

청소년의 우울에 대한 스트레스 노출모형, 스트레스 생성모형, 스트레스 우울 상호순환 효과모형의 검증 : 자기회귀 교차지연 모형을 적용한 종단분석

최희철* · 김옥진**

초 록

이 연구는 청소년을 대상으로 하여 대인관계 스트레스와 우울 사이의 종단적 상호관계를 검증하였다. 이 연구는 한국청소년정책연구원에서 중학생들을 대상으로 조사한 한국청소년패널조사 중 등패널의 2차년도, 3차년도, 4차년도, 5차년도 자료를 이용하였다. 자기회귀 교차지연 모형분석을 적용하여 스트레스 노출모형, 스트레스 생성모형, 상호순환 효과 모형을 검증하였다. 그 결과 청소년의 대인관계 스트레스와 우울 사이의 상호순환 효과 모형이 스트레스 노출모형, 스트레스 생성모형 보다 더 적합한 것으로 지지되었다. 이전 시점의 대인관계 스트레스는 이후 시점의 우울을 유의하게 예측하였고, 이전 시점의 우울도 이후 시점의 대인관계 스트레스를 유의하게 예측하였다. 이 결과들은 남녀 집단모두에서 동일하였다. 결국, 본 연구의 결과는 스트레스와 우울의 상호순환 효과모형을 지지하였다. 스트레스 노출모형과 스트레스 생성모형은 상호순환 효과모형에 내재되기 때문에 이 연구의 결과는 스트레스와 우울 사이의 관계에 대한 스트레스 노출모형과 스트레스 생성모형 또한 지지됨을 보여주었다.

주제어 : 스트레스, 스트레스 노출모형, 스트레스 생성 모형, 우울, 청소년, 종단연구

* 단국대학교 교육학과, warm_mind@hanmail.net(경기도 용인시 죽전동, Tel: 010-6320-9081)

** 루터대학교 상담학과

I. 서론

행복감을 느끼는데 중요한 조건들 중 일부는 우울과 같은 부정적 기분장애를 적게 경험하고, 부정적 스트레스 사건을 덜 경험하는 것이다. 그러나 많은 청소년들은 우울증상을 경험하고 있다. 국내에서 일 도시 청소년을 대상으로 자기보고에 의해 우울 증상 유병률을 조사한 결과 참여한 중고등학생 1,972명 중 38.9%가 가능한 우울증상(CES-D 16점 이상)을 보였고, 21.2%가 명확한 우울증상(CES-D 25점 이상)을 보였다(조성진 외, 2001). 미국의 경우에 6세에서 11세 사이의 아동은 2~3%가 주요우울증상을 보였고, 청소년들의 경우 6~8% 정도가 주요우울증상을 보였다. 미국의 경우에도 우울증상을 자기보고에 의해 조사를 했을 때 약 10%~30%의 청소년이 높은 수준의 우울 점수를 보였다(Mash & Barkley, 2006). 청소년기에 경험하는 우울은 그 자체로 위험할 뿐만 아니라 청소년을 부적응하게 만드는 부가적 문제를 초래한다는 점에서 청소년 관계자들은 더욱 관심을 가질 필요가 있다. 예를 들어, 우울을 만성적으로 경험하는 개인은 여러 가지 심리적 사회적 기능의 유지와 발달에 손상을 입는다. 우울한 학생들은 우울하지 않은 학생들에 비해 자살사고가 2.5배 더 높고, 자살시도는 11배 더 많이 하고, 우울할 당시에 회복한 뒤에 대인관계에서 어려움을 경험한다(Fonagy et al., 2002). 게다가 청소년기에 우울을 경험하는 것은 성인이 되었을 때 정서장애를 경험할 가능성을 증가시킨다(Fonagy et al., 2002).

우울이 발생하는 과정을 설명하는 다수의 이론이 존재한다. 이 이론들 중에서 특히 우울에 대한 환경이론들(예, 스트레스 노출모형, 스트레스 생성모형)은 우울과 부정적 생활사건 사이에 밀접한 관계가 있는 것으로 간주한다. 스트레스 노출모형은 생활사건이 우울을 발생하게 하고, 지속시키며, 이후에 재발하게 하는 요인이라고 간주한다(Mash & Barkley, 2006). 스트레스 노출모형에 근거하여 스트레스와 우울의 관계를 살핀 선행연구들은 스트레스가 심할수록 우울할 것이라는 일방향적 관계(스트레스→우울)를 설정하고 회귀분석, 경로분석, 구조방정식 모형 분석을 수행하였다. 이런 일방향적 관계의 설정은 생활사건이 우울증상에 선행하며 스트레스가 되는 생활사건에 노출되는 것이 우울을 유발한다는 가정을 내포한다(김영란, 이영호, 2009; Cole, Nolen-Hoeksema, Girgus, & Paul, 2006). Mazure(1998)는 다수의 국가(예, 미국, 영

국)에서 우울한 집단과 우울하지 않은 집단 간에 부정적 생활사건을 경험한 정도를 비교한 선행연구들을 검토하고 우울한 집단이 더 많은 부정적 생활사건을 경험하였다는 결과를 제시하였다. 오경자, 김은정, 하은혜(1999)도 우울한 집단과 우울하지 않은 집단 간에 스트레스를 경험한 정도를 비교한 결과 우울한 집단이 스트레스를 더 많이 경험하였다는 결과를 제시하였다.

한편, 스트레스와 우울의 관계를 설명하는 다른 관점 중의 하나는 우울이 효율적으로 기능할 수 있는 개인의 능력을 손상시켜서 부정적 생활사건을 유발하고 이에 대한 반응으로 다시 우울해진다는 입장이다(Cole et al., 2006; Hammen, 1991). 특히 Hammen(1991)은 개인이 환경에서 주어지는 사건에만 반응하는 것이 아니라 자기의 환경을 형성한다고 주장하면서, 우울한 개인의 우울증상과 그들의 행동이 스트레스가 되는 생활사건을 생성하고, 이는 다시 추가적인 우울증상을 유발하게 된다고 주장하였다. Hammen(1991, 2005)은 우울한 사람이 생활사건의 발생에 일부 기여한다는 데 주목하고 스트레스 노출모형을 보완하는 스트레스 생성모형을 제안하였다. 예컨대, DSM-IV-TR(APA, 1994)의 주요 우울증 진단기준에 의하면, 우울한 개인은 생각하고, 집중하고, 결정내리는 능력이 떨어지는 증상을 보이는데, 이를 경험하는 청소년은 학업과제에 집중하기 어려울 것이며, 이는 성적의 저하를 초래하여 스트레스가 되는 생활사건이 될 수 있다. Hammen(1991)은 양극성 우울을 경험하고 있거나 우울증상이 없는 여성들에 비해 주요 우울증이 재발한 경험을 가진 여성들이 부분적으로 자신들에게 책임을 돌릴 수 있는 스트레스 사건들을 더 많이 경험한다는 결과를 보여주었다. Hammen(1991, 2005)은 우울한 개인이 보이는 스트레스 생성의 효과가 외부환경에서 개인의 행동과 독립적으로 발생하는 독립적인 생활사건(예, 가족의 사망, 질병)보다 우울한 개인의 행동이 부분적으로라도 사건의 발생에 기여하여 일어나는 의존적 생활사건(예, 관계에서의 변화, 대인관계 갈등, 재정문제), 특히 가장 빈번하게 발생하는 대인관계 갈등에서 더 뚜렷하다는 결과를 제시하였다.

예컨대, 우울한 사람들이 보이는 부적절한 사회관계 행동들은 그들이 중요한 타인, 또래 등과 상호작용을 할 때 그 관계에 손상을 가할 수 있다. 예를 들어, 우울한 개인들이 보이는 부정적인 자기말, 불만, 의존성, 부적절한 자기노출 등이 사회관계에서 역기능적으로 작동할 경우에 관계를 손상시킬 수 있다(김윤희, 권석만, 서수균, 2008; Coyne, 1976). 게다가 우울한 개인은 활력이 떨어지고, 매사에 흥미가 부족하며, 수

면을 지나치게 많이 하거나, 어떤 일에 온전히 집중하는 것을 어려워한다(APA, 1994). 청소년이 이런 증상을 보일 경우 친구, 교사, 부모 등은 우선적으로 그 청소년을 도우려 할 것이다. 그럼에도 불구하고 그 청소년이 계속해서 동일한 증상을 보일 경우 결국 친구, 교사, 부모 등은 건디지 못하고 부정적으로 반응할 수 있다. 더군다나 우울한 개인이 타인에게 위안을 추구하는 동시에 타인이 제공하는 위안을 거절하는 경향은 타인에게 스트레스가 되어 우울한 사람을 피하게 만들고 우울한 개인은 대인관계에서 고립될 수 있다(김윤희, 권석만, 서수균, 2008; 김영란, 이영호, 2009). Hammen(1991)의 스트레스 생성 주장 이외에 행동주의에 기반하여 우울을 설명하는 대인관계 모형 또한 우울증에 걸리기 쉬운 사람들은 대인관계에 어려움을 느낄 뿐 아니라 그런 어려움을 스스로 초래한다고 주장하면서 우울과 사회적 손상의 관계를 양방향적인 협력체제로 간주한다(Mash & Barkley, 2006).

