 충분한 시간이 필요함을 의미할 수 있다. 이는 용서의 특성상 나에게 상처를 준 사람을 용서하기로 결정하는 것이 매우 어려운 작업이며, 시간이 오래 걸릴 수 있다는 선행연구(김광수, 1999; Enright & Fitzgibbons, 2000)를 지지하는 결과라고 할 수 있다.

둘째, 부모-자녀 갈등 경험에 있는 청소년에게 용서교육 프로그램을 실시한 결과, 처치집단은 통제집단보다 부모-자녀 갈등 수준이 유의미하게 감소하였다. 처치집단의 부모-자녀 갈등 점수는 프로그램 실시 전의 사전검사 점수가 사후검사에서 통계적으로 유의미하게 감소하였고, 그 효과가 추후검사 시점까지 지속된 반면, 통제집단에서는 사후검사와 추후검사에서의 유의미한 변화가 나타나지 않았다. 또한 측정시기 별로 처치집단과 통제집단 간의 부모-자녀 갈등 수준을 비교하였을 때 사후검사와 추후검사에서의 처치집단의 부모-자녀 갈등수준이 통제집단의 점수보다 유의미하게 낮았다. 이는 용서교육 프로그램이 부모-자녀 갈등수준을 낮추는 데 매우 효과적임을 확인할 수 있는 결과이며, 용서가 부모와의 갈등을 해결하는 데 효과적이라는 선행연구(김은설, 2010; 박양리, 현명호, 2012; 오영희, 2004; Al-Mabuk 등, 1995)의 결과들과 일치한다.

셋째, 부모-자녀 갈등 경험에 있는 청소년에게 용서교육 프로그램을 실시한 결과, 처치집단은 통제집단에 비해 대인관계 유능성 수준이 유의미하게 증가하였다. 용서교육 프로그램 이후에 실시한 대인관계 유능성의 사후검사 점수는 처치집단과 통제집단 모두에서 사전검사 점수보다 유의미하게 높아졌지만, 추후검사 점수는 사전검사 점수와 비교하여 처치집단에서만 유의미하게 높았고, 통제집단에서는 유의미한 차이가 나타나지 않았다. 또한 측정시기 별로 처치집단과 통제집단 간의 대인관계 유능성 점수를 비교했을 때 사후검사에서는 차이가 없었으나, 추후검사에서는 처치집단의 대인관계 유능성 점수가 통제집단의 점수보다 유의미하게 높았다. 이는 용서교육 프로그램이 부모-자녀 갈등관계 청소년의 대인관계 유능성을 향상시키고, 특히 추후시점에서는 프로그램 처치집단이 통제집단에 비해 대인관계 유능성의 점수가 유의미하게 상승되어, 용서교육 프로그램의 효과가 프로그램 직후보다는 일정한 시간이 지난 추후에 나타난다고 해석할 수 있다. 또한 통제집단의 대인관계 유능성 점수는 프로그램 종결로부터 일정시간이 지난 후 측정된 추후검사가 용서 프로그램을 실시하기 전인 사전점수와 유의미한 차이를 보이지 않는다는 점을 볼 때, 용서 프로그램 종결 시점에서 일시적인 효과상승을 보였다고 해석할 수 있다. 이러한 결과는 용서교육 프로그램이 부모-자녀 관계뿐만 아니라 대인관계에서 다른 사람과 효과적으로 관계를 형성하고 유지할 수 있는 능력을 향상시

켜(Spitzberg & Cupach, 1989), 부모-자녀관계 갈등으로 인해 부정적인 영향을 받을 수 있는 청소년 대인관계의 부적응들을 해소하고 완충하는 기능을 한 것으로 보여진다. 이는 용서가 손상된 대인관계의 회복을 돕는다는 선행연구(김광수, 2010; 박종호, 2003, 2006; 오오현, 2005; 한형준, 이희경, 2012; Enright & Fitzgibbons, 2000; Gouldner, 1973)를 지지하는 결과라고 볼 수 있다.

넷째, 부모-자녀 갈등 경험에 있는 청소년에게 용서교육 프로그램을 실시하지 않은 대인관계 유능성의 통제집단에서도 사전검사에 비해 사후검사에서 통계적으로 유의미하게 대인관계 유능성이 증가하였다. 아무런 처치를 가하지 않은 통제집단에서 프로그램 직후 유의미하게 높은 대인관계 유능성 점수를 보인 이유를 추론하고자 대인관계 유능성의 하위요인들(‘관계 형성 및 개시’, ‘권리나 불쾌함에 대한 주장’, ‘타인에 대한 배려’, ‘갈등관리’, ‘적절한 자기 개방’)을 세분화하여 용서교육 프로그램의 효과를 살펴보았다. 그 결과 용서교육 프로그램을 실시한 처치집단의 사후검사 점수는 대인관계 유능성의 다섯 가지 하위요인 모두에서 유의미한 차이를 보이며 상승하였고, 그 효과가 추후검사까지 지속되었다. 특히 갈등관리는 하위요인들 중 가장 큰 효과크기를 보였는데, 이는 이 연구의 종속변수 중 하나인 부모-자녀 갈등수준의 큰 변화와 일치하는 결과로, 용서교육 프로그램이 갈등을 경험하고 있는 청소년의 갈등수준을 낮출 뿐만 아니라 갈등관리 능력을 향상시키는 데도 탁월한 효과가 있음을 보여주는 결과이다. 반면 통제집단의 대인관계 유능성 하위요인의 사후점수에서는 ‘관계형성 및 개시’ 요인이 사전검사와 유의미한 차이를 보이며 상승하였고, ‘타인에 대한 배려’ 요인이 추후검사에서 사전, 사후 검사와 유의미한 차이를 보이며 상승하였다. 이러한 결과는 사전검사를 실시했던 시기인 5월 초와 프로그램 종결 직후인 6월 말 두 달 동안, 학생들이 또래, 교사와의 관계에서 낯설음을 극복하고 친밀감을 충분히 형성할 수 있는 기간이 존재했다고 보이며, 추후검사를 실시한 7월 말은 또래에 대한 이해와 학급내의 결속력이 가장 높아졌을 시기로 예측되어, 이러한 환경적인 영향으로 인해 처치집단 뿐만 아니라 통제집단에서도 자연적인 시간흐름에 따라 학교적응 과정을 거치면서 ‘관계형성 및 개시’, 타인에 대한 배려’ 요인에서 변화가 나타난 것으로 여겨진다.

