

남자 청소년의 성역할 갈등과 우울의 관계에 대한 자기은폐의 매개효과

최희철* · 김지현**

초 록

이 연구의 목적은 남성 성역할 갈등과 우울에 관계에 대한 자기은폐의 매개효과를 검증하는 것이었다. 남자 중학생 202명을 대상으로 남성 성역할 갈등과 우울의 관계에 대한 자기은폐의 매개효과를 구조방정식 모형 분석을 이용하여 검증하였다. 이 연구는 두 개의 독립변인과 하나의 종속변인을 포함하였기 때문에, 두 독립변인에서 종속변인으로의 경로가 각각 자기은폐에 의하여 완전 또는 부분 매개되는 것이 가능하며, 네 가지의 모형을 수립하였다. 이 네 개의 모형을 χ^2 difference 검증을 하여 적합한 모형을 선택하였다. 매개효과는 Bootstrap 절차를 이용하여 검증하였다. 그 결과 모형 2가 가장 적합하였다. 모형 2는 감정억제와 우울의 관계가 자기은폐에 의하여 완전 매개되고, 일·학교·가족관계 간의 갈등과 우울의 관계는 부분 매개되는 것으로 가정하였다. 검증 결과 감정억제와 우울의 관계에 대한 자기은폐의 매개효과는 통계적으로 유의하지 않았고, 일·학교·가족관계 간의 갈등과 우울의 관계에 대한 자기은폐의 매개효과는 유의하였다. 일·학교·가족관계 간의 갈등의 우울에 대한 직접 효과 또한 유의하였다. 이 결과가 남자 중학생 내담자를 대상으로 하는 상담 실제에 가지는 함의, 이 연구의 제한점, 추후 연구에 대한 제언이 논의되었다.

주제어 : 성역할 갈등, 성역할, 자기은폐, 우울, 중학생, 남성

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

** 홍익대학교

I. 서 론

남성의 문제에 관심을 쏟아온 많은 연구들은 남성 성역할과 심리적 건강(예, 우울, 자기 존중감)의 관계를 살폈다. 이 연구들은 상반되는 결과를 제시하였다. 일군의 연구들은 사회가 남성에게 적합하다고 규정하는 성역할들 중 일부(예, 도구성)가 남성의 심리적 건강(예, 자기 존중감)에 도움이 된다는 결과를 제시하였다(김지현, 최희철, 2007). 다른 연구들은 남성 역할의 어떤 측면들이 남성의 신체건강, 심리적 건강에 부정적인 영향을 끼치며, 배우자 등 중요한 타인에게 부정적 영향을 끼친다는 결과를 제시하였다(예, 김지현, 황옥경, 최희철, 2005; Breiding, Windle, & Smith, 2008). 예를 들어, 선행연구들은 남성 성역할의 부정적 측면인 성역할 갈등이 심할수록 더 우울하고 불안하며, 배우자는 결혼에 대한 덜 만족하고, 더 우울하다는 결과를 보여주었다(예, 김지현, 최희철, 2007; 김지현, 황옥경, 최희철, 2005; Blazina & Watkins, 1996; Breiding, Windle, & Smith, 2008). 최근까지 특히 많은 연구가 이루어진 영역은 성역할 갈등과 우울의 관계이다. 성역할 갈등과 심리적 건강의 관계에 관한 이제까지의 연구들을 종합한 O'Neil(2008)은 성역할 갈등과 우울의 관계를 조사한 27개의 연구를 확인하였다. 이 연구들은 미국, 영국, 한국, 일본 등에서 이루어졌고, 3개의 연구를 제외한 모든 연구에서 성역할 갈등이 심한 남성일수록 더 우울하다는 결과를 일관성 있게 제시하였다.

그러나 이 연구들은 두 가지 측면에서 보완될 필요가 있다. 첫째, 이 연구들의 대부분은 남자 대학생과 성인 남성들을 대상으로 하였다. 따라서 그 결과가 남자 청소년들의 경우에도 적용될 수 있는지에 관한 정보가 부족하다. 남자 청소년들이 성역할 갈등으로 인하여 얼마나 심리적 어려움을 경험하는지를 살핀 연구가 아직까지 많지 않은 것은 부분적으로 남자 청소년들의 성역할 갈등을 측정할 수 있는 도구(Blazina, Pisecco, & O'Neil, 2005)가 개발된 지 오래되지 않았기 때문이다. 둘째, 남성 성역할 갈등이 어떤 경로를 통해 우울에 영향을 미치는지에 대한 이해가 부족하다는 것이다. 한국에서는 김지현과 최희철(2007)이 성역할 갈등과 우울의 관계에 대한 자기존중감의 매개효과를 탐색한바 있지만, 이외에 매개효과를 탐색한 경험적 연구를 찾기는 쉽지 않다. 매개변인을 탐색하는 것은 청소년들의 심리적 건강을 향상시키도록 노력하

는데 중요한 정보를 제공하기 때문에 더 많은 연구를 할 필요가 있다. 예를 들어, 성역할 갈등과 우울의 관계를 매개하는 변인이 검증될 때, 남자 청소년들이 우울을 극복하도록 돕는데 관심이 있는 조력자들은(예, 청소년 상담사) 아동기에 형성되기 시작해서(Gottfredson, 1984), 청소년기동안 계속된 성역할 사회화를 통하여 획득된 성역할 갈등을(Blazina, Pisecco, & O'Neil, 2005) 변화시키려고 시도하기보다 비교적 변화를 이뤄내기 쉬운 매개변인(예, 자기은폐)을 변화시키는 것을 목표로 삼을 수 있다.

따라서 이 연구는 성역할 갈등의 심리적 건강에 대한 부정적 역할을 주장한 성역할 갈등이론(O'Neil, 2008)과 선행연구들의 주장에 기초하여 성역할 갈등과 우울의 관계에 대한 자기은폐의 매개효과를 검증하고자 한다. 구체적으로 이 연구는 다음의 선행이론과 선행연구의 결과에 기초한다. 첫째, 성역할 갈등이론, 성역할 긴장이론(O'Neil, 2008; Pleck, 1995)은 감정표현을 어려워하고, 일·학교·가족관계에서 일이나 학교에 지나치게 우선순위를 두는 상태 등을 뜻하는 성역할 갈등상태가(O'Neil, 2008) 인간으로서 기본욕구를 충족시키려는 것을 억압할 수 있기 때문에 성역할 갈등이 심한 남성들이 우울을 더 많이 경험할 수 있다고 주장하였다. 경험적 연구들은 이런 주장을 일관성 있게 지지하였다(김지현, 최희철, 2007; Good & Mintz, 1990; O'Neil, 2008). 둘째, 일부 연구자들은 남성 성역할(예, 성역할 갈등)로 인해 남성들은 자신에 대한 중요한 정보를 타인에게 숨기고 자기를 잘 드러내지 않다고 주장하였다. 그리고 이런 측면이 심리적 건강에 문제가 될 수 있다고 주장하였다(Good & Mintz, 1990; Jourard, 1971). 그러나 일부연구를 제외하면 성역할 갈등과 자기은폐의 관계를 살핀 연구는 제한적이다(Pederson & Vogel, 2007). 셋째, 심리적 건강에서의 자기은폐의 역할을 조명한 연구들은 개인들이 자기에 관한 불편한 감정(예, 스트레스 사건에 대한 부정적 감정), 자신에 대한 부정적인 생각(예, 난 쓸모없다)과 정보(예, 신체질병)를 숨기는 경향성을 자기은폐로 개념화 하고, 털어놓기와 질병의 관계 모형에 기초하여(Pennerbaker & Chew, 1985) 자기은폐가 심할수록 우울할 것으로 가정하였다(Larson & Chastain, 1993). 선행연구들은 자기은폐를 많이 할수록 우울하다는 결과를 제시하였다(e.g., Carmer, Gallant, & Langlois, 2005; Ichiyama, Colbert, Laramore, Heim, Carone, & Schmidt, 1993).