결국, 우울에 대한 스트레스 노출모형, 스트레스 생성모형, 대인관계 모형을 종합하면 스트레스가 되는 의존적 생활사건과 우울의 관계는 스트레스가 되는 생활사건에 대한 반응으로 우울을 경험할 수 있고, 우울한 증상으로 인하여 대인관계 관련 생활사건이 발생하고 이는 다시 우울에 대한 반응을 일으킬 수 있다는 스트레스-우울 상호순환 모형의 수립이 가능하다. 초등학생을 대상으로 하여 김윤희, 권석만, 서수균(2008)이 또래관계 문제와 우울/불안 간의 상호순환 모형을 검증한 결과 또래관계 문제는 우울/불안에 종단적으로 유의한 효과를 보이고, 우울/불안 또한 또래관계 문제에 종단적으로 유의한 효과를 보여 스트레스 노출모형과 스트레스 생성모형, 대인관계 모형을 통합한 상호순환 효과 모형이 타당한 것으로 검증되었다. Cole 등(2005)도 청소년을 대상으로 하여 교차지연 패널설계와 특성-상태-오차모형(trait-state-error model) 분석을 이용하여 아동 청소년의 스트레스가 우울을 생성하는지, 우울이 스트레스를 생성하는지, 둘 모두가 상호순환적으로 생성되는지를 검증하였다. 그 결과 스트레스와 우울은 상호순환적으로 생성되는 것으로 나타났다. 김영란과 이영호(2009)는 교차지연 상관패널분석을 사용하여 스트레스와 우울의 단기(1개월 간격) 종단 관계를 살폈다. 그러나 그들은 교차지연 상관패널 분석이 갖는 한계(예, 자기상관이 높을 경우 교차지연 상관이 함축하는 인과적 관계성이 약해지는 것)를 지적하고 전향적 설계가(예, 자기회귀 교차지연 패널설계) 스트레스 생활사건과 우울의 상호 인과관계를 살피는데 더 적절하다고 제안하였다.

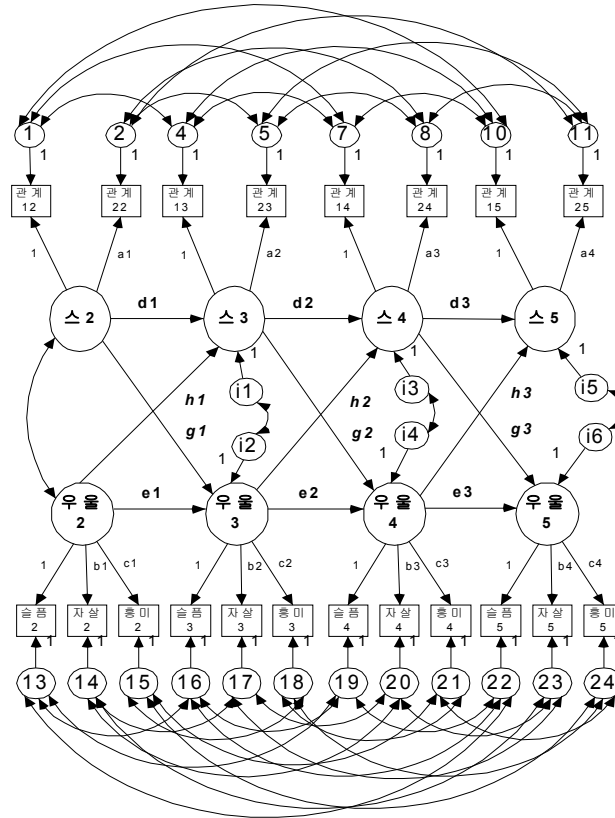
우울과 관련된 또 다른 특징은 성별 차이가 있다는 것이다. 최근에 성별 차이를 밝히려는 노력을 한 다수의 연구들을 살펴 Hammen(2005)은 더 많은 남녀 비교연구가 여전히 필요하나, 현재까지의 연구에 따르면 전반적으로 스트레스 사건에 노출되는 정도에 있어서는 남녀 차이가 없고, 구체적인 사건 영역에서는 남녀가 겪는 스트레스 사건의 정도에서 차이가 있다고 보고하였다. 예컨대, Kendler, Thornton과 Prescott (2001)은 남성은 실직, 법적인 문제, 직장문제와 관련된 스트레스 사건을 더 많이 경험하며, 여성은 주거문제, 비밀을 터놓을 수 있는 매우 친한 친구와 관련된 문제, 대인관계를 맺고 있는 사람들과 잘 어울려 지내는 것과 관련된 스트레스 사건을 많이 경험한다는 결과를 보여주었다. 우울과 관련된 성별 차이는 성인에게만 국한되지 않고, 청소년의 경우에도 유사한 결과를 보인다.

청소년기 우울에서 나타나는 성별 차이와 관련된 몇 가지 중요한 특징은 다음과 같다. 첫째, 우울을 형성하는 과정에서 성별에 따른 차이가 존재한다는 것이다. 여자 청소년은 무력감과 버림에 대한 공포를 특징으로 하는 대인관계와 관련된 우울을 많이 경험하고, 남자 청소년은 더 많은 유능감을 획득하는데 집착하고 자기존중감의 하락을 특징으로 하는 자기비난과 관련된 우울을 많이 경험한다(Marcotte, Alain, & Gosselin, 1999). 둘째, 아동기에는 더 많은 남아들이 여아들보다 우울증상을 보이지만, 13 혹은 14세가 되면 더 많은 비율의 여자 청소년이 남자 청소년보다 우울증상을 보인다(Nolen-Hoeksema & Girgus, 1994). 국내에서 중고등학생들을 대상으로 유병률을 조사한 연구도 중학생의 경우 가능한 우울 증상의 비율에서 여학생이 남학생보다 통계적으로 유의하게 더 높은 비율을 보였다. 고등학생의 경우에는 여학생이 더 높은 우울 증상 비율을 보였으나 통계적으로 유의한 정도는 아니었다(조성진 외, 2001).

우울에 대한 성별 차이 현상 때문에 연구자들은 흥미로운 연구들을 진행해왔다. 우선 전반적인 스트레스 사건의 경험 정도에서 남녀 차이가 없지만, 구체적인 하위 영역의 스트레스 사건(예, 대인관계 스트레스 사건)을 경험하는 정도에서 성인과 청소년 모두의 경우에 남녀 차이가 뚜렷하기 때문에, 스트레스 사건의 어떤 영역이 남녀 집단에 따라 더 민감하게 우울에 대한 효과를 보이는지를 밝히려는 노력을 하였다. 즉, 스트레스 사건 영역과 성별이 우울에 대하여 상호작용 효과를 갖는지를 살폈다. 예컨대, Kendler, Thornton과 Prescott(2001)은 남성은 여성에 비해 이혼, 별거, 또는 직장 문제와 관련된 스트레스 사건을 경험할수록 더 우울해 하였으며, 여성은 남성에 비해

가까운 사람(예, 배우자, 아동, 부모, 형제) 사이에서 발생하는 대인관계 문제가 많을수록 더 우울해 하는 것으로 나타났다. 그러나 기타의 친척이나 타인과 관련된 문제가 많을수록 여성이 남성보다 더 우울해 하는 것은 아닌 것으로 나타났다. 청소년의 경우에도 여자 청소년이 남자 청소년보다 대인관계 스트레스 사건과 관련된 우울을 더 경험하는 것으로 나타났다(Rudolph, 2002).

앞서 제시한 스트레스와 우울의 관계에 대한 선행이론과 연구결과들을 종합하면 두 변인의 종단적 관계에 대하여 다음과 같은 가설을 형성할 수 있다. 첫째, 스트레스와 우울의 종단 관계는 일방향적이기보다 상호순환적으로 효과를 갖는 관계에 있을 것이다. 둘째, 부모, 형제, 자매와 관계된 대인관계 문제의 우울에 대한 효과는 남자 청소년보다 여자 청소년의 경우에 더 강할 것이다. 셋째, 부모, 형제, 자매가 아닌 기타 친척, 교사, 친구와 관계된 대인관계 문제의 우울에 대한 효과의 강도는 남자 청소년과 여자 청소년의 간에 차이가 없을 것이다. 본 연구는 첫째, 셋째 가설을 한국 청소년패널조사 중등패널 자료를 이용하여 검증하고자 한다. 이 연구의 모형은 그림 1과 같다. 경쟁모형 1은 그림 1에서 우울에서 스트레스로 이르는 경로를 삭제한 모형이다. 경쟁모형 2는 그림1에서 스트레스에서 우울에 이르는 경로를 삭제한 모형이다. 연구모형은 스트레스와 우울의 상호순환 모형이다.



[그림 1] 연구모형. 경로의 문자(예, a1, b1, c1)는 동일화 제약을 가하기 위하여 표기한 것임. 경쟁모형 1(스트레스 노출모형)은 우울→스트레스의 경로를 삭제한 것임. 경쟁모형 2(스트레스 생성모형)는 스트레스→우울의 경로를 삭제한 것임.