이러한 연구결과를 바탕으로 이 연구가 주는 의의와 시사하는 바는 다음과 같다. 첫째, 이 연구는 의미가 애매하고 모호하여 추상적인 개념으로만 여겨왔던 ‘용서’라는 개념과 용서과정의 절차를 교육적인 프로그램으로 구체화하여 청소년에게 적용했다는 점에서 그 의미가 크다고 할 수 있다. 용서교육 프로그램이 부모-자녀 갈등에 미치는 긍정적인 효과를 통해, 부모와의 갈등으로 인해 발생하는 청소년들의 정신건강의 문제(이지선, 이희경, 2011; 정혜정, 최인실, 2004), 비행행동과 일탈행동의 증가(김현수, 김현실, 2001; 이해련, 김희화, 2015), 낮은 학업성취(박영신, 김의철, 2000) 등을 해소하고 약화시켜 청소년의 건강한 적응과 발달에 기여할 수 있음을 확인하였다. 용서교육 프로그램의 마지막 회기를 마치고 서로의 소감을 나누는 피드백 과정에서 학생들은 ‘용서가 무엇인지 제대로 알 수 있었다’, ‘나도 용서를 할 수 있을 것 같다’, ‘다른 사람을 조금 더 이해할 수 있을 것 같다’ 등의 반응을 보이며 용서에 대한 진정한 의미를 알게 되었고, 타인의 관점을 이해하게 되었으며, 그것을 실천에 옮기고자 하는 의지가 생겼음을 진술하였다. 용서를 단순히 이해함에 그치지 않고 그것을 실천에 옮기기까지는 시간과 노력이 필요한 힘든 작업이지만, 용서가 지닌 도덕적인 가치와 용서실천의 필요성을 부모-자녀 갈등 수준이 높

은 청소년들이 인식했다는 것, 청소년들의 삶에서 언제든 찾아올 수 있는 갈등과 상처 경험, 억울한 상황에 이를 적용하고 실현해볼 수 있는 기회를 제공했다는 점에서 큰 의미를 가졌다고 여겨진다. 즉, 이 연구의 결과를 바탕으로 청소년기의 부모-자녀 갈등으로 인해 초래되는 다양한 부적응들을 해소하고 치유하는 개입프로그램으로 용서교육 프로그램의 활용을 제안해 볼 수 있을 것이다.

둘째, 이 연구는 용서교육 프로그램의 효과를 프로그램 실시 전, 실시 직후, 4주 후라는 측정시기를 달리한 세 번의 자료 수집을 통해, 용서교육 프로그램의 효과가 프로그램 직후 뿐 아니라 일정한 시간이 지난 후에도 그 효과가 유지되는지 확인해 봄으로써 용서교육 프로그램의 효과검증을 보다 철저하게 진행하였다. 이것은 본 연구결과에서 나타난 용서교육 프로그램 실시에 따른 용서수준과 대인관계 유능성의 프로그램 효과가 프로그램 직후보다는 일정한 시간이 지난 후에야 비로소 통제집단과의 유의미한 차이를 보였다는 점에서, 용서교육 프로그램이 개인내적 요인이 아닌 타인과의 상호작용을 요하는 개인 간 변인을 측정할 경우, 그 효과검증에 있어 프로그램 직후 뿐 아니라 추후검사까지 실시하여 그 효과를 검증해야 한다는 실험설계를 요구하게 된다. 특히 용서과정은 상처의 깊이, 상처를 준 상대, 상처를 받은 사람의 심리상태에 따라 용서를 결심하고 실천에 옮기기까지 개인마다 시간차가 발생하고 그 과정이 오래 걸릴 수 있는 점(김광수, 1999, Enright & Fitzgibbons, 2000)을 고려한다면 추후검사가 꼭 필요하다고 반증할 수 있다.

셋째, 이 연구는 연구대상자를 고등학교 1학년 남학생으로 선정하여 용서교육 프로그램이 청소년에게 미치는 영향을 연구하였다. 이것은 용서 프로그램 연구 대상자가 대부분 성인과 아동에 편중되어 있다는 메타연구(김광수, 2013; 조수연 등, 2014)에 근거하여, 상대적으로 연구사례가 적은 청소년을 대상으로 용서가 청소년에게 어떠한 영향을 미치는지 보다 직접적인 경험연구를 통해 검증한 것이라 할 수 있다. 또한 남학생이 여학생보다 가족과의 관계지각 및 평가에 더 큰 영향을 미친다는 김병수(2009)의 연구 결과를 근거로 연구대상을 남학생으로 제한하여, 성차로 인해 발생할 수 있는 교란을 통제하고 용서교육 프로그램의 효과를 검증하였다.

다음으로 이 연구가 가지고 있는 제한점과 후속연구를 위한 제안점은 다음과 같다. 먼저, 연구대상자 선정과정에서 사전 스크리닝을 통해 선발된 부모-자녀 갈등점수가 높은 50명의 학생 중 자발적으로 연구 참여를 희망하는 학생들을 상대로 처치집단과 통제집단을 구성하였기 때문에 자발성으로 인한 연구결과의 긍정적인 기대효과를 배제하기 어렵다. 따라서 본 연구결과를 일반화시키는 데 주의해야 할 것이다.

둘째, 처치집단의 프로그램 진행을 연구자가 직접 시행한 것에 대해 이로 인한 검사자 효과를 배제하기 어렵다. 프로그램 진행이 3주간 총 6회기로 짧은 기간 동안 이루어지는 하였으나 6회기 진행 과정 속에서 충분한 라포가 이루어졌고, 보조진행자 없이 주진행을 연구자가 혼자 담당하였으므로 연구대상자들의 집단리더인 연구자에 대한 의존도가 높아졌을 것이라 예측된다. 후속 연구에서는 보다 객관적인 프로그램 효과검증을 위해 연구자 외의 전문가에 의해 진행된 프로그램의 결과를 검증할 필요가 있을 것이다.

셋째, 연구자가 진행한 처치집단은 집단원이 15명으로 이들을 집단상담의 형태로 진행하기에는 인원이 다소 많은 편이었다. 이는 집단원 전체의 소감을 듣거나 서로 피드백을 주고받는 시간이 부족하여 집단원간에 충분한 상호작용이 이루어지기 어려운 경우가 발

생하기도 하였다. 후속 연구에서는 집단규모를 8-12명으로 적절하게 구성하여(조수연 등, 2014) 보다 높은 집단효과를 기대할 필요가 있을 것이다.

넷째, 부모-자녀 갈등관계에서의 용서는 청소년 편에서의 용서하기 뿐만 아니라 부모 입장에서의 용서구하기를 같이 실시하여 그 효과를 검증해 볼 필요가 있을 것이다. 용서가 대인관계에서 그 역할을 제대로 발휘하기 위해서는 상호간의 노력이 필요하다(박중효, 2006). 따라서 용서의 효과가 증대되기 위해서는 청소년 대상의 용서교육 프로그램과 함께, 부모를 대상으로 하는 용서교육 프로그램의 개발과 시행 또한 필요할 것으로 여겨진다. 따라서 후속연구에서 청소년 자녀를 둔 부모를 대상으로 용서 프로그램을 개발하고 이에 대해 효과를 검증하기를 제안한다.

이 연구는 몇 가지 제한점을 가지고 있지만, 용서교육 프로그램이 부모-자녀 갈등관계에 있는 고등학교 남학생의 용서 수준, 부모-자녀 갈등 수준, 대인관계 유능성에 미치는 영향을 용서교육 프로그램 처치를 통해 직접 확인해 봄으로써 부모와 갈등관계에 있는 청소년들의 갈등문제를 해소하고, 용서 수준을 높이며, 대인관계를 원만히 형성하고 유지할 수 있는 능력을 향상시킬 수 있는 방법을 제시했다는 데 그 의의가 있다.