이 연구가 자기은폐를 매개변인으로 선택한 이유는 자기은폐가 심리적 건강과 부정적 관계를 보이는 한편, 심리적 어려움으로 인하여 전문가의 도움을 얻기 위한 의사

소통의 과정의 필수요소인 자기노출과 상반된다는 점에서 청소년 심리건강 조력전문가들에게 청소년의 부적응과 조력과정 자체에 대한 정보를 동시에 제공하기 때문이다. 또한 자기은폐 이외의 매개변인(예, 자기존중감)을 이 연구에 포함하여 복수의 매개변인들의 상대적 효과를 살필 수 있다. 그러나 아직까지 남자 청소년들을 대상으로 하여 성역할 갈등과 우울의 관계에 대한 매개변인을 살핀 연구가 국내외 모두에서 제한적이다. 따라서 이 연구는 성역할 갈등과 우울 사이의 단순한 선형관계를 넘어 좀 더 복잡한 관계를 이해하기 위한 초기연구로서 연구의 의미를 두고 단수의 매개변인을 설정하여 그 효과를 탐색하였다.

II. 이론적 배경

1. 성역할 갈등과 우울

우울을 만성적으로 경험하는 개인은 다양한 사회적, 심리적 영역에서 어려움을 경험한다. 우울한 학생들의 자살사고는 우울하지 않은 학생들에 비해 2.5배 더 높고, 자살 시도는 11배 더 높으며, 우울할 당시나 회복한 뒤에 대인관계에서 어려움을 겪는다(Fonagy et al., 2002). 그리고 청소년기에 우울을 경험하는 것은 성인이 되었을 때 정서장애를 경험할 가능성을 증가시킨다(Fonagy et al., 2002). 청소년기의 우울은 발생 비율(남 : 여=1 : 2), 우울의 원인 등(예, 남자 청소년은 자기비하와 관계된 우울, 여자 청소년은 대인관계와 관계된 우울)에서 남녀 성차가 나타난다. 이로 인해 연구자들은 성역할이 우울과 상당한 관계가 있다고 간주해왔다(Nolen-Hoeksema & Girgus, 1994).

남성과 여성 모두는 아동기 초기부터 각자의 생물학적 성에 적합하다고 사회가 규정하는 심리적 성(gender) 혹은 성역할을 학교와 가정 등에서 학습한다(Gottfredson, 1984). 성역할 사회화는 청소년기에도 계속되며, 많은 남자 청소년들은 사회화 과정에서 규범적이지만(즉, 성문화 되지 않았으나 따라야 할 것으로 기대되는 것) 역기능적일 수 있는 성역할을 학습한다(Blazina, Pisecco, & O'Neil, 2005). 성역할 사회화는 부분적으로 중요한 타인들이 자신들의 성역할 고정관념에 기초해서 남성에게 적합하다고

여겨지는 생각, 태도, 행동을 소년들이 보일 경우 강화하고, 여성에게 적합하다고 여겨지는 생각, 태도, 행동을 보일 경우 처벌하는 과정을 통해서 이루어진다. 많은 양육자들은 이 과정에서 경직된 성역할을 요구하며 그들의 아들이 적합한 남성으로 자라도록 돕고 있다고 믿는다(Pollack, 1999).

청소년들은 성역할 정체성을 발달시키는 과정에 있기 때문에 성역할 사회화 압력에 순응하기 마련이다(Marcotte, Alain, & Gosselin, 1999). 중학교 1, 2학년 정도가 되면 남자 청소년은 남성 성역할을 분명하게 보이면서 여자 청소년과 다르게 행동한다(Galambos, Almeida, & Petersen, 1990). 게다가 남성 역할(예, 도구성)이 여전히 여성 역할보다 더 높은 사회적 가치를 부여받기 때문에 남자 청소년은 남성적 고정관념을 모방하라는 사회적 압력을 받아들여 따르게 된다(Marcotte, Alain, & Gosselin, 1999). 이러한 성역할 사회화 과정에서 경직되고 제한적인 성역할(예, 가족의 부양)을 강하게 내면화 하여 진정한 자기의 일부분(예, 예술가가 되겠다는 바람)을 소외시키거나 타인의 욕구나 본성을 제한할 수 있는 역기능적인 성역할을 내면화 한 상태를 O'Neil(1981)은 성역할 갈등이라고 정의하였다.

O'Neil 등(1986)은 성인들을 대상으로 하여 성역할 갈등 구인이 경험적으로 타당한지를 검증하였다. 그들은 요인분석을 통하여 성공·권력·경쟁(예, “다른 사람과 경쟁을 하는 것이 성공에 이르는 최선의 방법이다”), 감정억제(예, “다른 사람들에게 내가 그들을 각별히 여긴다는 것을 말하기 힘들다”), 남성 간 애정행동 억제(예, “다른 남자와 사적으로 깊은 관계를 맺는 것이 불편하다”), 일과 가족관계 간의 갈등(예, “일이나 공부 때문에 여가 시간이나 가족들과의 시간을 충분히 갖지 못한다”)이라는 4개의 요인을 확인하였다. 그러나 아동기부터 성인기까지 성역할이 학습되고 경험되는 방식이 복잡하고 특이하기 때문에(O'Neil, Good, & Holmes, 1995), 이 척도를 청소년에게는 적용하는데 무리가 따른다.

Blazina, Pisecco와 O'Neil(2005)은 청소년기라는 발달적 단계를 고려하여 청소년들의 삶의 경험에 적합하면서 성역할 갈등의 정의와 일치하게 성역할 갈등 척도의 문항들을 개작하고, 성역할 갈등 구인이 청소년에게도 타당한지를 확인하였다. 그들은 두 개 요인에 교차 부하되거나 요인계수가 낮아 구인을 잘 측정하지 못하는 문항을 탈락시키고, 성인 대상의 연구결과와 유사하게 네 개 요인을 추출하였다. 각 요인은 남성 간 애정행동 억제, 감정억제, 일·학교·가족관계 간의 갈등, 성공과 성취에 대한 욕

구로 명명되었다. 청소년용 성역할 갈등 척도는 한국어으로 번안되었고, 확인적 요인 분석을 한 결과 4요인 구조가 한국의 남자 청소년의 경우에도 타당한 것으로 나타났다(Kim, Choi, Kim, & Park, in process).

지난 십여 년 동안 후기 청소년기에 있는 대학생들을 대상으로 하여 성역할 갈등과 우울의 관계를 살핀 연구들은 두 변인 간에 유의한 관계가 있다는 것을 보여주었다. Good과 Mintz(1990)는 대학생들을 대상으로 하여 성역할 갈등의 네 가지 하위변인 모두가 우울과 유의한 관계가 있다는 것을 보여주었다. 그러나 남자 대학생들을 대상으로 한 더 많은 연구에서 성공·권력·경쟁과 남성 간 애정행동 억제는 우울과 유의한 관계를 보이지 않았고, 감정억제와 일·가족관계 간의 갈등이 심할수록 우울하였고, 회귀분석 결과는 감정억제와 일·가족관계 간의 갈등이 상대적으로 우울을 더 강하게 예측하는 변인임을 보여주었다(e.g., Good, Robertson, Fitzgerald, Stevens, & Bartles, 1996; Sharpe & Heppner, 1991; Shepard, 2002; Tokar, Fischer, Schaub, & Moradi, 2000; Zamarripa, Wampold, & Gregory, 2003).

최근 연구자들은 성역할 갈등이 언제, 어떻게 해서 남성 혹은 남자 청소년에게 부정적인 영향을 미치는지에 대한 이론적 설명이 부족하기 때문에 매개변인을 탐색할 것을 제안하였다(Heppner & Heppner, 2008; O'Neil, 2008). Heppner(1995)는 매개관계들을 탐색하여 성역할 갈등과 심리적 부적응 사이의 좀 더 복잡한 관계들을 조사하는 것이 필요하다고 주장하였다. 그는 또한 성역할 갈등 척도의 타당성을 보여주는 증거가 충분하므로, 연구자들이 성역할 갈등의 하위요인들 각각을 사용하여 이 요인들이 심리적 건강에 대하여 구체적으로 어떤 역할을 하는지를 살필 것을 제안하였다. 본 연구는 이런 제안들을 반영하여, 남성 성역할에 관한 선행이론과 연구들의 검토를 통해 성역할갈등과 우울의 관계를 설명하는 잠재적 매개변인을 찾고 매개변인으로서의 효과를 검증하고자 한다.