II. 방 법

1. 대상

이 연구는 한국청소년정책연구원에서 실시한 한국청소년패널조사(KYPS)의 중등패널 자료를 사용하였다. KYPS 중등패널은 2003년 중학교 2학년 3449명을 대상으로 1년

간격으로 매년 추적 조사하고 있다. 2008년 12월 22일 현재 5차년도 자료까지 수집 배포되었다. 이 연구는 중등패널 자료 중 2차년도, 3차년도, 4차년도, 5차년도 자료를 이용하였다. 2차년도 참가자는 3188명(92.4%), 3차년도 참가자는 3125명(90.6%), 4차년도 참가자는 3121명(90.5%), 5차년도 참가자는 2967명(86%)이었다. 1차년도 자료를 분석에서 제외한 이유는 우울을 측정하는 문항을 포함하지 않고 있기 때문이다.

2. 도구

1) 대인관계 관련 생활스트레스

우울에 관한 스트레스 노출이론은 우울이 부정적인 생활사건을 경험할 때 나타나는 반응이라고 간주한다. 이 관점은 스트레스가 우울을 발생시키고, 지속시키고, 재발시킨다고 본다(Mash & Barkley, 2006). 생활사건은 독립적 사건과 의존적 사건으로 구별되며(김영란, 이영호, 2009; Hammen, 2005), 이는 개인의 행동이 생활스트레스 사건의 발생에 기여하는지의 여부에 의해서 이루어진다. 독립적 사건은 가족의 사망, 질병의 발생과 같이 개인의 행동과 관계없이 외부에서 주어지는 사건을 의미한다. 의존적 사건은 개인이 그 사건의 발생에 기여하는 부분이 있는 스트레스 사건으로 거의 대부분 대인관계 사건을 의미하며, 직장과 금융문제도 포함한다. 본 연구는 한국청소년 패널조사의 중등패널의 2차년도, 3차년도 4차년도, 5차년도 자료에 포함된 2개 문항 - '학교 친구들과의 사이가 좋지 못한 편이다', '학교 선생님들과의 사이가 좋지 못한 편이다' - 을 대인관계 생활스트레스의 측정변수로 구성하였다. 본 연구에서 구해진 대인관계 생활스트레스의 2차년도, 3차년도, 4차년도, 5차년도 각각의 내적합치도는 .66, .69, .71, .75 이었다.

2) 우울

청소년이 경험하는 우울은 KYPS 중등패널의 2차, 3차, 4차, 5차년도 설문에 포함된 문항들 중에서 DSM-IV-TR(APA, 1994)의 주요우울증 진단 기준 A1(하루 대부분, 거의 매일 지속되는 우울한 기분의 주관적 보고(슬프거나 공허하다고 느낀다), 예,

‘나는 때때로 아무런 이유 없이 무척 슬프고 울적할 때가 있다’), A2(모든 또는 거의 모든 일상 활동에 대한 흥미나 즐거움이 ... 저하되어 있을 경우, 예, ‘나는 모든 일에 관심과 흥미가 없는 편이다’), A9(반복되는 죽음에 대한 생각, 예, ‘나는 때때로 아무런 이유도 없이 죽고 싶은 생각이 들 때가 있다’)에 해당되는 것으로 간주될 수 있는 세 개의 문항을 이용하였다. 본 연구에서 구해진 2차년도, 3차년도 4차년도, 5차년도 우울의 내적합치도는 각각 .63, .63, .63, .65이었다.

3. 통계분석

1) 분석방법

청소년의 대인관계 스트레스와 우울 사이의 종단관계를 알아보기 위해서 자기회귀 교차지연 모형(autoregressive cross-lagged model)을 적용한 구조방정식 모형 분석을 하였다. 이 방법은 전통적으로 종단자료를 분석하는데 사용되었던 교차지연 패널상관 분석, 중다회귀분석, 경로분석보다 더 많은 이점을 갖고 있다(Farrell, 1994). 첫째, 잠재변인들 간의 구조관계모형을 설정하고 그 모형이 자료에 적합한지를 검증할 수 있다. 둘째, 다수의 경쟁모형을 설정하고 어떤 모형이 자료에 가장 적합한지 비교할 수 있다. 셋째, 하나의 모형이 다수의 집단에서 일관성이 있는지를 검증하는 것이 가능하다. 넷째, 횡단 자료를 이용하여 선행 이론에 기초해 변인들 사이의 인과방향을 결정하고 그 관계를 추정하고 해석하는 횡단연구의 한계를 극복할 수 있다(홍세희, 박민선, 김원정, 2007). 구조방정식 모형 분석 프로그램은 AMOS 7을 이용했다.

2) 결측치의 처리

결측치를 처리하기 위해서 전통적으로 많이 사용된 방법은 목록별 제거(listwise), 대응별 제거(pairwise)를 하는 것이다. 그러나 Amos 프로그램은 full information maximum likelihood(FIML) 추정방법을 사용함으로써 결측치가 있는 자료라도 앞의 두 방식보다 더 정확하게 미지수를 추정할 수 있어 FIML 방식으로 분석을 하였다. FIML은 결측치를 대체(imputation)하는 방식이 아니며, 결측치의 대체없이 불완전한 자료를 분석한

다. FIML은 결측치가 있는 자료를 분석하기 위해 구조방정식 모형을 사용할 경우 권장되는 방법이다(Arbuckle, 1999).

3) 모형 검증 전략

잠재변인을 포함한 구조방정식 모형 분석은 측정변인들이 잠재변인을 타당하게 측정하고 있는지를 검증하고 타당할 경우 구조모형을 검증한다(Anderson & Gerbing, 1988). 그러나 이 연구는 청소년의 경우 대인관계 스트레스와 우울에서 뚜렷한 성별 차이를 보인다는 선행연구자들의 제안에 기초하여 남녀 간에 동일한 모형이 적용되어야 하는지 다른 모형이 적용되어야 하는지 성별 간의 일관성을 알아보기 위하여 다중 집단 분석을 하였다. 또한 종단자료를 이용한 자기회귀 교차지연 모형 검증을 할 경우 $t-1$ 시점과 t 시점 사이의 경로계수들이 t 시점과 $t+1$ 시점 사이의 경로계수들과 동일한지 검증할 수 있다. 이는 세 개의 단계를 거쳐서 이루어질 수 있다. 첫째, 측정모형의 평가, 둘째, 선행이론에 기초하여 서로 다른 구조관계를 가진 경쟁 구조모형들을 비교하기, 셋째, 성별과 시간의 경과에 따른 구조모형의 일관성 평가하기이다(Farrell, 1994).

(1) 측정모형의 분석

잠재변인을 포함한 구조방정식 모형 분석의 첫 번째 단계는 측정변인과 잠재변인 간의 관계를 나타낸 측정모형을 개념화 하고 측정모형이 자료에 적합한지를 검증하는 것이다(Anderson & Gerbing, 1988; Farrell, 1994). 본 연구의 측정모형은 그림 2와 그림 3에 남녀별로 각각 제시하였다. 측정모형이 타당한지는 확인적 요인분석을 통하여 결정이 되며, 적합도가 요구되는 기준을 충족하지 못할 경우 잠재변인의 개념화가 부정확하거나 측정변인이 잠재변인을 측정하는데 부적절하다는 것을 뜻한다. 이는 잠재변인의 개념을 다시 정의하여 측정변인을 다시 제작할 필요성이 있다는 것을 의미하며, 이 때 구조관계 검증으로 나아가는 것을 중단해야 함을 뜻한다(Anderson & Gerbing, 1988; Farrell, 1994)).

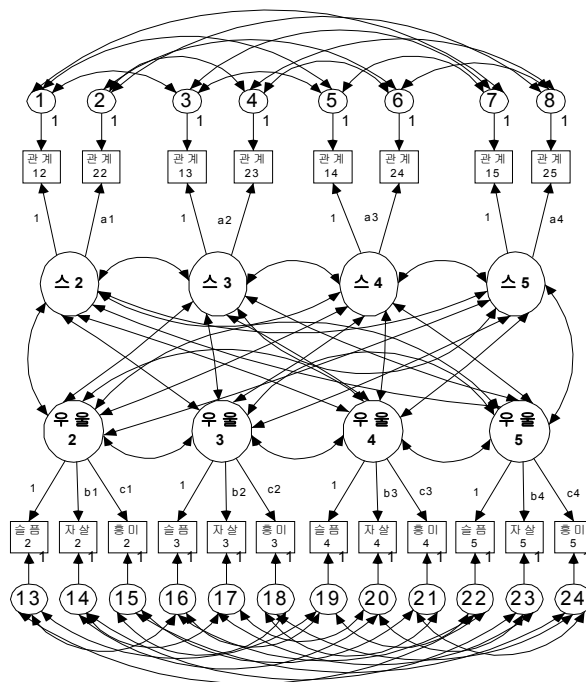
둘째, 측정모형이 자료에 적합할 때, 다중집단 분석을 이용하여 측정모형이 성별이나 다수의 집단 간에 일관성을 갖는지를 알아볼 수 있다. 다수의 연구자들은 남녀 집

단 간에 측정모형이 일관성을 갖는지를 살피기 위한 일련의 절차를 다음과 같이 제시하였다(Bollen, 1989; Farrell, 1994; Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2006; Little, Preacher, Selig, & Card, 2007). (1) 남녀 집단 간에 모형의 형태가 동일하여야 한다(형태 동일성). 즉, 남녀 집단 간에 측정변인과 잠재변인의 관계 방식이 동일하여야 한다. (2) 동일한 측정변인의 동일한 잠재변인에 대한 요인계수가 남녀 집단 간에 동일하여야 한다(약한 구인 동일성 혹은 측정동일성). (3) 측정변인의 절편이 남녀 집단 간에 동일하여야 한다(강한 구인 동일성 또는 절편의 동일성) (4) 측정변인의 오차의 변량이 남녀 집단 간에 동일하여야 한다(엄격한 구인 동일성, 잔차 동일성)의 순으로 점진적으로 검증되며 후자로 올수록 엄격한 검증이다. 변인들 간의 구조적 관계 모형이 남녀 집단 간에 일관성이 있는지를 검증하기 위한 전제 조건으로는 약한 구인 동일성이 성립하면 된다.