참 고 문 헌 (생략)

부모의 학업성취압력과 고등학생의 시험불안 간의 관계에서 사회부과 완벽주의의 매개효과

이 유 미

전남대학교 대학원 교육학과
(지도교수 : 정 주 리)

I. 서 론

1. 연구의 필요성과 목적

청소년들은 누구나 학교를 다니는 동안에 시험이라는 평가에서 벗어날 수 없다. 특히 우리나라에서는 치열한 입시경쟁의 영향으로 시험에 대한 불안이 학생들에게 많은 고통을 주고 있다. 특히 고등학생들은 대학 입시와 관련되어 가정 및 학교의 교육 환경과 결과위주의 사회적 분위기로 인해 시험 점수에 얽매이게 되고, 성적 수준에 관계없이 크고 작은 실패를 경험하고 좌절하게 된다.

시험불안은 개인의 능력에 대한 평가를 받게 되는 시험이라는 제도의 특수 상황에서 개인의 경험과 결부되어 나타나는 여러 가지 종류의 정서적, 신체적, 행동적 반응을 말한다(조수철, 1991; Spielberger, 1972). 이러한 시험불안은 단순히 개인의 내적인 특성 뿐 아니라 외적인 환경에 의해 형성되고 발달하며 계속적으로 영향을 받게 된다(이수현, 2010). 그리하여 자신이 정해 놓은 기준 외에도 외부, 특히 부모를 통해서 자신의 목표나 기준을 세우게 되며 그 기준과 목표에 따라 시험에 대한 지나친 걱정과 두려움, 좋은 결과를 얻어야 한다는 부담감으로 심한 스트레스를 받고 있다(노치경, 황성훈, 2013). 높은 시험불안은 시험상황에서 성취를 방해하는 원인이 되어(황상미, 정현희, 2012; Stober, Feast, & Hayward, 2009), 자주 시험을 치르는 고등학생들에게 더 많은 압박으로 다가오고 있다.

이러한 시험불안을 일으키는 요인들을 분석한 연구들에서 부모의 학업성취압력이 시험불안을 유발하는 요인 중 하나임을 밝히고 있다(곽재은, 2012; 김희정, 2011; 노원경, 2003; 노정림 2006).

많은 시험과 입시경쟁을 준비하는 과정에 있는 고등학생들은 부모의 학업적인 기대에 대해 부응하기 위하여 자신의 실패나 실수를 용납하지 않고 더 나은 학업성취와 더 좋은 결과를 얻으려는 생각이 내재화 되어 완벽주의적 성향을 가질 가능성이 크다(Burns, 1980). 이러한 완벽주의적 성향은 시험불안의 주요 요인 중 하나라고 지적되고 있으며(염시창, 박현주, 2005; 조영미 2003; Saddler & Buley, 1999), 완벽주의가 시험불안과 비교적 밀접한 관계를 가지고 있고(박병기, 임신일, 2010) 사회부과 완벽주의가 시험불안과 정적 상관관계가 있다는 연구결과가 이를 뒷받침 해 준다(Stober et al., 2009). 완벽주의

란 도달하기 어려운 높은 기대수준을 자신과 타인에게 요구하며 자기비판이 심한 강박적인 성향을 말한다(Hewitt & Flett, 1991b). 이런 완벽주의 성향을 가진 학생들은 엄격한 기준과 평가를 통해 자신의 가치를 판단하기 때문에 쉽게 좌절하고, 시험처럼 자신을 평가하는 상황에서 수행에 대한 높은 기대 수준, 타인의 평가에 대한 두려움, 자신감의 부족 등으로 심한 스트레스나 좌절, 불안, 우울에 빠질 가능성이 크다(Hewitt & Flett, 1993). 이처럼 선행연구들을 통해 볼 때, 완벽주의 하위요인들이 시험불안에 중요한 변인임을 알 수 있으나, 자기지향과 타인지향 완벽주의는 시험불안과의 관계에서 일관성이 없는 결과가 나오거나 관련이 없는 것으로 나오는 반면(김지윤, 이동귀, 2013), 사회부과 완벽주의는 일관되게 낮은 자존감, 유대감, 높은 수준의 결핍감, 등과 정적 상관을 보이는 것으로 나타났다(Sherry, Law, Hewitt, Flett & Besser, 2008).

이상의 연구결과를 종합해서 볼 때, 부모의 학업성취압력뿐만 아니라 사회부과 완벽주의가 시험불안에 미치는 중요한 요인이며, 부모의 성취압력이 개인의 완벽주의 성향을 촉발시켜 시험불안을 발생시키거나 지속시킬 것이라는 것을 예측할 수 있다. 따라서 부모의 성취압력과 완벽주의가 시험불안에 미치는 영향을 밝히고, 더 나아가 완벽주의의 매개효과를 살펴봄으로써 시험불안에 개입하기 위한 근거를 마련하는 연구가 더욱 필요한 것으로 사료된다. 또한 지금까지 완벽주의와 시험불안의 연구는 주로 대학생들을 대상으로 이루어져 왔기에 잦은 시험상황에 놓인 고등학생을 대상으로 하는 연구가 의미 있을 것이라 여겨진다.

한편 부모의 학업성취압력, 시험불안, 사회부과 완벽주의에서 성차에 대한 선행연구들을 살펴보면, 남학생들이 여학생들보다 부모의 학업성취압력을 더 많이 지각한다고 보고하는 연구들도 존재하고(김기예, 우수정, 2015; 박상아, 2014), 성차가 나타나지 않은 연구(조형운, 2013) 역시 존재하여 선행연구들에서 부모의 학업성취압력에서 성차가 일관되게 나타나지 않았다. 또한 시험불안에서도 여학생들이 남학생보다 더 높은 시험불안을 나타냈다는 연구들도 존재하고(김세진, 2011; 김희정, 2011), 성차가 나타나지 않은 연구들(김기예, 우수정, 2015; 박상아, 2014; 조형운, 2013) 역시 존재하여 시험불안에서도 성차에 관해 일관된 결론을 내릴 수 없었다. 완벽주의 성향에서 성차를 살펴본 선행연구들만이 일관되게 성차가 없었음을 보고하였다(박진미, 2003; 조영미, 2003). 완벽주의 하위요인인 사회부과 완벽주의에서도 역시 성차가 없었다고 박유미와 임영진(2015)은 보고하였다. 이러한 선행연구들의 결과는 사회부과 완벽주의에서는 성차가 없지만, 부모의 학업성취압력과 시험불안이 자녀의 성별에 따라 다르게 나타날 수도 있음을 시사한다. 따라서 이 연구에서는 부모의 학업성취압력, 시험불안, 사회부과 완벽주의의 구조모형에서 성별에 따른 차이가 있는지를 알아보고자 한다.

2. 연구문제

연구문제 1. 부모의 학업성취압력과 시험불안 간의 관계에서 사회부과 완벽주의의 매개효과가 유의한가?

연구문제 2. 부모의 학업성취압력과 시험불안 간의 관계에서 사회부과 완벽주의의 매개효과가 성별에 따라 차이가 있는가?