2. 성역할 갈등과 우울의 관계에 대한 잠재적 매개변인: 자기은폐

자신이 신뢰하고 소중히 여기는 다른 사람에게 자기의 어떤 측면을 개방하는 것은 개방하는 개인에게 이익을 제공한다. 예를 들어, 다른 사람에게 자기의 생각과 감정

을 이야기 하는 사람은 자신의 처지나 상황을 알리게 되어 타인의 지지를 얻을 수 있다(Kilmartin, 2007). 타인이 제공하는 사회적 지지는 개인이 스트레스 때문에 경험할 수 있는 질병을 일으킬 확률을 낮춘다(Davison, Neale, & Kring, 2004). 그리고 한 사람이 자기를 개방하는 것에 맞춰 상대가 적절하게 자기를 개방할 경우 두 사람은 친밀한 관계를 형성하게 된다(Kilmartin, 2007). 이는 인간의 기본욕구인 소속의 욕구를 충족시킬 수 있다. 물론 자기에 관한 정보를 타인에게 노출할 때 대인관계에서 자신이 취약해지는 위험이 뒤따를 수 있지만(Kilmartin, 2007), 연구결과들은 자기를 개방하는 것이 심리적 건강에 도움이 된다는 증거를 제시하였다(Pennerbaker, 1995).

하지만 Larson과 Chastin(1993)은 일상에서의 관찰, 연구결과 등을 종합한 후 개인들이 자기노출과는 독립적으로 경우에 따라 자기에 관한 불편한 감정(예, 슬픔), 자기에 관한 강한 부정적인 생각(예, 난 형편없다)과 정보(예, 심각한 의학적 질병, 가족의 비밀)를 숨기는 경향이 있다고 주장하였다. 그들은 이러한 경향성을 자기은폐로 개념화 하고, 어떤 사람들은 다른 사람들에 비해 더 많이 숨기는 경향이 있다고 하였다. 이들은 털어놓기와 질병의 관계 모형(Pennerbaker & Chew, 1985)에 기초하여 자기은폐가 심할수록 우울할 것으로 가정하였다.

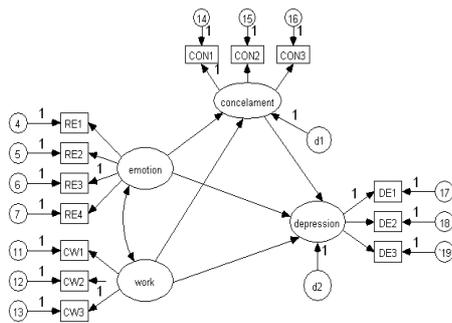
Larson과 Chastin(1993)은 자기은폐를 측정할 수 있는 문항들을 구성하였고, 이들을 자기노출척도(Self-Disclosure Index, Miller, Berg, & Archer, 1983)의 문항들과 함께 요인분석을 하고 가정대로 두 구인이 구별되는지 확인하였다. 요인분석 결과 두 구인은 구별되는 독립적인 구인으로 확인되었다. 그리고 자기은폐는 우울과 유의한 관계를 보였고, 개인이 경험한 외상사건, 외상의 고통, 사회적 지지가 우울에 대하여 갖는 영향력을 넘어 우울에 대하여 유의한 영향력을 보였다. 다수의 연구에서 자기은폐는 우울과 유의한 관계를 보였다(e.g., Carmer, Gallant, & Langlois, 2005; Ichiyama, Colbert, Laramore, Heim, Carone, & Schmidt, 1993). 청소년을 대상으로 한 연구에서 Frinjis, Finkenauer, Vermulst와 Engels(2005)는 자기은폐 척도를 수정하여 청소년이 자기에 관한 정보를 부모에게 숨기는 것이 많을수록 우울하다는 결과를 제시하였다. 그리고 그들은 1차 시점의 우울이 2차 시점의 우울에 대한 영향력을 제거한 뒤에도 1차 시점의 자기은폐가 우울을 유의하게 예측한다는 종단적 관계를 보여주었다. 이 결과들은 자기에 관한 부정적 정보를 적절한 누군가에게 드러내지 않고 숨길수록 우울 경향성이 높아짐을 보여주었다.

남성이 자기에 관하여 은폐하는 것과 관계가 있을 것으로 기대되는 변인의 하나는 남성 성역할이다. Jourard(1971)는 남성이 가질 수 있는 생각, 감정, 소망이 여성만큼 무한하나 남성 성역할이 남성의 내부 경험의 폭과 깊이를 제한하고, 진정한 자기의 여러 측면들을 자기와 타인 모두에게 숨기게 만든다고 제안하였다. 그는 또한 개인적으로 혹은 사회적으로 남성에게 적합하다고 여긴 남성 역할이 남성으로 하여금 강건하고, 목표 지향적이고, 성공을 추구하고, 정서적으로 무뎉뎉하게 보이도록 행동하게 요구한다고 제안하였다. Jourard가 말한 바와 같이 진정한 자기의 모습을 드러내는 것을 제한하는 남성 성역할의 측면들을 O'Neil(1981)은 성역할 갈등(예, 성공과 성취에 대한 욕구, 감정억제)으로 정의하였다.

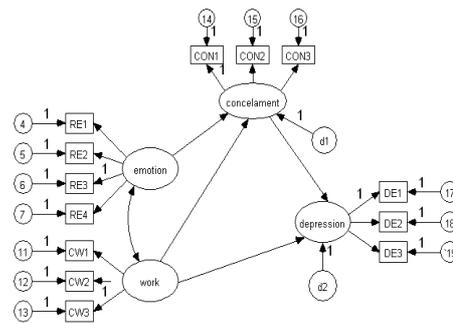
Jourard(1971)와 유사하게 최근의 연구자들은 성역할 갈등이 높을수록 자기노출을 덜하고, 자기은폐는 더 할 것으로 가정하였다(Pederson & Vogel, 2007). Jourard(1971)는 타인이 자기에게 위협이 될 수 있다고 믿는 남성은 자기를 있는 그대로 드러낼 경우 자신의 취약점이 드러나게 된다고 생각하고 비밀로 하거나 어떤 것을 숨길 수 있다고 하였다. 또한 성역할 갈등의 한 측면인 성공과 성취에 대한 욕구가 강한 남학생들은 중요한 학업정보를 다른 학생들과 나누지 않고, 경쟁자에게 노출될 경우 취약점이 될 수 있는 자기에 관한 정보를 숨길 수 있다. 감정표현을 제한하는 남자 청소년들은 불편한 감정이 생기더라도(예, 집단 따돌림으로 인한 상처, 슬픔) 남자답게 보이기 위해 그 감정을 숨길 가능성이 있다. 남성 간에 친밀한 행동을 제한하는 남자 청소년들은 동성친구와 시간을 오래 보내고 서로의 작업을 도우며 간접적으로 호감을 표출하더라도, “난 네가 좋아”와 같은 말과 같이 직접적으로 호감을 표출하는 것은 피할 것이다(Kilmartin, 2007; O'Neil, Good, & Holmes, 1995). 일·학교·가족 간의 갈등이 심한 남자 청소년들은 학업으로 인하여 여가를 갖지 못하고 가족과 함께 할 시간을 내지 못할 정도로 공부에 매달렸지만 그 결과가 좋지 못할 경우 그 결과에 대한 자신의 생각이나 감정 등을 친구나 부모에게 말하지 못하고 숨길 것이다. 이와 같이 성역할 갈등은 남성이 자기에 관한 정보를 개방하는 것을 피하게 만들거나 자신의 부정적인 측면을 감추게 하는 것과 관련이 있을 것으로 기대된다.