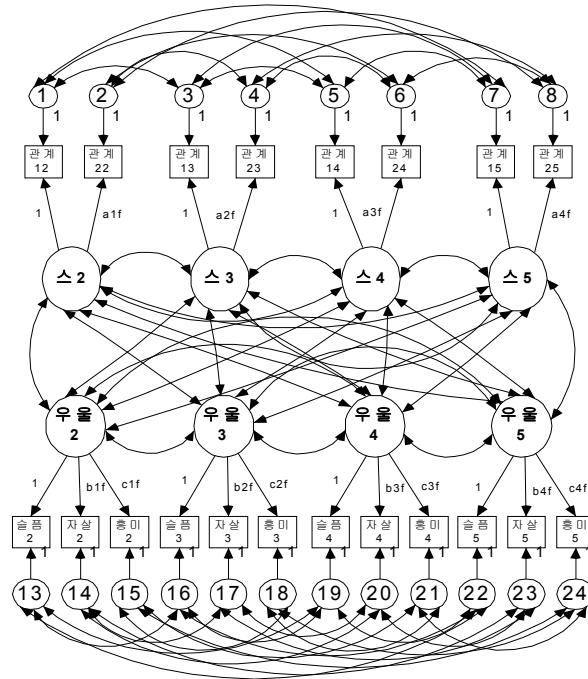
셋째, 남녀 집단 간에 측정모형이 일관성 있다는 것이 검증된 후에, 측정모형이 각각의 시점별로 일관성이 있는지를 검증하는 단계로 넘어가게 된다(Farrell, 1994). 즉, 종단연구에서 잠재변수를 반복변수로 설정하게 되면 잠재변수의 개념이 시간의 경과에도 불구하고 동일한 구인을 측정한다는 종단적 구인 동일성을 확인할 필요가 있다(Taris, 2002). 검증의 단계는 남녀 집단의 일관성 검증 단계와 마찬가지로 (1) 형태 동일성(각각의 측정 시점에서 측정변수와 구인의 관계 방식이 동일한 것), (2) 약한 구인 동일성(요인계수의 동일성 혹은 측정동일성), (3) 강한 구인 동일성(절편의 동일성), (4) 엄격한 구인 동일성(잔차 동일성)의 순으로 점진적으로 검증되며 후자로 올수록 엄격한 검증이다. 변인들 간의 종단적 구조적 관계 모형을 검증하기 위한 전제 조건으로는 약한 구인 동일성이 검증되면 된다. 종단적 측정 동일성이 검증될 때 응답자들이 시간의 경과에도 불구하고 측정변수의 내용에 대한 해석을 동일하게 하고 있음을 보여주게 된다(홍세희, 박민선, 김원정, 2007). 시간에 따라 차이가 있을 경우, 이는 발달적 변화 혹은 측정모형이 불안정하다는 것을 의미한다(Farrell, 1994).

그림 2와 3에서 잠재변인에 표기된 2, 3, 4, 5는 각각 2차년도, 3차년도, 4차년도 5차년도의 시점을 나타낸다. 각 측정변인들의 잠재변인에 대한 요인계수를 나타내기 위해 표기된 기호들은 동일화 제약을 가하기 위해 사용되었다. 예를 들어 남자 청소년 집단의 측정모형의 경우(그림 2)에 제시된 a_1 , a_2 , a_3 , a_4 와 여자 청소년 집단의 측정모형의 경우(그림 3)에 제시된 a_{1f} , a_{2f} , a_{3f} , a_{4f} 는 동일한 측정변인이 남녀 집단

간에 그리고 2차년도, 3차년도, 4차년도, 5차년도 각각의 시점 간에 동일한 잠재변인 대하여 갖는 요인계수가 동일하다는 것을 검증하기 위해 사용된 것이다(Pitts, West, & Tein, 1996). 즉, 측정변인이 동일한 잠재변인에 대하여 갖는 요인계수가 남녀 집단 간에 동일하다는 것을 검증하기 위해서는 남녀 집단 간에 제약을 가하지 않은 기저모형(형태 동일성 모형)에 추가적으로 요인계수의 동일화 제약을 가하면 된다($a1=a1f$, $a2=a2f$, $a3=a3f$, $a4=a4f$)(남녀 간 측정동일성 모형). 종단적 측정동일성을 검증하기 위해서는 측정동일성 모형에 추가적으로 시간의 경과에 따른 요인계수의 동일화 제약을 가하면 된다($a1=a2=a3=a4$)(종단적 측정동일성 모형)(자세한 절차는 표 1 참조).



[그림 2] 측정모형: 남자 청소년



[그림 3] 측정모형: 여자 청소년

<표 1> 본 연구의 측정모형, 구조모형, 다집단 분석 검증의 단계와 의사결정 과정

단계	동일화 제약	의사결정
1. 측정모형검증 (남녀별 분리 집단)		
측정모형1 형태동일성 검증	없음	측정변인의 수 $12 < m < 30$일 때 TLI=.92 이상, RMSEA<.07이면, 모형 2로 감
측정 모형2 성별 집단 간 측정동일성 검증	모형 1에 추가하여 $a1=a1f, a2=a2f$ $a3=a3f, a4=a4f$ $b1=b1f, b2=b2f$ $b3=b3f, b4=b4f$ $c1=c1f, c2=c2f$ $c3=c3f, c4=c4f$	- 측정 모형 1에 비해서 적합도지수가 의미 있을 정도로 나빠지지 않으면 남녀 집단 간 측정동일성 성립한 것으로 간주함 χ^2 차이검증은 표집 크기가 클 경우 성별 간 폐사소한 경로계수 차이에도 불구하고 모형을 기각할 수 있음(Farrell, 1994).

단계	동일화 제약	의사결정
		• 확인적 요인분석을 이용한 측정모형 동일성 검증을 할 경우에 모형비교를 위한 지수로 최근에 Cheung & Rensvold(2002)는 표집크기에 민감하지 않은 CFI 차이검증을 사용할 것을 제안하였음. 0.01을 초과하여 나빠지지 않으면 측정모형 동일성이 성립한 것으로 간주함.
측정 모형3 시간경과에 따른 모형 일관성검증	모형 1에 추가하여 $a1=a2=a3=a4$ $b1=b2=b3=b4$ $c1=c2=c3=c4$ $a1f=a2f=a3f=a4f$ $b1f=b2f=b3f=b4f$ $c1f=c2f=c3f=c4f$	• 측정모형 1에 비해서 적합도 지수가 의미 있을 정도로 나빠지지 않으면 종단적 측정동일성 성립한 것으로 간주함. • 모형비교는 위와 동일함
측정 모형4 남녀 간 및 시간 경과에 따른 모형 일관성검증	모형 1에 추가하여 $a1=a1f, a2=a2f$ $a3=a3f, a4=a4f$ $b1=b1f, b2=b2f$ $b3=b3f, b4=b4f$ $c1=c1f, c2=c2f$ $c3=c3f, c4=c4f$ $a1=a2=a3=a4$ $b1=b2=b3=b4$ $c1=c2=c3=c4$	• 측정모형 1에 비해서 적합도지수가 의미 있을 정도로 나빠지지 않으면 남녀 간 및 종단적 측정동일성 성립한 것으로 간주하고 구조모형 검증으로 넘어감 • 모형비교는 위와 동일함

반복측정을 하는 종단연구의 경우에 오차항 간의 공변량을 허용한다(Bollen, 1989; Jöreskog, 2002; Pitts, West, & Tein, 1996). 횡단적 자료를 이용하여 구조방정식 모형을 검증할 경우 오차항 사이에 공변량을 허용하지 않는 것이 일반적이다. 그러나 동일한 측정변수를 여러 시점에서 반복적으로 사용하는 종단자료를 이용하는 경우 오차항 사이에 공변량을 허용하는 것이 가능하다. 왜냐하면, 한 측정변인(예, 1차년도의 우울)의 측정오차 중 일부는 단순 무선오차이지만, 나머지 일부는 동일 잠재변인의 측정지표로 구성된 다른 측정변인들과 공유되지 않는 체계적인 변량을 갖고 있을 수 있기 때문이다(Jöreskog, 2002, 31쪽 참조). 만약 오차항 간의 공변량 관계를 모형에 제시하지 않을 경우 안정성 계수의 크기가 증가하고, 모형 적합도 지수가 감소하는 문제가 발생한다(Pitts, West, & Tein, 1996). 측정모형의 검증 절차는 표 1에 제시하였다.