3. 용어의 정의

가. 부모의 학업성취압력 나. 사회부과 완벽주의 다. 시험불안

Ⅱ. 이론적 배경

1. 시험불안

가. 시험불안의 개념 나. 시험불안의 요인

2. 시험불안에 미치는 변인

가. 부모의 학업성취압력 나. 사회부과 완벽주의

3. 부모의 학업성취압력, 사회부과 완벽주의, 시험불안과의 관계

가. 부모의 학업성취압력과 시험불안과의 관계

나. 부모의 학업성취압력과 사회부과 완벽주의의 관계

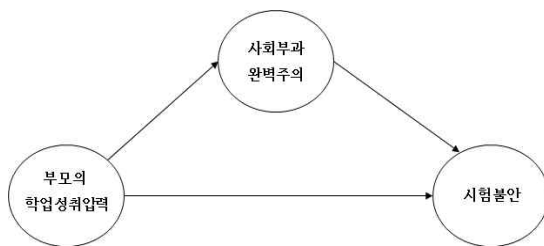
다. 사회부과 완벽주의와 시험불안과의 관계

라. 부모의 학업성취압력과 시험불안 간의 관계에서 사회부과 완벽주의의 매개효과

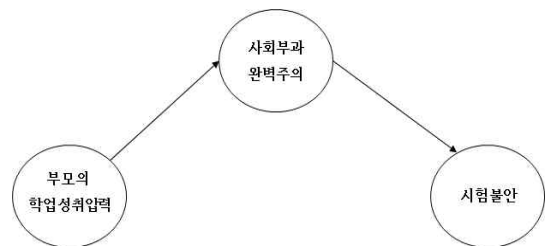
Ⅲ. 연구모형 및 연구가설

1. 연구모형

이론적 배경에서 고찰한 선행연구를 기초로 하여 이 연구에서는 부모의 학업성취압력을 예언변인으로, 시험불안을 결과변인으로, 사회부과 완벽주의를 매개변인으로 선정하여 이들 변인들 간의 관계와 구조 경로를 파악하고 사회부과 완벽주의가 부모의 학업성취압력과 시험불안과의 관계를 매개하는지 검증해 보고자 한다. 부분매개모형을 연구모형으로, 완전매개모형을 경합모형으로 설정하였다. 이 연구에서 설정한 연구모형과 경합모형은 [그림 Ⅲ-1]과 [그림 Ⅲ-2]와 같다.



[그림 Ⅲ-1] 연구모형



[그림 Ⅲ-2] 경합모형

2. 연구가설

연구문제 1. 부모의 학업성취압력과 시험불안 간의 관계에서 사회부과 완벽주의의 매개효과가 유의한가?

연구가설 1-1. 부분매개모형인 연구모형이 완전매개모형인 경합모형보다 양호한 적합도를 보일 것이다.

연구가설 1-2. 부모의 학업성취압력 수준이 높을수록 시험불안 수준이 높을 것이다.
 연구가설 1-3. 부모의 학업성취압력 수준이 높을수록 사회부과 완벽주의 수준이 높을 것이다.
 연구가설 1-4. 사회부과 완벽주의 수준이 높을수록 시험불안 수준이 높을 것이다.
 연구가설 1-5. 부모의 학업성취압력과 시험불안 간의 관계에서 사회부과 완벽주의의 매개효과가 유의할 것이다.

연구문제 2. 부모의 학업성취압력과 시험불안 간의 관계에서 사회부과 완벽주의의 매개효과가 성별에 따라 차이가 있는가?

IV. 연구방법

1. 연구대상

이 연구에서는 G광역시에 소재한 3개의 고등학교 2학년 642명을 대상으로 지필식 질문조사를 실시하였다. 이 중에서 무응답과 불성실하게 응답한 91부를 제외한 551명의 응답 자료를 최종 분석에 사용하였다. 그 결과 참가자 중 남학생은 189명(34.3%), 여학생은 362명(65.7%)이었으며, 인문계열은 264명(47.9%), 자연계열은 287명(52.1%)이었다.

<표 IV - 1> 연구대상의 성별과 계열에 따른 빈도(%): 생략

2. 측정도구

가. 부모의 학업성취압력 척도

김기정(1985)의 ‘부모양육태도 검사’와 김경옥(1992)의 ‘성취압력 검사’를 재구성한 강영철(2003)의 측정도구를 고등학생들이 문항을 쉽게 이해할 수 있도록 수정하여 사용하였다. 총 15개 문항으로 ‘전혀 그렇지 않다(1점)에서 ‘매우 그렇다’(5점)까지의 Likert 5점 척도로, 공부 중심형, 시간 관리형, 성적 중심형 3가지 하위변인으로 구분하였다. 하위척도별 문항구성과 문항내적일관성지수는 <표 IV - 2>와 같다.

<표 IV - 2> 부모의 학업성취압력 척도의 하위요인별 문항구성과 문항내적일관성지수

하위척도	문항번호	문항 수	Cronbach's α
공부 중심형	1, 5, 6, 7, 8, 11, 13, 14	8	.85
시간 관리형	2, 10, 12	3	.61
성적 중심형	3, 4, 9, 15	4	.82
전체		15	.91

나. 사회부과 완벽주의 척도

사회부과 완벽주의 성향을 측정하기 위해서 Hewitt와 Flett(1991a)가 제작한 다차원적 완벽주의 척도(Multidimensional Perfectionism Scale)를 이미화(2001)가 번안한 것을 사

용하였다. 다차원적 완벽주의 척도는 ‘전혀 그렇지 않다’(1점)에서 ‘매우 그렇다’(7점)까지의 Likert 7점 척도이며, 자기지향 완벽주의, 타인지향 완벽주의, 사회부과 완벽주의의 3가지 영역으로 각 하위요인 당 15개의 문항으로 총 45문항으로 구성되어 있다. 하위척도별 문항구성과 문항내적일관성지수는<표 IV - 3>과 같다.

<표 IV - 3> 사회부과 완벽주의 척도의 하위요인별 문항구성과 문항내적일관성지수

하위척도	문항번호	문항 수	Cronbach's α
사회부과 1	2*, 5, 8*, 9, 10	5	.63
사회부과 2	1, 4, 6*, 13, 15*	5	.60
사회부과 3	3, 7, 11, 12*, 14	5	.60
전체		15	.81

주. *는 역채점 문항임.

다. 시험불안 척도

Spielberger가 제작한 시험불안검사(Test Anxiety Inventory: TAI)를 최진승(1988)이 한국문화와 언어에 맞도록 적합하게 번역한 것을 고등학생들이 이해하기 쉽도록 어휘를 수정하여 사용하였다. 이 척도는 시험불안의 걱정(worry)이라는 인지적 요인을 측정하는 10문항, 정서(emotionality)라는 감정적 요인을 측정하는 10문항씩 총 20문항으로 구성되어 있다. 하위척도별 문항구성과 문항내적일관성지수는 <표 IV - 4>와 같다.