3. 연구의 가설 모형

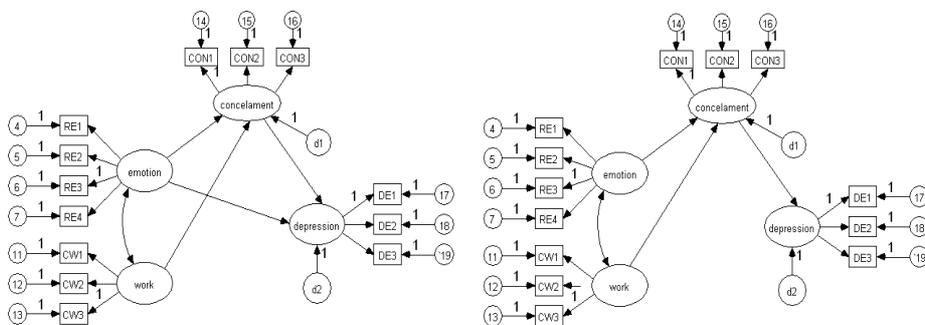
이 연구의 목적은 남자 청소년의 성역할 갈등과 우울의 관계에서 자기은폐가 매개변인의 역할을 하는지 검증하는 것이다. 먼저, 다수의 선행연구들의 결과에서 성취와 성공에 대한 욕구, 남성 간 애정행동 억제라는 성역할 갈등의 하위요인들은 우울과 유의한 상관을 보이지 않아, 매개변인에 의하여 매개될 효과가 없을 것으로 기대하였다(Baron & Kenny, 1986). 둘째, 다수의 선행연구들에서 감정억제와 일·학교·가족 관계 간의 갈등이 우울과 유의한 상관을 보여, 이 요인들과 우울의 관계는 매개변인에 의하여 매개될 효과가 있을 것으로 기대하였다(Baron & Kenny, 1986). 셋째, 선행연구들과 이론은 성역할 갈등이 자기은폐와 관계가 있을 것임을 보여주었다(Jourard, 1971; Pederson & Vogel, 2007). 연구자들은 감정억제와 일·학교·가족관계 간의 갈등이 자기은폐와 유의한 관계가 있을 것으로 기대하였다. 넷째, 선행연구들의 결과에(e.g., Carmer, Gallant, & Langlois, 2005)에 기초하여 자기은폐는 우울과 유의한 관계가 있을 것으로 기대하였다. 다섯째, 구조방정식 모형 분석을 통한 매개모형 검증 시 Holmbeck(1997)은 부분 매개모형, 완전 매개모형 순으로 검증하고, 두 모형을 비교하도록 제안하였다.



[그림 1] 모형 1



[그림 2] 모형 2



[그림 3] 모형 3

[그림 4] 모형 4.

주. emotion = 감정억제; work = 일·학교·가족관계 간의 갈등; concealment = 자기은폐; depression = 우울..

본 연구는 두 개의 독립변인과 하나의 종속변인을 포함하였고, 두 독립변인에서 종속변인으로의 경로가 각각 자기은폐로 인하여 완전 또는 부분 매개될 가능성이 있어, 네 가지의 모형 수립이 가능하다. 가설화 한 모형은 그림 1. 2. 3. 4와 같다. 모형 1은 독립변인에서 종속변인에 이르는 두 경로 모두가 자기은폐에 의하여 부분 매개되는 모형이다. 모형 2는 감정억제에서 우울에 이르는 경로는 자기은폐에 의해서 완전 매개되고, 일과 가족 관계의 갈등에서 우울에 이르는 경로는 부분 매개되는 모형이다. 모형 3은 감정억제에서 우울에 이르는 경로는 자기은폐에 의해서 부분 매개되고, 일과 가족 관계의 갈등에서 우울에 이르는 경로는 완전 매개되는 모형이다. 모형 4는 두 개의 경로 모두 완전 매개되는 모형이다.

Ⅲ. 방 법

1. 대상

서울의 중학교에 재학하고 있는 남자 청소년 208명이 임의표집 되어 이 연구에 참가하였다. 극단값을 보인 6명을 탈락시키고 202명의 자료를 최종분석에 사용하였다. 이들의 학년 분포는 1학년이 114명(56.46%), 2학년이 45명(22.3%), 3학년이 43명(21.3%)였다. 연령별 분포는 11세 3명(1.5%), 12세 57명(28.2%), 13세 68명(33.7%), 14세 43명(21.3%), 15세 28명(13.9%), 16세 3명(1.5%)였다. 연령의 평균은 13.22세 표준편차는 1.09세였다.

2. 도구

청소년용 성역할 갈등척도. 청소년 성역할 갈등척도(Gender Role Conflict Scale for Adolescents: GRCS-A; Blazina, Pisecco, & O'Neil, 2005)는 남자 청소년들이 자기와 타인에게 제한을 가하고, 평가절하 하거나 침해하는 것과 관계가 있는 남성 성역할의 부정적 측면을 측정한다. 이 척도는 29문항으로 구성되어 있고, Likert 식 6점 척도로 각 질문이 자신을 얼마나 잘 나타내고 있는가를 1(매우 동의하지 않는다)에서 6(매우 동의한다)까지에 선택하게 되어있다. Kim, Choi, Kim, Park(in process)은 이 척도가 한국에서 적용될 수 있는지 검증하였다. 그들은 번역과 역번역의 과정을 거쳐 영어문항과 한글문항의 동등성을 검증하였다. 확인적 요인분석을 한 결과 이 척도가 원척도와 마찬가지로 4요인 구조로 구성되어 있음을 확인하였다. 또한 이론적으로 관계가 있을 것으로 기대되는 변인들과 상관관계를 살핀 결과 한국어 성역할 검사의 남성성 척도와 유의한 관계를 보이지 않았고, 자기존중감과 부적상관을 보이는 등 기대되는 결과를 얻었다. 그들은 4개의 요인을 원척도와 마찬가지로 남성 간 애정억제, 감정억제, 일·학교·가족 간의 갈등, 성공과 성취에 대한 욕구로 명명하였다. 하위척도의 내적 합치도는 각각 .65, .78, .72, .70 이었다.

자기은폐. 자기은폐는 Larson과 Chastin(1990)가 개발하고 신연희와 안현의(2005)가 한국어로 번안한 척도를 사용하여 측정되었다. 이 척도는 10개의 문항으로 구성되어 있다. 이 척도는 타인에게 자기에 관한 개인적 정보를 적극적으로 숨기려는 경향성을 측정한다. 이 척도는 Likert 식 5점 척도로 각 질문에 대해 자신을 얼마나 잘 드러내지 않는가를 1(매우 동의하지 않는다)에서 5(매우 동의한다)까지에 선택하게 되어 있다. 이 척도는 점수가 높을수록 자기은폐가 높다는 것을 나타낸다. 이 연구에서 이 척도의 내적일치도는 .86이었다. 잠재변인의 관찰변인을 구성하기 위하여 Russel, Kahn, Spoth, and Altmaier(1998)의 권고에 따라 세 개의 묶음점수를 구성하였다.

우울. 우울은 BDI(Beck, 1967)의 척도를 이영호와 송종용(1991)이 번안하여 타당화한 척도를 사용하여 측정되었다. 이 척도는 지난주 동안 경험한 우울 증상들의 심각성을 측정하는 21개의 문항들로 구성되어 있다. 이 척도는 4점 척도에 응답하도록 구성되어 있고, 점수의 범위는 0에서 63점까지 가능하며, 점수가 높을수록 우울증상이 심각하다는 것을 나타낸다. 이 연구에서 우울척도의 내적일치도는 .88이었다.

IV. 결 과

1. 변인들의 단순상관

표 1에 이 연구의 독립변인, 매개변인, 종속변인의 측정변인의 수준에서 구한 단순상관계수를 제시하였다. 연구자들은 첫째, 청소년의 성취와 성공에 대한 욕구, 남성 간 애정행동 억제는 우울과 유의한 상관이 없을 것으로 가설화하였다. 표 1에 제시한 결과는 이 가설을 지지하였다. 이는 성취와 성공에 대한 욕구, 남성 간 애정행동 억제와 우울의 관계에서 매개될 효과가 없을 것이라는 가설을 지지한다. 둘째 연구자들은 감정억제와 일·학교·가족관계 간의 갈등이 우울과 유의한 상관이 있을 것으로 가설화하였다. 표 1에 제시한 결과는 이 가설을 지지하였다. 이는 감정억제와 일·학교·가족관계 간의 갈등이 우울과의 관계에서 매개될 효과가 있다는 것을 의미한다. 셋째, 연구자들은 감정억제와 일·학교·가족관계 간의 갈등이 자기은폐와 유의한 상

관이 있을 것으로 가설화하였다. 표 1에 제시한 결과는 이 가설을 지지하였다. 넷째, 연구자들은 자기은폐가 우울과 유의한 상관이 있을 것이라고 가설화하였다. 표 1에 제시한 결과는 이 가설을 지지하였다.