(2) 구조모형의 분석: 전체집단의 모형 평가

측정모형 검증에서 남녀 간 집단 간 및 종단적 동일성이 성립하면 구조모형 검증으로 나아갈 수 있다. 구조모형 검증은 우선 이론적으로 경쟁관계에 있는 각각의 모형이 전체 집단을 대상으로 하였을 때 어떤 모형이 자료에 가장 적합한지를 검증하는 것이다. 앞서 살펴보았듯이 대인관계 스트레스와 우울 간의 효과의 방향에 관한 세 가지 가능한 가정이 있다. 즉 스트레스 노출모형, 스트레스 생성모형, 스트레스와 우울의 상호순환 모형이다.

전체 집단을 대상으로 하였을 때 어느 모형이 자료에 가장 적합한지 알아보기 위하여 각각의 모형을 검증하기 위한 순서는 다음과 같다. 남녀 간 및 종단적 측정동일성이 성립하면 잠재변인과 측정변인의 관계를 나타내는 경로계수를 남녀 간 및 종단적으로 동일화 제약을 가한 상호순환 모형에 대하여 위계적 관계에 있는 스트레스 노출모형과 스트레스 생성모형을 비교하여 가장 자료에 적합한 모형을 선택하면 된다.

〈표 2〉 본 연구의 측정모형, 구조모형, 다집단 분석 검증의 단계와 의사결정 과정

단계	동일화 제약	의사결정
2. 구조모형검증 (전체집단)		
1. 상호순환모형	$a1=a2=a3=a4$ $b1=b2=b3=b4$ $c1=c2=c3=c4$	측정변인의 수 $12 < m < 30$일 때 TLI=.92 이상, RMSEA<.07이면 모형이 적합함.
2. 스트레스 노출모형	$a1=a2=a3=a4$ $b1=b2=b3=b4$ $c1=c2=c3=c4$	- 모형 적합도 구조모형 1과 동일 χ^2 차이검증은 표집 크기에 민감함 - 표집 크기에 민감하지 않은 TLI, RMSEA가 나빠지는지를 비교함.
3. 스트레스 생성모형	$a1=a2=a3=a4$ $b1=b2=b3=b4$ $c1=c2=c3=c4$	위와 동일함

(3) 구조모형의 분석: 남녀 간 및 종단적 일관성 평가

전체 집단을 대상으로 하여 자료에 적합한 구조모형이 선택되면 이 모형이 남녀 간 및 종단적으로 일관성을 갖는지 알아보는 단계로 나아갈 수 있다. 2단계의 구조모형 분석결과는 청소년의 대인관계 스트레스와 우울의 종단적 관계에 대한 상호순환모

형이 스트레스 노출모형, 스트레스 생성모형보다 더 자료에 가장 적합하다는 것을 보여주었다(결과 참조). 따라서 상호순환모형이 남녀 집단 모두에서 일관성 있게 적용될 수 있는지, 세 간격(2차년도와 3차년도의 시간 간격, 3차년도와 4차년도의 시간 간격, 4차년도와 5차년도의 시간 간격)에서 스트레스와 우울의 구조적 관계가 일관성이 있는지를 검증하기 위하여 다음과 같은 모형을 설정하였다(자세한 절차는 표 3 참조).

〈표 3〉 구조모형의 남녀간 및 종단적 동일성 모형 검증의 단계와 의사결정 과정

단계	동일화 제약	의사결정
3. 구조모형의 남녀 집단 간 및 종단적 일관성 평가		
구조모형 1 (기저모형). 측정모형 검증에서 남녀 집단 간 및 종단적 측정동일성이 확보되었으므로, 잠재변인과 측정변인의 관계를 나타내는 모든 요인계수들이 남녀 집단 간 및 종단적으로 동일하도록 제약을 가하였다. 각 시점에서 동일한 측정변인의 오차항 간에 공변량을 허용하고, 방해오차항 간에 공변량을 허용하고, 자기회귀계수, 교차지연 회귀계수에 동일화 제약을 가하지 않은 모형이다.	$a1=a1f, a2=a2f$ $a3=a3f, a4=a4f$ $b1=b1f, b2=b2f$ $b3=b3f, b4=b4f$ $c1=c1f, c2=c2f$ $c3=c3f, c4=c4f$ $a1=a2=a3=a4$ $b1=b2=b3=b4$ $c1=c2=c3=c4$	측정변인의 수 12 < m < 30일 때 TLI=.92 이상, RMSEA<.07이면 모형이 적합함.
구조모형 2. 자기회귀 계수 및 교차지연 회귀계수가 남녀 간에 동일하도록 제약을 가한 모형이다.	$d1=d1f, d2=d2f, d3=d3f$ $e1=e1f, e2=e2f, e3=e3f$ $g1=g1f, g2=g2f, g3=g3f$ $h1=h1f, h2=h2f, h3=h3f$ 를 모형 1에 추가함	모형 1과 비교하여 TLI, RMSEA 값이 나빠지지 않으면 남녀 간 구조계수 동일성 성립함
구조모형 3. 자기회귀 계수 및 교차지연 회귀계수가 종단적으로 동일하도록 제약을 가한 모형이다.	$d1=d2=d3, e1=e2=e3$ $g1=g2=g3, h1=h2=h3$ $d1f=d2f=d3f, e1f=e2f=e3f$ $g1f=g2f=g3f, h1f=h2f=h3f$ 를 모형 1에 추가함	모형 1과 비교하여 TLI, RMSEA 값이 나빠지지 않으면 종단적 구조계수 동일성 성립함
구조모형 4. 자기회귀 계수 및 교차지연 회귀계수가 남녀 간 및 종단적으로 동일하도록 제약을 가한 모형이다.	$d1=d1f, d2=d2f, d3=d3f$ $e1=e1f, e2=e2f, e3=e3f$ $g1=g1f, g2=g2f, g3=g3f$ $h1=h1f, h2=h2f, h3=h3f$ $d1=d2=d3, e1=e2=e3$ $g1=g2=g3, h1=h2=h3$ 를 모형 1에 추가함	모형 1과 비교하여 TLI, RMSEA 값이 나빠지지 않으면 남녀 간 및 종단적 구조계수 동일성 성립함

III. 결 과

1. 측정모형의 검증

스트레스와 우울 변인이 남녀 간 및 종단적 측정동일성을 갖는지를 알아보기 위하여 확인적 요인분석을 하였다. 표 4에 제시한 측정모형 1(형태동일성 모형)의 검증결과를 보면 TLI는 .92를 넘고, RMSEA는 .07보다 적어 남녀 간 및 종단적 형태동일성이 성립한다는 것을 나타낸다. 측정모형 2(남녀 간 측정동일성 모형)의 검증결과는 TLI는 .92를 넘고, RMSEA는 .07보다 적고, CFI 차이 값이 .01을 초과할 정도로 나빠지지 않았으므로 남녀 간에 측정동일성이 성립함을 나타낸다. 측정모형 3(종단적 측정동일성 모형)의 검증결과 TLI는 .92를 넘고, RMSEA는 .07보다 적고, CFI 차이 값이 .01을 초과할 정도로 나빠지지 않았으므로 종단적 측정동일성이 성립함을 나타낸다. 측정모형 4(남녀 간 및 종단적 측정동일성 모형)의 검증결과 TLI가 .92를 넘고, RMSEA는 .07보다 적고, CFI 차이 값이 .01을 초과할 정도로 나빠지지 않았으므로 남녀 간 및 종단적 측정동일성이 성립함을 나타낸다. 표 5에 제시한 바와 같이 1로 고정된 경우를 제외한 모든 경로계수가 유의하였다($p < .001$). 표 6에 제시한 바와 같이 모든 잠재변인들 간의 상관관계 또한 유의하였다($p < .001$).

<표 4> 측정모형의 적합도 지수 비교

적합지수	χ^2	df	모형비교	$\Delta \chi^2(df)$	TLI	CFI	Δ CFI	RMSEA
측정모형 1	460.05***	224			.973	.986		.017
측정모형 2	486.67***	236	1 대 2	26.62(12)**	.973	.985	.001	.018
측정모형 3	507.92***	242	1 대 3	47.87(18)***	.972	.984	.002	.018
측정모형 4	524.90***	245	1 대 4	64.85(21)***	.971	.983	.003	.018

주. 측정모형1 : 동일화 제약을 가하지 않은 형태동일성 모형. 측정모형 2: 동일한 경로에 남녀간 동일화 제약을 가한 모형. 측정모형 3: 동일한 경로에 종단적 동일화 제약을 가한 모형. 측정모형 4: 동일한 경로에 남녀간 동일화 제약과 종단적 동일화 제약을 가한 모형.