<표 IV - 4> 시험불안 척도의 하위요인별 문항구성과 문항내적일관성지수

하위척도	문항번호	문항 수	Cronbach's α
걱정	3, 5, 7, 9, 10, 12, 13, 14, 17, 19	10	.87
정서	1, 2, 4, 6, 8, 11, 15, 16, 18, 20	10	.89
전체		20	.93

3. 연구절차

2015년 5월 11일 ~ 6월 18일까지 G광역시 3개의 고등학교 학생 642명을 대상으로 설문조사를 실시하였다. 642장의 설문지 중에서 무응답과 불성실하게 응답한 91부를 제외한 551명의 응답 자료를 최종 분석에 사용하였다. 학생들은 스스로 해당 문항을 읽고 응답에 체크하여 기록하였고, 질문지 작성에 시간제한을 두지 않았으나, 40~50분 정도 소요되었다.

4. 자료분석

이 연구에서 수집된 자료는 IBM SPSS Statistics 20과 AMOS 20프로그램을 활용하여 분석하였으며 구체적으로 사용된 통계분석방법은 다음과 같다.

먼저, 각 변인의 일반적인 특성을 알아보기 위한 기술통계와 변인 간 관계를 알아보기 위한 상관분석, 척도 신뢰도 분석을 위한 신뢰도 계수를 측정하였다. 다음으로, 성별에

따라 남학생 집단과 여학생 집단으로 나누어 기술통계와 상관분석을 실시하였고, 변인에 따른 성차를 알아보기 위해 독립표본 t검증 역시 실시하였다. 전체집단과 각 성별집단에 서 매개효과를 검증하기 위해 구조방정식 모형을 사용하였다. 연구모형 중에서 적합한 것으로 검증된 모형의 매개효과가 통계적으로 유의한지 알아보기 위해 Bootstrapping 절차를 사용하였다(Shrout & Bolger, 2002).

V. 연구결과

1. 전체집단에서 측정변인의 기술통계량과 상관계수

각 변인들의 기술통계량과 상관계수는 <표 V-1>과 같다. 전체 부모의 학업성취압력은 사회부와 완벽주의, 전체 시험불안)과 모두 유의한 정적 상관을 나타냈다. 또한 사회부와 완벽주의도 전체 시험불안과 유의한 정적 상관을 나타냈다.

<표 V-1> 전체집단의 기술통계량과 상관계수(n = 551): 생략

2. 전체집단의 구조모형 검증

각 변인들의 구조적 관계를 설명해 주는 모형을 검증하기 위해 부분매개모형인 연구모형과 완전매개모형인 경합모형의 적합도를 분석, 비교하여 자료를 가장 잘 설명하면서도 간명한 최적의 모형을 탐색하였다. 사회부와 완벽주의가 부모의 학업성취압력과 시험불안을 매개하는지 알아본 결과는 <표 V-2>와 같다. 이 연구에서는 부분매개모형인 연구모형이 최종모형으로 채택되었다.

<표 V-2> 전체집단의 구조모형 적합도

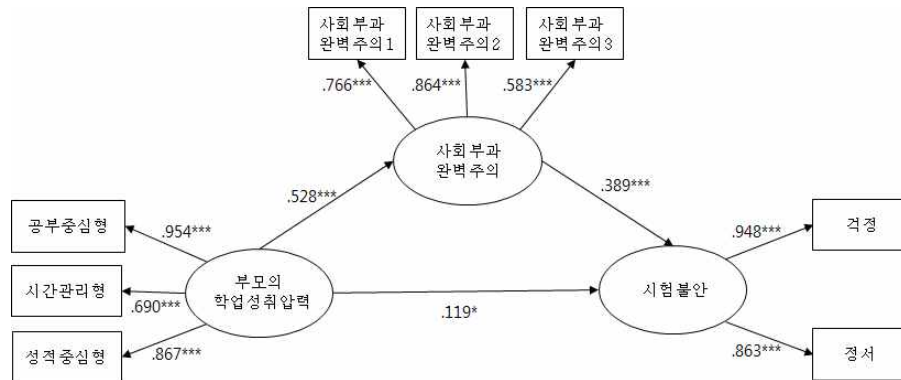
모형	χ^2	df	p	TLI	CFI	RMSEA
연구모형	56.708	17	.000	.972	.983	.065
경합모형	61.435	18	.000	.971	.981	.066
차 이	4.727	1	.030			

최종 모형으로 채택된 부분매개모형인 연구모형에서의 각 변인 간 경로계수는 <표 V-3>에, 최종적으로 채택된 구조모형은 [그림 V-1]에 제시하였다.

<표 V-3> 전체집단에서 부모의 학업성취압력, 사회부와 완벽주의, 시험불안의 경로계수

경로	비표준화 계수(b)	표준오차	표준화 계수(β)	t
부모의 학업성취압력 → 사회부와 완벽주의	.261	.024	.528	10.732***
사회부와 완벽주의 → 시험불안	.905	.133	.389	6.817***
부모의 학업성취압력 → 시험불안	.136	.060	.119	2.275*

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



주. 숫자는 표준화 경로계수임. * $p < .05$. *** $p < .001$.

[그림 V-1] 전체집단의 최종모형

부모의 학업성취압력과 시험불안의 관계에서 사회부과 완벽주의의 간접효과를 검증하기 위해 Shrout와 Bolger(2002)가 제안한 Bootstrapping 절차를 사용하였다. Bootstrapping 결과는 <표 V-4>에 제시하였다.

<표 V-4> 전체집단의 간접효과 Bootstrapping 결과

경로	비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	p	BC 95%신뢰구간	
					lower	upper
부모학업 성취압력 → 사회부과 완벽주의 → 시험불안	.236	.205	.040	.001	.131	.291

3. 성별에 따른 기술통계량과 상관계수

남학생 집단과 여학생 집단 각 변인의 기술통계량과 상관계수는 <표 V-5>와 <표 V-6>에 제시하였다. 남학생 집단의 전체 부모의 학업성취압력은 전체 사회부과 완벽주의, 전체 시험불안과 모두 유의한 정적 상관을 나타냈다. 사회부과 완벽주의 또한 전체 시험불안과 유의한 정적 상관을 나타냈다. 부모의 학업성취압력의 각 하위요인들과 사회부과 완벽주의, 시험불안의 각 하위요인들과의 관계에서도 $p < .001$ 수준에서 모두 유의한 정적 상관을 나타냈다. 여학생 집단도 마찬가지로 전체 부모의 학업성취압력은 사회부과 완벽주의, 전체 시험불안과 모두 유의한 정적 상관을 나타냈다. 사회부과 완벽주의 또한 전체 시험불안과 유의한 정적 상관을 나타냈다. 남학생 집단에서와 마찬가지로 여학생 집단 또한 부모의 학업성취압력의 각 하위요인들과 사회부과 완벽주의, 시험불안의 각 하위요인들은 $p < .001$ 수준에서 모두 유의한 정적 상관을 나타냈다.

<표 V-5> 남학생 집단의 기술통계량과 상관계수($n = 189$): 생략

<표 V-6> 여학생 집단의 기술통계량과 상관계수(n = 362): 생략

4. 독립표본 t검증

성별에 따라 부모의 학업성취압력, 사회부과 완벽주의, 시험불안에 차이가 있는지 알아보기 위해 독립표본 t검증을 실시한 결과는 <표 V-7>에 제시하였다. 부모의 학업성취압력 전체에서 남학생 평균은 44.85점(SD = 11.93)으로 여학생 평균 40.98점(SD = 11.84)보다 높게 나왔고, 통계적으로 유의하였다($t = 3.62, p < .001$). 반면, 사회부과 완벽주의와 시험불안 전체에서는 통계적으로 유의하지 않았다. 시험불안 하위요인인 정서에서만 통계적으로 $p < .01$ 수준에서 유의하였고, 여학생의 평균(29.96)이 남학생의 평균(27.95)보다 높게 나왔다.