<표 1> 우울, 자기은폐, 성역할 갈등 간의 상관, 평균 및 표준편차

	우울	자기 은폐	남성 간 애정 행동억제	감정 억제	일·학교·가족관계 간의 갈등	성취 욕구
자기은폐	.32**					
남성 간 애정행동 억제	.12	.16*				
감정억제	.25**	.38**	.52**			
일·학교·가족관계 간의 갈등	.30**	.37**	.28**	.36**		
성취욕구	.02	.09	.27**	.21**	.34**	
평균	10.54	27.73	18.77	28.70	19.26	26.54
표준편차	8.29	8.48	6.04	7.32	5.35	5.86

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

2. 측정변인의 구성과 측정변인의 상관, 왜도, 첨도

Anderson과 Gerbing(1988)은 구조모형을 검증하기 전에 구인들이 타당한지 알아보기 위하여 측정모형을 검증할 것을 제안하였다. 이를 위해 각 구인들을 측정하는 개개 문항들을 묶어 잠재변인의 측정변수를 먼저 구성하였다. 각 척도의 개개 문항을 측정변수로 사용하면 추정해야 할 미지수의 개수가 지나치게 늘어나¹⁾ 많은 사례수를

1) 각 구인의 개별 문항을 그대로 사용할 경우 측정모형에서 추정하여야 할 미지수의 개수는 135개이다. Bentler와 Chou(1987)는 필요한 사례수를 추정해야 할 미지수 1개당 5사례로 권장한다. 이 경우에도 개별문항을 측정변수로 사용할 경우 너무 많은 사례를 필요로 한다. 이 연구에서는 개별문항들을 묶음점으로 구성하여 추정하여야 할 미지수가 53개로 줄어들어 Bentler와 Chou(1987)가 제안한 기준대로라면 265사례를 필요로 하여 이 연구의 202사례는 다소 미흡하다. 한편 추정 방법을 고려할 때 Maximum likelihood estimation의 경우 권고되는 사례수가 200사례 이상이고, 요인계수가 보통 이상일 경우(이 연구에서는 최소 .53 이상임) 200사례 정도이면 충분하다(Hair et al., 2006). 이런 제한들을 종합하면 이 연구의 202사례는 적절한 것으로 간주할 수 있다. 더군다나 구조모형에서는 모형에 따라 추정하여야 할 미지수의 수가 30에서 32개 사이로 필요한 사례수가 150에서 160 정도이므로 이 연구의 202 사례는 적절한 것으로 간주할 수 있다.

요구하고, maximum likelihood estimation 방법의 기본조건인 다변량 정상성을 기대하기 어렵다. 이런 한계를 극복하기 위하여 연구자들은 문항점수들을 합한 측정변수(item parcel)를 구성한다(배병렬, 2004). 연구자들은 연구방법론자들의 제안을 따라 6개의 잠재변인 각각에 대하여 추출요인의 개수를 한 개로 지정하고 탐색적 요인분석을 하여 요인계수를 구하였다. 그런 다음 각 묶음점수의 잠재변인에 대한 요인계수가 동일해지도록 하기 위하여 개별문항의 요인계수의 순위에 기초하여 각 묶음점수에 할당하였다. 예를 들어, 자기은폐의 경우 첫 번째 측정변수에 1순위, 6순위, 8순위, 10순위, 두 번째 측정변수에 2순위, 4순위, 9순위, 세 번째 측정변수에 3순위, 5순위, 7순위 문항을 할당하였다(Russell, Kahn, Spoth, & Altmaier, 1998).

표 2에 잠재변인에 대한 측정변인으로 선택된 19 관찰변인들의 평균, 표준편차와 관찰변인들 간의 상관계수들을 제시하였다. 각 측정변인들에 대한 왜도와 첨도는 0에 가까울수록 좋다는 기준을 충족하고 있다(Heppner & Heppner, 2004). 그리고 각 변인 원점수를 z 점수로 변환 한 후 그 값이 3.29 이상인 경우 극단치로 간주하고 총 6사례를 제거하였다(Tabachnick & Fidell, 2001).

<표 2> 관찰변수들의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도 및 변인들 간의 단순 상관

	DE1	DE2	DE3	CON1	CON2	CON3	RA1	RA2	RA3	RE1	RE2	RE3	RE4	CW1	CW2	CW3	NS1	NS2	NS3	
DE1																				
DE2	.73**																			
DE3	.74**	.72**																		
CON1	.28**	.22**	.23**																	
CON2	.34**	.27**	.29**	.72**																
CON3	.27**	.16*	.22**	.68**	.69**															
RA1	-.04	.04	-.08	.11	.06	.06														
RA2	.06	.04	.09	.17*	.132	.17*	.42**													
RA3	.17*	.22**	.18*	.10	.122	.09	.32**	.42**												
RE1	.13	.15*	.093	.15*	.16*	.16*	.37**	.26**	.34**											
RE2	.23**	.18**	.20**	.34**	.34**	.38**	.26**	.25**	.42**	.45**										
RE3	.15*	.18**	.106	.20**	.22**	.30**	.28**	.22**	.34**	.37**	.49**									
RE4	.17*	.23**	.26**	.29**	.30**	.26**	.27**	.25**	.36**	.40**	.48**	.43**								
CW1	.16*	.07	.08	.24**	.24**	.26**	.19**	.26**	.17*	.13	.24**	.28**	.16*							
CW2	.25**	.15*	.11	.22**	.20**	.16*	.16*	.17*	.17*	.18*	.30**	.22**	.13	.33**						
CW3	.42**	.34**	.28**	.31**	.34**	.30**	.07	.16*	.16*	.20**	.23**	.19**	.25**	.42**	.40**					
NS1	.13	.08	.11	.17*	.121	.12	.13	.18*	.29**	.15*	.27**	.23**	.13	.17*	.34**	.35**				
NS2	-.02	-.10	-.04	.04	.089	-.06	.05	.11	.14	.01	.09	.06	.05	.10	.22**	.23**	.42**			
NS3	-.07	-.02	-.06	-.02	.043	-.05	.10	.13	.25**	.01	.15*	.19**	.10	.05	.24**	.11	.46**	.46**		
평균	3.47	3.21	3.87	8.20	10.90	8.62	5.61	5.09	8.07	6.31	6.15	9.32	6.92	6.08	6.51	6.67	11.7	7.80	7.00	
표준편차	3.13	3.05	2.96	2.94	3.53	3.03	2.42	2.28	3.14	2.15	2.34	2.85	2.26	2.27	2.38	2.32	2.88	2.19	2.30	
왜도	1.01	1.14	.66	.16	.09	-.02	.29	.39	.26	-.15	.010	-.10	-.17	.30	.15	.01	-.04	-.31	.13	
첨도	.75	.83	-.10	-.40	-.10	-.58	-.55	-.35	-.29	-.28	-.65	-.24	-.09	-.05	-.47	-.32	-.22	-.05	-.61	

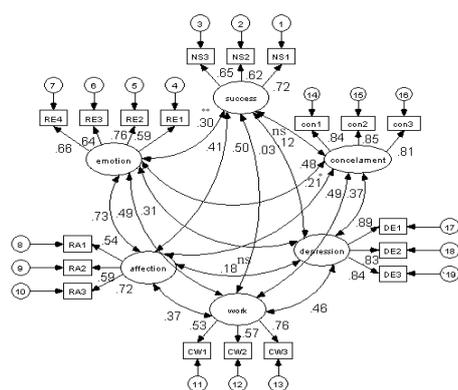
주. DE1 - 3 = 우울; CON1 - 3 = 자기은폐; RA1 - 3 = 남성 간 애정행동 억제; RE1 - 4 = 감정억제; CW1 - 3 = 일-학습-가족관계 간의 갈등; NS1 - 3 = 성공과 성취에 대한 욕구. * p < .05. ** p < .01

3. 모형 평가

이 연구에서 제안한 모형에 대한 적합도 평가는 Anderson et al., (2006)이 제안한 기준에 기초해 해석하였다. Anderson et al., (2006)은 사례수와 측정변인의 수를 동시에 고려한 적합도 기준을 제안하였다. Anderson 등(2006)은 사례수가 250미만이고, 측정변인의 수가 12개에서 30개 사이일 때 TLI(.95 이상), CFI(.95 이상), RMSEA(.08 미만)을 받아들일 수 있는 기준으로 제안하였다.