<표 5> 최종 측정모형 4의 경로계수

			남자 청소년			여자 청소년		
			비표준화	표준화	p	비표준화	표준화	p
슬픔2	<---	우울_2	1.000	.711		1.000	.653	
자살2	<---	우울_2	1.164	.834	***	1.164	.742	***
흥미2	<---	우울_2	.465	.396	***	.465	.381	***
슬픔3	<---	우울_3	1.000	.688		1.000	.658	
자살3	<---	우울_3	1.164	.825	***	1.164	.770	***
흥미3	<---	우울_3	.465	.386	***	.465	.410	***
슬픔4	<---	우울_4	1.000	.668		1.000	.678	
자살4	<---	우울_4	1.164	.830	***	1.164	.780	***
흥미4	<---	우울_4	.465	.373	***	.465	.408	***
슬픔5	<---	우울_5	1.000	.673		1.000	.651	
자살5	<---	우울_5	1.164	.812	***	1.164	.798	***
흥미5	<---	우울_5	.465	.381	***	.465	.398	***
관계12	<---	스2	1.000	.659		1.000	.785	
관계22	<---	스2	1.106	.641	***	1.106	.790	***
관계13	<---	스3	1.000	.730		1.000	.780	
관계23	<---	스3	1.106	.678	***	1.106	.793	***
관계14	<---	스4	1.000	.736		1.000	.759	
관계24	<---	스4	1.106	.639	***	1.106	.742	***
관계15	<---	스5	1.000	.836		1.000	.834	
관계25	<---	스5	1.106	.797	***	1.106	.766	***

주. *** p < .001

<표 6> 최종모형에서 구해진 잠재변인 간의 상관관계

	우울2	우울3	우울4	우울5	스트레스2	스트레스3	스트레스4	스트레스5
우울2		.566	.420	.489	.295	.248	.231	.303
우울3	.402		.526	.605	.262	.265	.285	.323
우울4	.352	.432		.572	.214	.186	.290	.277
우울5	.319	.410	.454		.219	.193	.320	.412
스트레스2	.248	.196	.132	.142		.354	.369	.329
스트레스3	.225	.311	.216	.215	.299		.363	.252
스트레스4	.208	.262	.348	.283	.275	.418		.503
스트레스5	.173	.153	.246	.286	.197	.321	.354	

주. 대각선 아래: 남자 청소년, 위: 여자 청소년. 모든 상관은 p < .001 수준에서 유의함

2. 구조모형 검증

스트레스 노출모형, 스트레스 생성모형, 스트레스와 우울의 상호순환 모형 중 어느 모형이 자료에 가장 적합한지 알아보기 위하여 각각의 모형을 검증하고 비교하였다. 우선적으로 평가된 모형은 스트레스와 우울의 상호순환 모형이다. 왜냐하면 스트레스 노출모형과 스트레스 생성모형은 각각 상호순환 모형과 위계적 관계에 있기(nested) 때문이다. 구조모형은 최대우도추정 방법으로 검증되었다. 구조 모형검증 전에 측정 모형 검증의 결과에 따라서 잠재변인과 측정변인 사이의 경로는 모두 종단적으로 동일하도록 제약을 가하였다. 구조모형 검증 결과는 표 5에 제시하였다.

<표 7> 구조모형의 적합도 지수 비교

적합지수	χ^2	df	모형비교	$\Delta \chi^2(df)$	TLI	RMSEA
1. 상호순환모형	650.35***	133			.950	.034
2. 스트레스노출모형	787.92***	136	1 대 2	139.57(3)***	.938	.037
3. 스트레스생성모형	717.72***	136	1 대 3	67.57(3)***	.945	.035

주. *** $p < .001$

표 7에 제시한 구조모형 적합도 중에서 표집의 크기에 민감하지 않은 TLI, RMSEA 값은 세 모형 모두가 자료에 적합하다는 것을 제시하고 있다. 세 모형에 중에 자료에 가장 적합한 모형을 찾기 위하여 모형비교를 위계적 관계에 있는 상호순환모형과 스트레스 노출모형, 상호순환모형과 스트레스 생성모형 순으로 하였다. 상호순환모형과 스트레스 노출모형을 비교한 결과 차이 값이 의미있을 정도로 나빠졌고, TLI, RMSEA도 나빠졌다. 이는 스트레스 노출모형에 비하여 상호순환모형이 자료에 더 적합하다는 것을 보여준다. 상호순환모형과 스트레스 생성모형을 비교한 결과 χ^2 차이 값이 의미있을 정도로 나빠졌고, TLI, RMSEA도 나빠졌다. 이는 스트레스 생성모형에 비하여 상호순환모형이 자료에 더 적합하다는 것을 보여준다.

3. 스트레스와 우울의 상호순환 구조모형의 남녀집단 간 및 종단적 일관성 검증

스트레스와 우울의 상호순환 모형이 남녀 간 및 종단적 일관성을 갖는지 평가하기 위하여 4개의 모형을 검증한 결과를 표 8에 제시하였다. 그 결과는 다음과 같이 해석할 수 있다. 구조모형 1은 잠재변인과 측정변인 간의 경로계수를 남녀간 및 종단적으로 동일화 제약을 가하고, 구조계수들은 자유롭게 추정하도록 한 모형이다. TLI, RMSEA는 구조모형 1이 자료에 적합하다는 것을 보여준다.

구조모형 2는 자기 회귀계수와 교차지연 회귀계수를 남녀 간에 동일하도록 제약을 가한 모형으로 TLI, RMSEA는 이 모형이 자료에 적합하다는 것을 보여주며, 구조모형 1과 비교하여, χ^2 차이 값이 의미있을 정도로 나빠졌고, TLI는 근소하게 나빠졌고, RMSEA는 나빠지지 않았다. χ^2 차이 값은 χ^2 값과 마찬가지로 표집의 크기에 민감하므로, TLI와 RMSEA를 고려하여 동일성이 성립한 것으로 간주하였다.

<표 8> 구조모형의 남녀 집단 간 종단적 동일성 검증

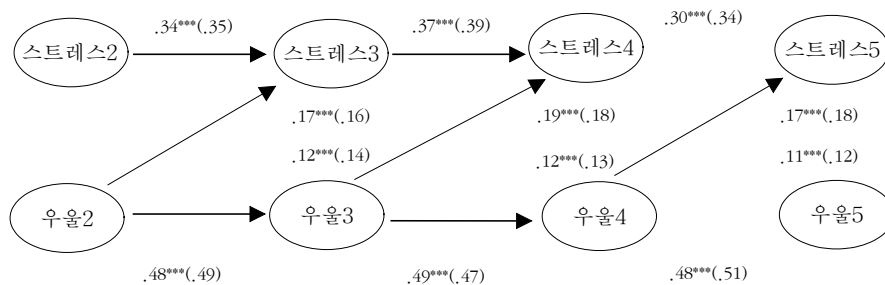
적합지수	χ^2	df	모형비교	$\Delta \chi^2(df)$	TLI	RMSEA
구조모형1	831.95	269			.947	.025
구조모형2	877.89	281	1 대 2	45.95(12)***	.946	.025
구조모형3	872.02	285	1 대 3	40.07(16)***	.948	.024
구조모형4	905.31	289	1 대 4	73.36(20)***	.946	.025

주. *** $p < .001$

구조모형 3은 자기 회귀계수와 교차지연 회귀계수를 종단적으로 동일하도록 제약을 가한 모형으로, TLI, RMSEA는 이 모형이 자료에 적합하다는 것을 보여준다. 구조모형 1과 비교하여, χ^2 차이 값이 의미 있을 정도로 나빠졌고, TLI는 근소하게 좋아졌고, RMSEA도 근소하게 좋아졌다. χ^2 차이 값은 χ^2 값과 마찬가지로 표집의 크기에 민감하므로, TLI와 RMSEA를 고려하여 종단적으로 경로계수의 동일성이 성립한 것으로 간주하였다.

구조모형 4는 자기 회귀계수와 교차지연 회귀계수를 남녀 간 및 종단적으로 동일

하도록 제약을 가한 모형으로, 구조모형 1과 비교하여, χ^2 차이 값이 의미 있을 정도로 나빠졌고, TLI는 근소하게 나빠졌고, RMSEA는 동일하다. χ^2 차이 값은 χ^2 값과 마찬가지로 표집의 크기에 민감하므로, TLI와 RMSEA를 고려하여 남녀 간 및 종단적으로 경로계수의 동일성이 성립한 것으로 간주하였다. 결국 이 결과들은 남녀 간에 종단적으로 동일한 모형이 적용될 수 있다는 것을 보여주는 결과이므로, 남녀 간 및 종단적으로 동일화 제약을 모두 가한 구조모형 4의 결과를 제시하면 그림 4와 같다.



[그림 4] 상호순환 모형.

주. ***p < .001. () 밖: 남자 청소년 표준화 회귀 계수.

() 속: 여자청소년 표준화 회귀계수.

스트레스 2와 우울2의 공변량, 3차시점, 4차시점, 5차시점의 방해오차 간의 공변량 관계는 편의상 생략하였고, 실제분석에서는 사용되었음.