<표 V-7> 성별에 따른 평균과 표준편차: 생략

5. 성별에 따른 구조모형 검증

성별에 따라 구조모형을 검증하기 위해 남학생 집단과 여학생 집단으로 나누어 각각의 집단에서 부분매개모형인 연구모형과 완전매개모형인 경합모형의 적합도를 분석하였다. 그 결과는 <표 V-8>과 <표 V-9>에 제시하였다. 결과적으로 남학생 집단과 여학생 집단에서 최종모형에서 차이가 있음을 알 수 있다.

<표 V-8> 남학생 집단의 구조모형 적합도

모형	χ^2	df	p	TLI	CFI	RMSEA
연구모형	19.696	17	.290	.994	.997	.029
경합모형	25.781	18	.105	.985	.990	.048
차 이	6.085	1	.014			

<표 V-9> 여학생 집단의 구조모형 적합도

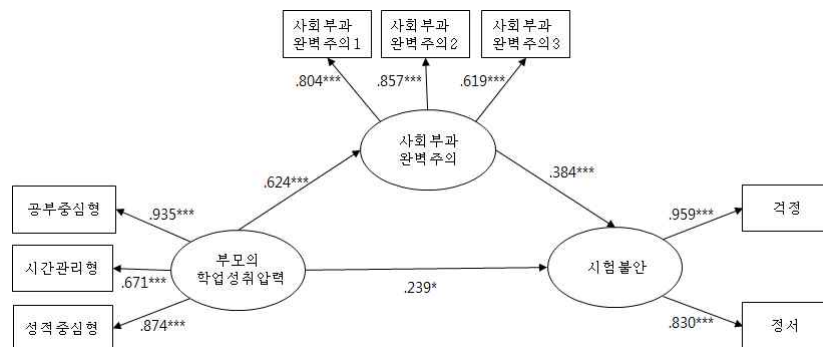
모형	χ^2	df	p	TLI	CFI	RMSEA
연구모형	49.818	17	.000	.964	.978	.073
경합모형	51.353	18	.000	.966	.978	.072
차 이	1.535	1	.215			

남학생과 여학생 집단에서 산출된 경로계수는 <표 V-10>과 <표 V-11>에 제시하였다. 남학생 집단의 최종모형은 [그림 V-2]에 제시하였고, 여학생 집단의 최종모형은 [그림 V-3]에 제시하였다.

<표 V-10> 남학생 집단의 최종모형(부분매개모형)에서 부모의 학업성취압력, 사회부과 완벽주의, 시험불안의 경로계수

경로	비표준화 계수(<i>b</i>)	표준오차	표준화 계수(β)	<i>t</i>
부모의 학업성취압력 → 사회부과 완벽주의	.339	.044	.624	7.737***
사회부과 완벽주의 → 시험불안	.755	.196	.384	3.844***
부모의 학업성취압력 → 시험불안	.255	.101	.239	2.538*

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



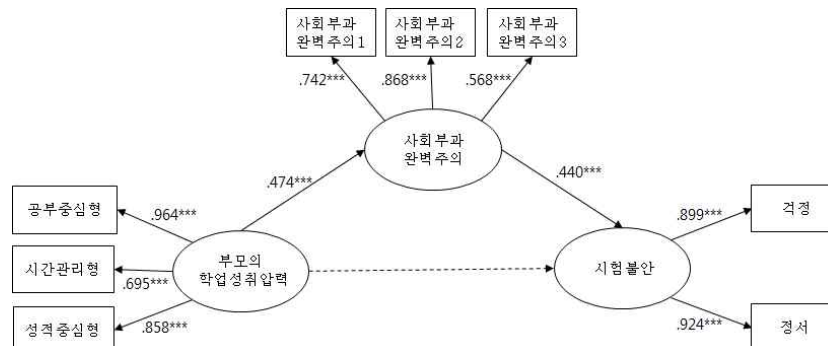
주. 숫자는 표준화 경로계수임. * $p < .05$. *** $p < .001$.

[그림 V-2] 남학생 집단의 최종모형(부분매개모형)

<표 V-11> 여학생 집단의 최종모형(완전매개모형)에서 부모의 학업성취압력, 사회부과 완벽주의, 시험불안의 경로계수

경로	비표준화 계수(<i>b</i>)	표준오차	표준화 계수(β)	<i>t</i>
부모의 학업성취압력 → 사회부과 완벽주의	.225	.029	.474	7.723***
사회부과 완벽주의 → 시험불안	1.067	.155	.440	6.878***

*** $p < .001$.



주. 숫자는 표준화 경로계수임. *** $p < .001$.

[그림 V-3] 여학생 집단의 최종모형(완전매개모형)

남학생과 여학생 각 집단에서 부모의 학업성취압력과 시험불안의 관계에서 사회부과 완벽주의의 간접효과를 검증하기 위해 Bootstrapping 절차를 사용하였다. 그 결과는 <표 V-12>와 <표 V-13>에 제시하였다. 남학생 집단과 여학생 집단의 경우 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

<표 V-12> 남학생 집단의 간접효과 Bootstrapping 결과

경로			비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	<i>p</i>	BC 95%신뢰구간	
							lower	upper
부모 학업 성취압력	→ 사회부과 완벽주의	→ 시험불안	.256	.240	.072	.002	.109	.397

<표 V-13> 여학생 집단의 간접효과 Bootstrapping 결과

경로			비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	<i>p</i>	BC 95%신뢰구간	
							lower	upper
부모 학업 성취압력	→ 사회부과 완벽주의	→ 시험불안	.214	.183	.046	.000	.106	.289

VI. 논의 및 결론

1. 논의

이 연구에서는 G광역시 3개 고등학교 2학년을 대상으로 부모의 학업성취압력, 시험불안, 사회부과 완벽주의 간의 관계에서 사회부과 완벽주의의 매개효과를 검증하였다. 주요 상관결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 부모의 학업성취압력은 사회부과 완벽주의와의 관계에서 통계적으로 유의한 정적 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 둘째, 부모의 학업성취압력은 시험불안과 통계적으로 유의한 정적 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 셋째, 사회부과 완벽주의와 시험불안 역시 통계적으로 유의한 정적 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 넷째, 남학생 집단과 여학생 집단 모두 부모의 학업성취압력이 사회부과 완벽주의와 통계적으로 유의한 정적 상관관계를 나타냈고, 부모의 학업성취압력과 시험불안 간의 관계 또한 유의한 정적 상관을 나타냈다. 독립표본 t검증 결과, 부모의 학업성취압력은 남학생 집단이 여학생 집단보다 높게 지각하는 것으로 나타났다. 이는 실제로 부모가 자녀에게 행사하는 학업성취압력 수준이 자녀의 성별에 따라 다르기 때문일 수도 있고, 성별에 따라 자녀가 부모의 학업성취압력 수준이 다르게 지각하기 때문일 수도 있다. 이러한 차이는 남학생 집단이 여학생 집단보다 부모의 학업성취압력을 더 높게 지각하는 것으로 남학생이 부모의 기대에 더 많은 부담감을 느끼고 있다고 볼 수 있다. 이 연구에서 전체 시험불안에서는 성별차이가 나타나지 않았지만, 시험불안의 하위요인인 정서는 여학생들이 남학생들보다 더 많이 느끼는 것으로 나타났다. 마지막으로 사회부과 완벽주의에서 남학생과 여학생 집단 모두 통계적으로 유의하지 않았다.