4. 측정모형

측정모형은 그림 1과 같다. 측정모형 검증 결과 $\chi^2(137, N = 202) = 195.72, p < .01$, TLI = .95, CFI = .96, RMSEA = .05(90% 신뢰구간 [CI] = .03, .06)였다. 이는 측정모형이 자료에 적합하다는 것을 나타낸다. 표준화된 요인계수, 잠재변인 간의 상관계수는 그림 2와 같다. 잠재변인들에 대한 모든 측정변인의 요인계수는 통계적으로 유의하였다($p < .001$; 단, 1로 고정된 요인계수는 제외). 이는 잠재변인들이 각각의 측정변인들에 의해서 타당하게 측정되고 있음을 뜻한다. 잠재변인들 간의 상관관계를 보면 성공과 성취에 대한 욕구와 우울의 관계($r = .02, p > .05$), 성공과 성취에 대한 욕구와 자기은폐의 관계($r = .11, p > .05$)는 유의하지 않았다. 남성 간 애정억제와 우울의 관계($r = .17, p > .05$)는 유의하지 않았다. 이 결과들은 매개할 효과가 없다는 것을 의미하므로, 성공과 성취에 대한 욕구와 남성간 애정행동 억제를 구조모형에서 제외하였다.



[그림 5] 측정모형

사각형은 측정변수를, 타원은 잠재변인을, 작은 원은 측정오차를 뜻함. success = 성공과 성취에 대한 욕구; emotion = 감정억제; affection = 남성 간 애정행동 억제; work = 일·학교·가족관계 간의 갈등; concealment = 자기은폐; depression = 우울. 측정변인의 잠재변인에 대한 경로계수가 1로 고정된 변인: RE4, CON1, RA3, CW3, NS3, DE1. * $p < .05$; ** $p < .01$; 유의도 수준을 표기하지 않은 모든 다른 경로: $p < .001$. ns = 유의하지 않음.

5. 구조모형

구조모형(그림 2)은 Amos 5.0을 이용하여 최대우도추정 방법으로 검증되었다. 그 결과를 표 3에 제시하였다. 모형 1(두 개의 독립변인 모두 부분매개 되는 모형)을 검증한 결과, $\chi^2(59, N = 202) = 73.01, p > .05, TLI = .98, CFI = .99, RMSEA = .03(90\% \text{ 신뢰구간 } [CI] = .00, .06)$ 였다. 이는 모형이 자료에 적합하다는 결과이다. 감정억제와 일과 가족관계 간의 갈등의 자기은폐에 대한 경로계수는 유의하였고(각각 $\beta = .32, p < .01$; $\beta = .34, p < .01$), 자기은폐의 우울에 대한 경로계수는 유의하지 않았다($\beta = .17, p > .05$). 감정억제의 우울에 대한 경로계수는 유의하지 않았고($\beta = .07, p = .05$), 일과 가족관계 간의 갈등의 우울에 대한 경로계수는 유의하였다($\beta = .34, p < .01$).

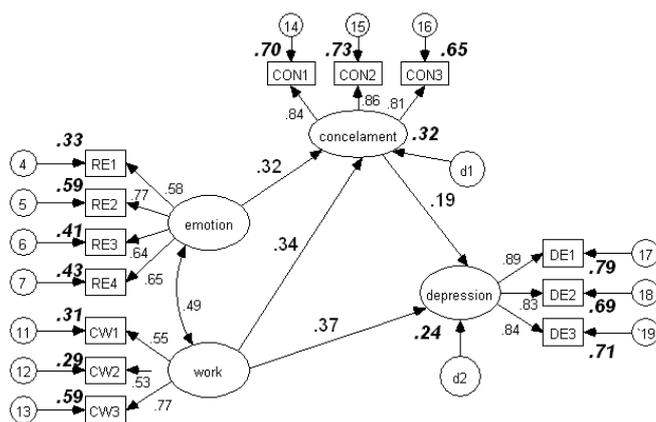
모형 2(감정억제와 우울간의 경로는 완전 매개되고, 일과 가족관계 간의 갈등은 부분 매개되는 모형)을 검증한 결과, $\chi^2(60, N = 202) = 73.42, p > .05, TLI = .98, CFI = .99, RMSEA = .03(90\% \text{ 신뢰구간 } [CI] = .00, .06)$ 였다. 이는 모형이 자료에 적합하다 결과이다. 감정억제와 일과 가족관계 간의 갈등의 자기은폐에 대한 경로계수는 각각 유의하였고(각각 $\beta = .32, p < .01$; $\beta = .34, p < .01$), 자기은폐의 우울에 대한 경로계수도 유의하였다($\beta = .19, p < .05$). 일과 가족관계 간의 갈등의 우울에 대한 경로계수도 유의하였다($\beta = .37, p < .01$). 모형 2는 모형 1에 내재되므로 χ^2 difference 검증을 하였다. 그 결과 χ^2 difference (1, N = 202) = 0.3, $p > .05$ 로 유의하지 않아, 더 간명한 모형 2를 선택하였다.

<표 3> 구조모형 검증 결과

모형	χ^2	df	모형비교	$\Delta \chi^2 (df)$	TLI	CFI	RMSEA
1. 모형1	73.01	59			.98	.99	.03
2. 모형2(최종모형)	73.42	60	1 대 2	0.3(1)	.99	.99	.03
3. 모형3	81.55	60	1 대 3	8.54(1)**	.97	.98	.04
3. 모형4	85.58	61	1 대 4	12.6(2)**	.97	.98	.04
			2 대 4	12.2(1)**			
			3 대 4	4.03(1)**			

주. N = 202. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

모형 3(감정억제와 우울간의 경로는 부분 매개되고, 일과 가족관계 간의 갈등은 완전 매개되는 모형)을 검증한 결과, $\chi^2(60, N = 202) = 81.55, p < .05, TLI = .97, CFI = .98, RMSEA = .04(90\% \text{ 신뢰구간 } [CI] = .01, .06)$ 였다. 이는 모형 3이 자료에 적합하다는 결과이다. 감정억제와 일과 가족관계 간의 갈등의 자기은폐에 대한 경로계수는 각각 유의하였고($\beta = .30, p < .01$; $\beta = .35, p < .01$), 자기은폐의 우울에 대한 경로계수는 유의하였다($\beta = .28, p < .01$). 감정억제의 우울에 대한 경로계수는 유의하였다($\beta = .19, p < .05$). 모형 3은 모형 1에 내재되므로 $\chi^2_{\text{difference}}(1, N = 202) = 8.54, p < .01$ 로 유의하여 모형1이 자료에 더 적합하다는 것을 나타내었다.



[그림 6] 최종모형 검증 결과

굵고 이탤릭인 글씨는 설명변량, 작은 글씨는 경로계수와 상관계수를 나타냄. emotion = 감정 억제; work = 일과 가족 관계 간의 갈등; concealment = 자기은폐; depression = 우울.