구조계수에 대하여 남녀 간 및 종단적으로 동일화 제약을 가한 최종 상호순환 모형에서 구해진 추정치는 그림 4에 제시되어 있다. 이 결과는 첫째, 한 시점에서 대인관계 스트레스를 높게 경험할수록 다음 시점에서도 대인관계 스트레스를 높게 경험한다는 것을 보여준다. 이런 관계의 강도는 남녀 집단 간에 동일하고, 다음 간격의(예, 3차 시점과 4차시점)의 효과 크기와 동일하다는 것을 보여준다. 둘째, 한 시점에서 우울을 높게 경험할수록 다음 시점에서도 우울을 높게 경험한다는 것을 보여준다. 이런 관계의 강도는 남녀 집단 간에 동일하고, 다음 간격의(예, 3차 시점의 우울과 4차 시점의 우울)의 효과 크기와 동일하다는 것을 보여준다. 셋째, 한 시점에서 대인관계 스트레스를 높게 경험할수록 다음 시점에서 우울이 높다는 것을 보여주며, 이런 교차

지연 효과가 남녀 간 및 종단적으로 동일하다는 것을 보여준다. 넷째, 한 시점에서 우울을 높게 경험할수록 다음 시점에서 대인관계 스트레스를 높게 경험한다는 것을 보여주며, 이런 교차지연 효과가 남녀 간 및 종단적으로 동일하다는 것을 보여준다.

IV. 논 의

이 연구는 청소년들을 대상으로 하여, 자기회귀 교차지연 모형 분석을 적용하여 대인관계 스트레스와 우울 사이의 종단적 상호관계를 알아보았다. 선행이론과 연구에 기초하여 구조모형을 수립하였고, 구조모형을 검증하기 전에 대인관계 스트레스와 우울이 측정변인들에 의하여 타당하게 측정되는지를 확인하기 위하여 측정모형을 검증하였다(Anderson & Gerbing, 1984). 측정모형 검증 결과는 대인관계 스트레스와 우울이 측정변인들에 의하여 타당하게 측정되고 있음을 보여주었고, 측정모형이 남녀 간 및 종단적으로 동일성을 갖는다는 것을 보여주었다.

남녀 간 및 종단적 측정동일성이 확보되었으므로 전체집단을 대상으로 하여 세 가지 대안모형 중 어떤 모형이 자료에 가장 적합한지를 검증하였다. 본 연구는 선행이론과 연구결과들에 기초하여 세 가지 대안 모형을 제안하였다. 첫째, 상호순환 모형은 이전 시점의 대인관계 스트레스가 높을수록 다음 시점의 우울이 높으며, 동시에 이전 시점의 우울이 심할수록 다음 시점의 대인관계 스트레스가 심할 것으로 가설화하였다. 둘째, 스트레스 노출모형은 이전 시점의 대인관계 스트레스가 심할수록 다음 시점의 우울이 심하고, 이전 시점의 우울은 다음 시점의 대인관계 스트레스와 관계가 없을 것으로 가설화 하였다. 셋째, 스트레스 생성모형은 이전 시점의 우울이 심할수록 다음 시점의 대인관계 스트레스가 심하고, 이전 시점의 대인관계 스트레스는 다음 시점의 우울과 관계가 없을 것으로 가설화 하였다. 구조모형 검증결과 상호순환 모형이 자료에 가장 적합한 것으로 나타나 최종 모형으로 채택 되었다.

대인관계 스트레스와 우울의 상호순환 모형이 남녀 간에 동일한 모형으로 사용될 수 있는지와 t-1 시점과 t 시점 간격에서의 구조관계가 t 시점과 t+1 시점 간격에서의 구조관계와 동일한지를 알아 본 결과 상호순환 모형은 남녀 간 및 종단적으로 동일성

을 갖는 것으로 검증되었다. 즉, 이전 시점의 대인관계 스트레스와 우울이 다음 시점의 대인관계 스트레스와 우울 각각에 대하여 갖는 안정성 효과를 통제하고서도, 두 변인이 서로에 대하여 유의한 교차지연 효과를 갖는다는 것이 2차 시점과 3차 시점의 간격, 3차 시점과 4차 시점의 간격, 4차 시점과 5차 시점의 간격 모두에서 반복되었다. 이 결과는 스트레스와 우울의 상호순환 모형을 지지하며, 또한 스트레스 노출모형, 스트레스 생성모형이 상호순환 모형에 내재되기 때문에 스트레스 노출모형, 스트레스 생성모형을 지지한다.

결국, 이 연구의 결과는 전통적으로 지지되어 오던 우울에 대한 스트레스 노출모형을 지지하였다. 게다가 Hammen(1991)이 스트레스 생성모형을 주장한 이후로 다수의 연구들이 스트레스 생성모형을 지지하는 결과를 보여주는 것과 마찬가지로(예, Cole et al, 2006) 한국의 청소년의 경우에도 스트레스 생성모형이 타당하다는 결과를 보여주었다. 스트레스와 우울이 서로 상호순환관계에 있다는 이 연구의 결과는 국내외의 연구결과들과 일치하는 결과이다. 예를 들어, Cole 등(2006)은 미국의 청소년들을 대상으로 하여 스트레스와 우울의 관계가 상호순환 관계에 있다는 것을 보여주었다. 국내에서는 김윤희, 권석만, 서수균(2008)이 초등학교생을 대상으로 하여 부정적 생활사건이 될 수 있는 또래관계 문제가 우울/불안과 상호순환 관계에 있다는 것을 보여주었다.

선행연구들과 일치하는 결과에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 측면에서 다음과 같은 의의를 가진다. 첫째, Hammen(1991)은 우울의 스트레스 형성의 효과가 가장 뚜렷하게 나타나는 생활사건의 영역이 대인관계 영역이라고 하였다. 이 연구는 그의 주장이 미국의 표집 이외에 다른 국가나 문화권의 표집에서도 일반화될 수 있다는 것을 보여주었다. 둘째, 김윤희, 권석만, 서수균(2008)이 초등학교생들을 대상으로 하여 또래관계문제가 우울/불안에 대한 효과가 우울/불안이 또래관계문제에 대하여 갖는 효과보다 더 크다는 것을 보여준 결과와 다르게, 본 연구는 청소년을 대상으로 하였을 때는 우울이 또래, 선생님과 관련된 대인관계 스트레스에 대하여 갖는 효과가 또래, 선생님과 관련된 대인관계 스트레스가 우울에 대하여 갖는 효과보다 다소 더 강할 수 있다는 것을 보여주었다. 이는 두 변인의 관계의 강도가 초등학교 시기와 청소년 시기에 따라 달라질 수 있음을 시사한다. 셋째, 이 연구는 가족과 같은 친밀한 관계가 아닌 선생님과 또래와 관련된 대인관계 스트레스를 개념화하고 이것이 우울에 대해서 보이는 관계가 성별 간 차이가 없다는 것을 보여주었다. 이 결과는 가족과 관련된 대

인관계 스트레스의 경우 우울에 대한 효과에서 성차를 보이지만 그 이외의 대인관계 스트레스는 우울에 대한 효과에서 성차를 보이지 않는다는 성인 표집의 연구결과(Kendler, Thornton과 Prescott, 2001)가 청소년의 경우에도 적용될 수 있다는 것을 보여주었다는 점에서 의의를 갖는다.

본 연구의 결과는 교육, 상담의 장면에서 다음과 같은 시사점을 갖는다. 첫째, 청소년의 대인관계 스트레스와 우울이 상호순환적으로 관계되어 있다는 이 연구의 결과는 우울한 청소년이 우울한 상태에서 벗어날 수 있도록 조력하고자하는 교사와 상담자에게 우울을 경감하고자 하는 주요 접근법인 인지치료, 합리적 정서적 행동 치료의 주장과 더불어 몇 가지 측면을 고려할 것을 제안한다. 인지치료나 합리적 정서적 행동 치료의 우울에 대한 주요 주장은 스트레스 사건에 대한 자동적 사고나 비합리적 신념을 적응적 사고나 신념으로 바꿀 수 있도록 도와야 한다는 주장을 한다. 그러나 본 연구의 결과는 우울한 증상 그 자체(예, 흥미나 활력 저하)나 우울한 사람들이 보이는 특징(부적절한 사회적 반응)으로 인하여 대인관계 스트레스가 형성 될 수 있고 이것이 다시 우울 반응으로 나타날 수 있음을 보여준다. 따라서 우울한 청소년 내담자가 상담을 신청할 경우 교사나 상담자는 이것이 대인관계 스트레스 사건에 대한 자동적 사고나 비합리적 신념에 대한 반응으로 나타나는 것인지, 아니면 계속되는 대인관계 스트레스 사건 → 우울 → 대인관계 스트레스 사건의 악순환으로 인한 우울 반응인지, 아니면 둘 모두인지를 잘 구별할 필요가 있을 것이다. 둘 모두가 포함된 경우에는 둘 모두에 대한 개입 방안을 마련하여야 할 것이다. 그리고 우울증상 그 자체로 인하여 대인관계 기술이 결손 되어 있을 경우에는 이를 보완할 수 있도록 청소년을 지도하거나, 아니면 그를 둘러싼 사회적 환경인 청소년들과 교사들이 우울한 청소년의 사회적 행동을 이해할 수 있도록 적절한 심리 교육적 개입을 마련하여 오해로 인한 대인관계 스트레스가 계속발생하지 않도록 도울 필요가 있다.