부모의 학업성취압력을 예언변인으로, 시험불안을 결과변인으로, 사회부과 완벽주의를 매개변인으로 분석을 실시한 결과에 대한 요약은 다음과 같다.

먼저, 전체집단에서 부모의 학업성취압력과 시험불안의 관계에서 사회부과 완벽주의의 매개효과를 검증한 결과, 부모의 학업성취압력과 시험불안의 관계에서 사회부과 완벽주의의 부분매개효과가 나타났다. 다음으로, 남녀 집단으로 나누어 구조모형의 경로에 차이가 있는지 알아보기 위해 각 집단에서 연구모형과 경합모형을 검증한 결과, 남학생 집단에서는 부분매개모형이, 여학생 집단에서는 완전매개모형이 더 적합한 것으로 나타났다.

2. 결론

이 연구의 연구문제에 따른 논의를 바탕으로 결론을 제시하면 다음과 같다. 전체집단에서 부모의 학업성취압력 수준과 사회부과 완벽주의 수준이 높을수록 시험불안의 수준이 높은 것으로 나타났고 부모의 학업성취압력은 시험불안에 직접적으로 영향을 미치는 것과 동시에 사회부과 완벽주의를 매개로 간접적으로도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 성별로 나누어 살펴보았을 때, 남학생 집단에서는 부모의 학업성취압력과 시험불안의 관계에서 사회부과 완벽주의의 부분매개 효과가, 여학생 집단에서는 사회부과 완벽주의의 완전매개 효과가 나타났다.

이 연구 결과에 기초하여 제시한 의의 및 시사점은 다음과 같다. 이 연구의 의의는 청소년 집단에서 시험불안을 인지적 요인으로 나누어 살펴보았다는 것이고, 부모의 학업성취압력과 고등학생의 시험불안 간의 관계에서 사회부과 완벽주의의 매개효과가 성별에 따라 차이가 있는지 살펴보았다는 데에 있다. 이 연구의 시사점으로는 먼저, 시험불안 감소를 위해서는 우선적으로 부모가 먼저 자신의 압력 태도를 점검하고, 자신의 과도한 학업성취압력이 오히려 자녀의 시험불안을 높일 수 있음을 이해할 필요가 있음을 시사한다. 다음으로, 사회부과 완벽주의와 관련하여 시험불안을 감소시키기 위해서는 가치와 성취기준을 타인에 의해서가 아니라 스스로의 상황에 맞는 성취 기준을 설정하여 거기에 초점을 맞추어 줄 필요가 있음을 시사한다.

이상과 같은 연구 결과를 토대로 이 연구가 갖는 제한점과 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 이 연구는 G광역시 일부 지역 3개 학교 2학년만을 대상으로 설문을 실시하여 우리나라 청소년들의 전체 특성으로 일반화 시키는데 한계가 있다. 둘째, 이 연구에서 사용된 척도는 여러 연구를 통해 신뢰도와 타당도가 입증되었지만, 자기보고식으로 측정된 설문지이고 연구 대상자의 지각에 의존한 반응을 토대로 측정하였기에 응답자의 반응태도에 의해 왜곡될 가능성이 있으므로 직접적인 부모의 보고와 자녀의 실제적인 인식과의 차이를 살펴보는 것이 필요할 것이다. 셋째, 청소년들의 정확한 시험불안 연구를 위해서는 측정시기 역시 중요한 변수가 될 수 있으므로 청소년들이 시험에 대한 걱정과 불안이 가장 높아지는 시기인 시험에 임박하여 시험불안을 측정해 보고, 또한 시험 전과 시험 후의 불안의 정도의 차이를 인지적인 면과 정서적인 면으로 구분하여 비교하는 후속 연구도 필요할 것이라 여긴다. 넷째, 이 연구는 변인들 간의 상관관계에 기초한 횡단 자료를 사용하여 분석하였기 때문에 변인들 간의 진정한 인과관계를 밝히기 어렵다. 따라서 후속 연구에서는 부모의 학업성취압력이 자녀들의 사회부과 완벽주의 형성에 어떻게 기여하고, 사회부과 완벽주의의 성향이 시험불안에 미치는 영향을 종단연구를 통

해 확인해 볼 필요가 있을 것이다.