모형 4(감정억제와 우울간의 경로, 일과 가족관계 간의 갈등과 우울 간의 경로 모두 완전 매개되는 모형)를 검증한 결과, $\chi^2(61, N = 202) = 85.58, p = .02, TLI = .97, CFI = .98, RMSEA = .04(90\% \text{ 신뢰구간 } [CI] = .02, .07)$ 였다. 이는 모형 4가 자료에 적합하다는 결과이다. 감정억제와 일과 가족관계 간의 갈등의 자기은폐에 대한 경로계수는 각각 유의하였고($\beta = .31, p < .01$; $\beta = .35, p < .01$), 자기은폐의 우

울에 대한 경로계수는 유의하였다($\beta = .39, p < .001$). 모형 4는 모형 1, 2, 3 모두에 내재되기 때문에 이들 각각에 대한 $\chi^2_{\text{difference}}$ 검증을 하였다. 모형1과 모형 4를 비교한 결과 $\chi^2_{\text{difference}} (2, N = 202) = 12.6, p < .01$ 로 유의하여 모형1이 자료에 더 적합하다는 것을 나타내었다. 모형2와 모형 4를 비교한 결과 $\chi^2_{\text{difference}} (1, N = 202) = 12.2, p < .01$ 로 유의하여 모형 2가 자료에 더 적합하다는 것을 나타내었다. 모형 3과 모형 4를 비교한 결과 $\chi^2_{\text{difference}} (1, N = 202) = 4.03, p < .01$ 로 유의하여 모형 3이 자료에 더 적합하다는 것을 나타내었다. 결국 $\chi^2_{\text{difference}}$ 검증은 모형 2가 간명하면서 자료에 가장 적합하다는 것을 보여준다. $\chi^2_{\text{difference}}$ 검증 또한 표집의 크기에 민감하므로, 나머지 적합도 지수인 TLI, CFI, RMSEA를 비교하여보면 모형 2가 근소한 차이로 다른 모형보다 자료에 더 적합한 것을 보여주므로 모형 2를 최종 모형으로 선택하였다. 그림 6에 최종모형으로 선택된 모형 2의 추정치들을 제시하였다.

6. 매개효과의 크기

매개효과의 크기는 독립변인에서 매개변인으로 이르는 경로계수와 매개변인에서 종속변인으로 이르는 경로계수를 곱하여 구하였다. 감정억제의 자기은폐를 통한 우울에 대한 매개효과는 $.061(.32 \times .19)$ 이고, 일과 가족관계 간의 갈등이 자기은폐를 통한 우울에 대한 매개효과는 $.065(.34 \times .19)$ 였다. 매개효과의 유의도 검증을 위하여 Shrout와 Bolger(2002)가 제안대로 Amos 5.0(Arbuckle, 2003)을 이용하여 bootstrap 분석을 하였다. Bootstrap 절차는 먼저, 이 연구의 표집에서 무선표집을 1000번 반복하여 1000개의 표집을 추출하고, 둘째, 1000개의 표집에 대한 구조방정식 분석을 하여 각 경로계수에 대한 1000개의 추정치를 구하고, 셋째, 1000개의 추정치를 사용하여 감정억제와 일·학교·가족관계의 갈등에서 자기은폐를 통한 우울에 이르는 매개효과의 추정치를 계산한다. 이것은 감정억제와 일·학교·가족관계의 갈등에서 자기은폐를 통한 경로 각각과 자기은폐에서 우울에 이르는 경로의 짝을 각각 곱하여서 구해진다. 마지막으로 매개효과의 추정치에 대한 95% 신뢰구간이 영을 포함하지 않으면 .05 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 결론을 내린다(Shrout & Bolger, 2002). 표 3에서 감정억제의 자기은폐를 통한 우울에 대한 매개효과의 신뢰구간을

보면 영을 포함하고 있어서 감정억제가 자기은폐를 매개한 우울에 대한 효과가 유의하지 않았다. 그러나 일·학교·가족관계 간의 갈등이 자기은폐를 매개한 우울에 대한 효과의 신뢰구간은 영을 포함하지 않아 매개효과가 유의한 것으로 나타났다.

<표 4> 매개효과의 검증

독립변인	매개변인	종속변인	β 표준화된 간접효과	B 평균 간접효과	평균의 표준 오차	평균 간접효과의 95% 신뢰구간
감정억제	자기은폐	우울	$.32 \times .19 = .061$.091	.063	-.002, .251
일·학교·가족 관계 간의 갈등	자기은폐	우울	$.34 \times .19 = .065^*$.098	.055	.001, .259

* $p < .05$

V. 논 의

이 연구의 목적은 남자 청소년들이 보이는 성역할 갈등과 우울의 관계에 대한 자기은폐의 매개변인으로서의 역할을 검증하는 데 있었다. 선행이론과 연구에 기초하여 구조모형을 수립하고, 구조모형을 검증하기 전에 이 연구의 구인들이 타당한지 알아보기 위하여 측정모형을 검증하였다(Anderson & Gerbing, 1984). 측정모형 검증 결과는 성역할 갈등의 4개 하위요인(성공과 성취에 대한 욕구, 감정억제, 남성 간 애정행동 억제, 일·학교·가족 관계 간의 갈등), 자기은폐, 우울이 측정변인들에 의하여 타당하게 측정되고 있음을 보여주었다. 측정모형 검증에서 구해진 잠재변인들 사이의 상관관계는 성취와 성공에 대한 욕구와 남성 간 애정행동 억제가 우울과 유의한 관계를 보이지 않아 매개될 효과가 없다는 연구의 가설을 지지하였다. 그리고 감정억제와 일·학교·가족관계 간의 갈등은 우울과 유의한 관계를 보여 매개될 효과가 있을 것이라는 이 연구의 가설을 지지하였다. 이 연구의 결과들은 선행연구들에서 나타난 결과들과(i.e., Kim, Choi, Kim, Park, in process; Good, Robertson, Fitzgerald, Stevens, & Bartles, 1996; Sharpe & Heppner, 1991) 일치한다.

구조모형은 선행이론과 연구결과들에 기초하여 수립되었다. 구조방정식 모형 분석을 통한 매개모형을 검증할 때 Holmbeck(1997)은 부분 매개모형을 검증한 뒤 완전 매개모형을 검증하고, 두 모형을 비교할 것을 제안하였다. 이 제안에 따라 이 연구는 두 개의 독립변인들과 하나의 종속변인 사이의 두 경로가 자기은폐에 의하여 둘 모두 부분 매개되는 모형, 둘 중 하나는 완전 매개되고 나머지 하나는 부분 매개되는 두 가지 경우의 모형, 둘 모두가 완전 매개되는 네 가지 모형을 구성하였다(그림 1, 2, 3, 4, 참조). 구조모형 검증결과 모형 2가 최종 모형으로 채택 되었다. Bootstrap 절차에 의하여 매개효과를 검증한 결과 감정억제와 우울의 관계에 대한 자기은폐의 매개효과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 이 결과가 감정억제와 자기은폐 사이의 유의한 관계, 자기은폐와 우울 사이의 유의한 관계를 부정하는 것은 아니다. 단지 감정억제가 자기은폐를 매개하여 우울에 미치는 간접효과 통계적으로 유의할 정도의 크기가 아니라는 것을 말할 뿐, 개개 경로계수가 의미없다는 것을 뜻하는 것으로 아니므로 연구자들은 모형 2를 최종모형으로 채택하였다.

구조모형의 검증 결과를 살펴보면 첫째, 감정억제와 일·학교·가족관계 간의 갈등은 자기은폐를 유의하게 예측하였다. 이 결과는 이 연구의 가설을 지지하였다. 둘째, 일·학교·가족관계 간의 갈등이 우울에 대하여 갖는 영향력을 통제한 뒤에도 자기은폐는 우울을 유의하게 예측하였다. 이 결과는 이 연구의 가설을 지지하며, 자기은폐와 우울 사이에 의미있는 관계가 있다는 선행연구결과들과 일치한다(e.g., Carmer, Gallant, & Langlois, 2005; Ichiyama, Colbert, Laramore, Heim, Carone, & Schmidt, 1993). 셋째, 구조모형의 적합도와 매개효과와 검증 결과는 감정억제와 우울의 관계가 자기은폐에 의해 완전 매개된다는 결과를 보여주었다. 그러나 Bootstrap 절차를 거쳐 그 효과를 검증하였을 때 95% 신뢰구간에서 영을 포함하여 매개효과가 유의하지 않은 것으로 나타났고, 감정억제는 우울을 직접적으로 예측하지 못하였다. 그러나 일·학교·가족관계 간의 갈등과 우울 사이의 관계는 자기은폐에 의해 부분 매개됨을 보였다. 이 결과들은 자기은폐가 성역할 갈등과 우울의 관계를 매개할 것이라는 이 연구의 가설을 부분적으로 지지하는 것이다. 결국 구조모형의 검증 결과는 감정억제가 자기은폐를 매개한 우울에 대한 효과가 통계적으로 의미가 없다는 것을 보여주었다. 적어도 이는 감정억제가 심한 개인들이 우울을 경험할 때 자기은폐의 정도를 변화시키려는 개입전략이 효율적이지 못할 수도 있음을 시사한다. 그러나 이 결과는 이 연