둘째, 이 연구의 결과가 보여주는 중요한 결과의 다른 측면은 대인관계 스트레스와 우울 그 자체가 다음 시점의 대인관계 스트레스와 우울에 대하여 갖는 효과가 상당할 정도로 강하다는 것이다. 한 시점의 대인관계 스트레스가 다음 시점의 대인관계 스트레스를 유의하게 예측한다는 것은 대인관계 스트레스를 경험하고 있는 상당수의 청소년이 계속해서 동일한 어려움을 경험하고 있다는 것을 의미한다. 따라서 청소년 상담자, 교사는 대인관계 스트레스를 경감시킬 수 있는 심리교육적 개입을 마련하여 소집

단으로 대인관계 문제를 해결하는데 도움이 될 수 있는 프로그램을 지속적으로 실시하는 것이 필요해 보인다. 더욱 적극적으로는 학교장이 학교의 문화가 학생들의 대인관계 스트레스를 형성하는데 관련되어 있는지 아닌지를 살펴보고(예, 보호감독적 문화는 학생들에게 소외감을 주는 것으로 알려져 있음) 학생들 간의 대인관계 스트레스 사건이 줄어들 수 있게 하는데 도움이 되는 학교의 문화를 형성하는 것이 도움이 될 것으로 보인다.

셋째, 이 연구에서 또 다른 중요한 결과는 한 시점의 우울증상이 대인관계 스트레스보다 다음 시점의 우울을 더 강하게 예측한다는 것이다. 그리고 우울과 우울의 관계는 대인관계 스트레스와 대인관계 스트레스의 관계보다 더 강한 것으로 보인다. 이는 우울을 경험하는 다수의 청소년들이 지속적으로 우울을 경험하고 있을 가능성을 시사한다. 정신과나 상담실을 찾는 것에 대한 낙인찍히는 효과 때문에 우울을 경험하고 있더라도 심리적 처치를 받는 것에 선뜻 용기를 내기 어려울 수 있다. 청소년기 우울이 이후의 대인관계 문제나 정서장애에 관련된다는 다른 연구자들의 지적(Fonagy et al., 2002)과 이 연구의 결과를 종합하면, 낙인찍히지 않고 우울에 대한 적절한 처치를 받을 수 있도록 환경을 조성하는 것이 시급해 보인다. 이러한 방법으로는 우울에 관련된 스트레스 사건의 유형에 따라 소규모 집단을 대상으로 하여 적절한 도움을 줄 수 있는 심리교육적 개입을 제공하는 것이 하나의 대안이 될 수 있을 것으로 보인다. 왜냐하면 독립적인 스트레스 사건(예, 부모의 질병, 상실)과 의존적인 스트레스 사건(교사와의 대인관계 갈등)에 대한 우울 반응은 그 형성과정이 차이가 있기 때문이다. 전자는 사회적 환경으로부터 지지와 격려를 필요로 한다면, 후자는 청소년 자신의 사고나 기술이 더 관련된 문제이기 때문이다.

선행연구들과 일치하는 본 연구의 결과와 의의에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 제한을 갖는다. 이 연구에서 설정된 모형이 자료에 적합하였지만, 이 모형이 청소년의 대인관계 스트레스와 우울의 관계를 설명하는 유일한 모형임을 뜻하지는 않는다. 이론적으로 우울에 관계되어 있을 것으로 기대되지만 이 연구에서 포함하지 않은 다른 변인들을 포함시키는 다른 모형 또한 마찬가지로 타당한 모형을 제공할 수 있다. 따라서 추후 연구는 우울에 대한 설명력을 높이기 위해서 이론적으로 기대되는 다른 변인들을 포함시켜 모형을 확장할 필요가 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 김윤희, 권석만, 서수균 (2008). 자기회귀 교차지연 모형을 적용한 또래관계 형성의 어려움과 우울/불안의 종단관계 연구. *한국청소년연구*, 제19권 제4호, pp. 57-79.
- 김영란, 이영호 (2009). 우울 증상과 사회적 기술이 스트레스 생활사건에 미치는 영향. *한국심리학회지: 임상*, 제28권 제1호, pp. 153-170.
- 오경자, 김은정, 하은혜 (1999). 임상적 우울집단과 준 임상 우울집단의 심리 사회적 특성 비교. *한국심리학회지: 임상*, 제18권 제1호, pp. 95-104.
- 조성진, 전홍진, 김무진, 김장규, 김선욱, 류인균, 조맹제 (2001). 한국 일 도시지역 청소년의 우울 증상 유병률과 관련요인에 대한 연구. *신경정신의학*, 제40권 제4호, pp. 627-639.
- 홍세희, 박민선, 김원정(2007). 인터넷 중독과 부모와의 의사소통 사이의 자기회귀 교차지연 효과 검증: 성별간 다집단 분석. *교육심리연구*. 제21권 제1호, pp. 129-143.
- American Psychiatric Association (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4th ed.). Washington, DC: Ahthor.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, Vol. 103, pp. 411-423.
- Arbuckle, J. L., & Wothke, W. (1999). *AMOS 4.0 user's guide*. Chicago: SmallWaters.
- Bollen, K. A.(1989). *Structural equation with latent variables*. New York: Wiley.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, Vol. 9 No. 2, pp. 233-255.
- Cole, D. A., Nolen-Hoeksema, S., Girgus, J., & Paul, G. (2006). Stress exposure and stress generation in child and adolescent depression: A latent trait-state-error approach to longitudinal analysis. *Journal of Abnormal Psychology*, Vol. 115, pp. 40-51.
- Coyne, J. C. (1976). Depression and the response of others. *Journal of Abnormal Psychology*, Vol. 85, pp.186-193.

- Farrell, A. D. (1994). Structural equation modeling with longitudinal data: Strategies for examining group differences and reciprocal relationships. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, Vol. 62*, pp. 477-487.
- Finkel, S. E. (1995). *Causal analysis with panel data*. California: SAGE.
- Fonagy, P., Target, M., Cottrell, D., Phillips, J., & Kurtz, Z. (2002). *What works for whom?: A critical review of treatment for children and adolescents*. New York: The Guilford Press.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis*. New Jersey: Pearson Prentice Hall.
- Hammen, C. (1991). Generation of stress in the course of unipolar depression. *Journal of Abnormal Psychology, Vol. 100*, pp. 555-561.
- Hammen, C. (2005). Stress and depression. *Annual Review of Clinical Psychology, Vol. 1*, pp. 293-319.
- Kendler, K. S., Thornton, T. M., & Prescott, C. A. (2001). Gender differences in the rates of exposure to stressful life events and sensitivity to their depressogenic effects. *American Journal of Psychiatry, Vol. 158*, pp. 587-593.
- Jöreskog, K. G. (2002). *Structural equation modeling with ordinal variable using LISREL*. Retrieved October, 2, 2008, from <http://www.ssicentral.com>.
- Little, T. D., Preacher, K. J., Selig, J. P., & Card, N. A. (2007). New developments in latent variable panel analysis of longitudinal data. *International Journal of Behavioral Developments, Vol. 31*, pp. 357-365.
- Mash, E. J., & Barkley, R. A. (2006). *Child Psychopathology*. 이현진, 박영신, 김혜리, 정명숙, 정현희 옮김. 아동정신병리. 서울: 시그마프레스.
- Mazure, C. M. (1998). Life stressor as risk factors in depression. *Clinical Psychology: Science and Practice, Vol. 5*, pp. 291-313.
- Nolen-Hoeksema, S., & Girgus, J. S. (1994). The emergence of gender differences in depression during adolescence. *Psychological Bulletin, Vol. 115*, pp. 424-443.
- Pitts, S. C., West, S. G., & Tein, J-Y. (1996). Longitudinal measurement models in evaluation research: Examining stability and change. *Evaluation and Program*

Planning, Vol. 19, pp. 333-350.

Rudolph, K. D. (2002). Gender differences in emotional responses to interpersonal stress during adolescents. *Journal of Adolescence Health*, Vol. 30, pp. 3-13.

Taris, T. W. (2002). *A primer in longitudinal data analysis*. Thousands Oaks, CA: Sage.

ABSTRACT

Exposure to Stress, Stress Generation, and Reciprocal Effects in Adolescent Stress and Depression : An Autoregressive Cross-Lagged Modeling Approach to Longitudinal Analysis

Choi, Hee-Cheol* · Kim, Oc-Jean **

This study examined the longitudinal reciprocal relationship between adolescents' interpersonal stress and depression. This study used the panel data of interpersonal stress and depression in the second, third, fourth, and fifth waves that were assessed by the Korean Adolescents Policy Research Institute. Autoregressive cross-lagged modeling tested the stress generation hypothesis, the stress exposure hypothesis, and the reciprocal effects hypothesis. Support emerged for the reciprocal effects model between interpersonal stress and depression since the fit with the data was better than both the stress generation model and the stress exposure model. Our results further indicated that interpersonal stress predicted subsequent levels of depression, and that depression predicted subsequent levels of interpersonal stress. These findings held for both boys and girls. The results do not necessarily contradict either the stress exposure model or the stress generation model because these models were nested within the parameters of the reciprocal effects model.

Key Words : interpersonal stress, depression, stress generation, adolescence
stress exposure

투고일 : 6월 15일, 심사일 : 7월 16일, 심사완료일 : 7월 16일

* Dankook University

** Luther University