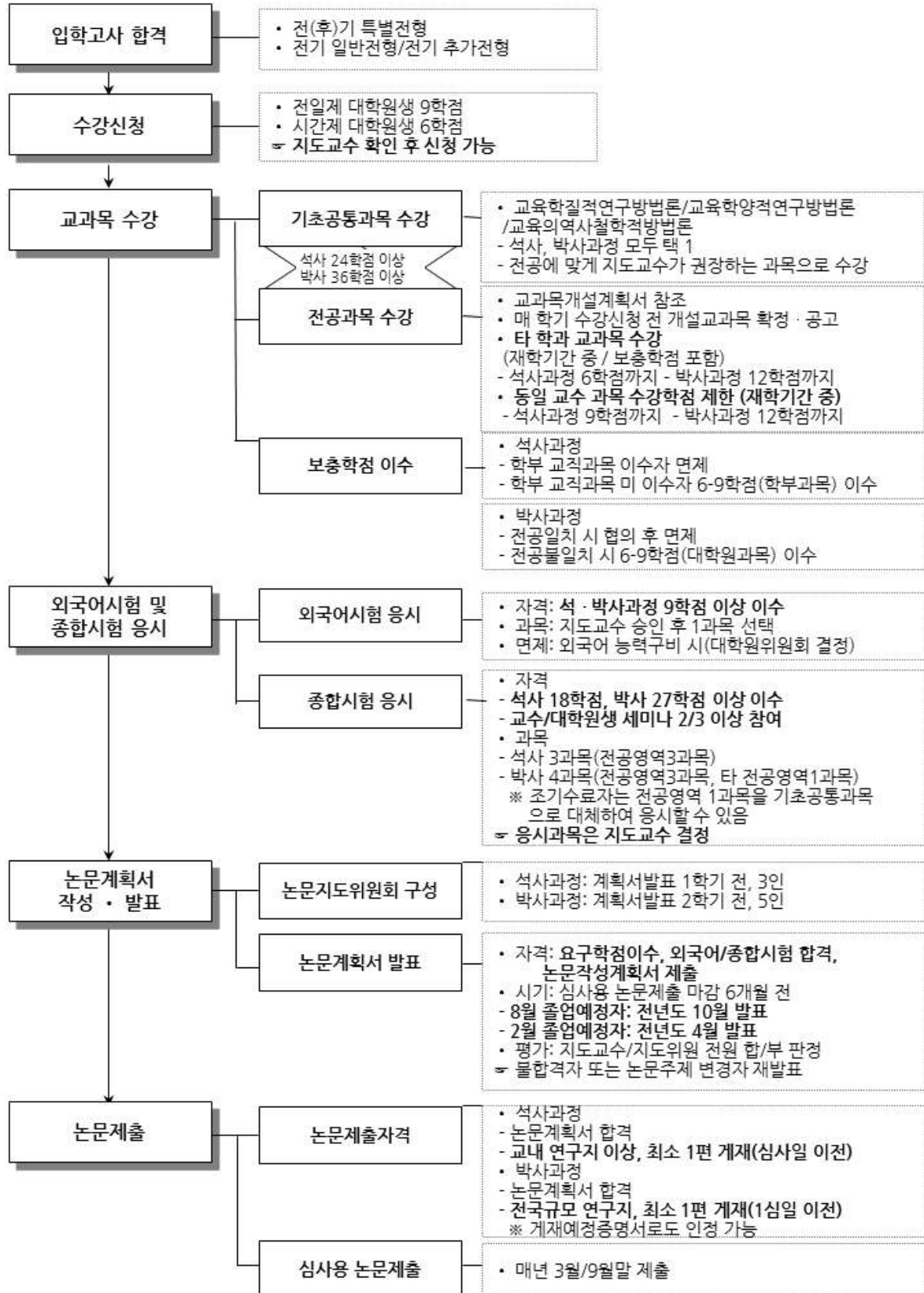
참 고 문 헌

- 강영철(2003). **부모의 학업성취압력과 아동의 학업자아 및 부모의 학업성취 압력에 대한 태도와의 관계**. 창원대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 곽재은(2012). **고등학생이 지각하는 부모성취압력이 시험불안에 미치는 영향: 사회부과적 완벽주의와 학업스트레스의 매개영향**. 경상대학교 대학원 석사학위논문.
- 김기에, 우수경(2015). 중학생이 지각한 부모의 학업성취압력과 시험불안 및 우울. **아동보육연구**, 11(1), 37-53.
- 김지윤, 이동귀(2013). 대학생의 사회부과 완벽주의와 주관적 안녕감의 관계에서 무조건적 자기수용과 자기개념 명확성의 매개효과 검증. **상담학연구**, 14(1), 63-82.
- 김희정(2011). 초등학생의 시험불안에 영향을 미치는 가정 및 학교환경 특성에 관한 연구. **초등교육연구**, 24(2), 47-65.
- 노원경(2003). **중학생의 시험불안 영향요인 연구**. 연세대학교 대학원 석사학위논문.
- 노정립(2006). 부모의 성취압력과 시험불안과의 관계: 완벽주의와 학업적 자기효능감의 매개효과. 아주대학교 대학원 석사학위논문.
- 노치경, 황성훈(2013). 고교생의 생활 스트레스와 시험불안의 관계: 부정적 평가의 두려움과 학업자아개념의 조절효과. **청소년학연구**, 20(3), 55-77.
- 박병기, 임신일(2010). 시험불안 관련변인의 메타분석. **교육심리연구**, 24(4), 875-894.
- 박상아(2014). **부모의 성취압력과 청소년의 불안: 부모-자녀 애착과 평가염려 완벽주의를 중심으로**. 서강대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 박유미, 임영진(2015). 부모의 권위주의적 양육태도와 대학생의 시험불안 간의 관계: 사회적으로 부과된 완벽주의의 매개효과. **인간이해**, 36(1), 117-128.
- 박진미(2003). **완벽주의 성향과 시험불안의 관계: 중학생을 대상으로**. 울산대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 선혜연, 오정희(2013). 부모의 학업성취 압력과 학업 스트레스의 관계에서 학업적 자기효능감의 매개효과: 초등학생과 중학생 중심으로. **아시아교육연구**, 14(1), 197-212.
- 염시창, 박현주(2005). 일반계 여고생의 완벽주의, 학업적 자기효능감 및 시험불안의 관계 모형 검증. **한국심리학회지: 학교**, 2(1), 19-35.
- 이수현(2010). **고등학생이 지각한 부모의 학습관여형태와 시험불안 및 학업적 자기효능감의 관계**. 경희대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 조수철(1991). 시험불안의 개념과 이론. **소아·청소년 정신의학**, 2(1), 3-10.
- 조수철(1989). 시험불안의 측정. **신경정신의학**, 28(4), 668-667.
- 조영미(2003). **청소년의 완벽주의성향 및 자기효능감이 시험불안에 미치는 영향**. 이화여자대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 조형운(2013). **부모의 자아분화 수준이 수험생 자녀의 자아분화, 성취압력 지각 및 시험불안에 미치는 영향**. 고려대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 황상미, 정현희(2012). 부모의 성취압력과 고등학생의 시험불안 간의 관계에서 학업적 자기효능감과 자아존중감의 조절효과. **청소년학연구**, 19(5), 1-20.
- Burns, D. D. (1980). The perfectionist's script for self-defeat. *Psychology Today*,

34-57.

- Deffenbacher, J. L. (1980). Worry and emotionality in test anxiety. In I. G. Sarason (Ed.), *Test anxiety: Theory, research, and applications* (pp. 111-128). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Hewitt, P. L., & Flett G. L. (1991b). Perfectionism in the self and social context: Conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60(3), 456-470.
- Hewitt, P. L., & Flett G. L. (1993). Dimensions of perfectionism, daily stress, and depression: A test of the specific vulnerability hypothesis. *Journal of Abnormal psychology*, 102(1), 58-65.
- Liebert, R. M., & Morris, L. W. (1967). Cognitive and emotional components of test anxiety: A distinction an some initial data. *Psychological Reports*, 20(3), 975-978.
- Saddler, C. D., & Buley, J. (1999). Predictors of academic procrastination in college students. *Psychological Reports*, 84(2), 686-688.
- Sherry , S. B., Law, A., Hewitt, P. L., Flett, G. L., & Besser, A. (2008). Social support as a mediator of the relationship between perfectionism and depression the social disconnection: A preliminary test of social disconnection model. *Personality and Individual Differences*, 45(5), 339-344.
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: New procedures and recommendations. *Psychological Methods*, 7(4), 422-445.
- Spielberger, C. D. (1972). Anxiety as an Emotional State. In C. D. Spielberger (Ed.), *Anxiety: Current trends in theory and research* (Vol. 1, pp. 23-49). New York: Academic Press.
- Stober, J., Feast A. R., & Hayward, J. A. (2009). Self-oriented and socially prescribed perfectionism: Differential relationships with intrinsic and extrinsic motivation and test anxiety. *Personality and Individual Differences*, 47(5), 423-428.

[대학원 교육학과 내규 요약] 2014년 현재



전남대학교 교육학과

주소 500-757 광주광역시 북구 용봉로 77 전남대학교 사범대학 1호관 403B호

전화 062-530-2340

팩스 062-530-2359

홈페이지 <http://educate.jnu.ac.kr>

네이버 밴드 <http://band.naver.com/n/FPMUduEv>