구에서만 한정된 것이어서 이 연구가 다른 연구에서도 동일한 결과를 얻을 수 있는지에 대한 보완적인 탐색이 필요해 보인다. 반면 일·학교·가족관계 간의 갈등은 우울에 대하여 통계적으로 유의한 직접효과와 간접효과를 모두 보였다. 적어도 이는 남자 청소년들이 일·학교·가족관계 간의 갈등이 심해서 우울할 때 일·학교·가족관계 간의 갈등과 자기은폐 둘 모두를 변화시키려는 개입전략이 효율적일 수 있음을 제안한다. 이 결과 또한 이 연구에서만 한정된 것이어서 이 연구의 결과가 다른 연구에서도 동일한 결과를 얻을 수 있을지에 대한 보완적인 탐색이 필요해 보인다.

이 연구의 결과를 기초로 한 의의는 다음과 같다. 첫째, 이 연구는 중학교에 재학 중인 남자 청소년들의 성역할 갈등과 자기은폐, 우울의 관계를 국내외 모두를 포함해 처음으로 살폈다는 점에서 의의를 갖는다. 둘째, 이 연구는 구조방정식 모형을 분석을 통하여 잠재변인의 수준에서 성역할 갈등 구인의 하위요인인 성공과 성취에 대한 욕구, 남성 간 애정억제와 우울의 관계가 관찰변인을 사용하였을 때와 마찬가지로 유의한 관계를 보이지 않는다는 결과를 제시하였다는 점에서 의의를 갖는다. 이런 결과와 선행연구들에서 성공과 성취에 대한 욕구와 남성 간 애정억제가 감정억제, 일·학교·가족 관계 간의 갈등을 통제하고 우울을 독특하게 유의하게 예측하지 못한다는 결과를 고려하면(e.g., Good et al., 1996; Kim, et al., in process; Sharpe & Heppner, 1991; Shepard, 2000; Tokar et al., 2000; Zamarripa, Wampold, & Gregory, 2003) 적어도 우울과 관계를 살필 때 반응자의 부담을 줄이기 위하여 이 두 변인을 제외할 필요가 있음을 시사한다. 셋째, 이 연구는 성역할 갈등의 각 하위요인이 우울에 대해서 갖는 관계를 살핌으로서 적어도 중학교에 재학 중인 남자 청소년이 우울로 인하여 상담실을 방문할 경우 상담자가 일·학교·가족관계 간의 갈등과 자기은폐의 정보를 평가할 필요가 있음을 제안한다는 점에서 의의를 갖는다.

이 연구의 결과에 기초한 교육 혹은 상담 장면에서의 시사점은 다음과 같다. 첫째 여러 상담심리학자들은 남성 상담의 장면에서 성역할 갈등과 관련된 평가를 할 것을 주장하여왔다(Cournoyer & Mahalik, 1995). 이 연구에서 성역할 갈등의 하위요인들 중 일·학교·가족관계 간의 갈등이 우울과 유의한 직접효과와 간접효과 모두를 갖는다는 것을 보여준 결과는 중학교에 재학하고 있는 남자 청소년이 적어도 우울의 문제로 상담실을 방문하여 도움을 요청할 경우 상담심리학자들의 이러한 주장을 받아들일 필요가 있음을 보여준다. 둘째, Heppner(1995)는 성역할 갈등 구인이 심리적 건강에

관계된 다른 변인(예, 문제해결, 대처방식)의 영향력을 넘어 심리적 건강변인을 유의하게 예측할 수 있는지를 살필 것을 제안하였다. 이런 주장을 검증하는 것이 이 연구의 주요목적은 아니었으나 이 연구에서 자기은폐의 우울에 대한 효과가 일·학교·가족관계 간의 갈등보다 우울에 대한 효과가 크지 않다는 결과는 남자 청소년의 우울을 상담하는 상담자가 자기은폐의 정도에 관한 정보를 수집하는 것과 더불어 성역할 갈등을 함께 평가해야할 중요한 측면이라는 것을 제안한다.

셋째, 자기은폐가 일·학교·가족관계 간의 갈등과 우울 간의 관계를 매개하더라도 그 효과의 크기가 직접효과에 비하면 크지 않다. 이 결과는 중학교에 재학 중인 남자 청소년의 경우 자기은폐에 대한 처치를 가하기보다 일·학교·가족관계 간의 갈등 측면을 직접 다루는 것이 우울을 경감하는데 더 효과적일 수 있음을 시사한다. 넷째, 그러나, 이 갈등이 우울에 미치는 영향이 자기은폐를 통해 더욱 촉진될 수 있음을 고려할 때 이 둘 모두에 대한 개입을 할 수 있는 시간이 충분할 경우 상담자는 남자 내담자의 자기은폐를 간과하지 않도록 해야 할 것이다. 다섯째, 성취와 성공에 대한 욕구는 자기은폐, 우울과 유의한 관계를 보이지 않았으나, 일·학교·가족관계 간의 갈등이 자기은폐 및 우울과 유의한 관계를 보인 것은 성취와 성공에 대한 욕구 자체가 심리적 건강을 위협하기 보다는 일과 학교에서의 성취를 위해 가족 관계 등과 같은 삶의 중요 영역을 희생하려 할 때 심리적 건강을 위협하는 경향이 더 큼을 나타낸다. 따라서 남자 청소년들에게 성취지향을 부정적으로 여기기보다 삶의 다른 영역(예, 가족관계, 일, 사회적 관계)을 희생시키면서까지 성공과 성취를 추구하는 것이 바람직하지 않음을 인식하도록 조력할 필요가 있다.

이 연구의 제한점과 추후 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 이 연구에 참가한 사례수는 202명으로 관점에 따라서는 구조방정식 모형 분석에 필요한 사례수로 부족하다고 간주할 수 있고 또한 임의표집이어서 연구의 일반화에 한계가 있을 수 있다. 따라서 추후연구는 더 많은 사례수를 확보하여 동일한 결과를 얻을 수 있는지 확인할 필요가 있겠다. 그러나 단순한 반복연구보다는 자기은폐 이외의 다른 매개변인을 선택하여(예, 성인을 대상으로 한 연구에서 매개변인으로 검증된바 있는 자기존중감) 본 연구를 확장하는 것은 남자 청소년들의 성역할 갈등과 우울의 관계를 이해하는데 더 많은 기여를 할 것이다. 둘째, 이 연구의 모형에서 감정억제와 우울의 관계에 대한 자기은폐의 매개효과가 유의하지 않았고, 감정억제가 우울을 직접 설명하지도 않는 것으로 나

타났음에도 불구하고, 감정억제와 우울 사이의 단순상관이 유의하게 나타났음을 고려하여 이 결과는 잠정적으로 다루어질 필요가 있다. 중학생 시기는 아직까지 본격적인 학업 및 직업에서의 경쟁이 본격화되지 않았고, 성역할이 완전히 정착된 단계이기 보다는 사회적 강화에 의하여 점점 더 굳어지는 시작하는 시기이다. 따라서 굳이 자신의 감정을 숨기는 것이 개인의 심리적 건강을 위협할 만큼 의미있는 성역할이 아닐 수 있다. 그러나 학업 등에서 경쟁이 심화되고, 감정을 드러낸 것에 대한 또래 남자 친구들 혹은 주변인들로부터 강하게 놀림을 받는 경험을 할 수 있는(Shepard, 2000) 고등학생 시기 혹은 그 이상의 성인기에서는 자신의 감정을 숨기는 경험이 더 많아지고 이것이 결과적으로 의미있게 개인의 심리적 건강을 위협할 수 있을 것이다. 다양한 연령 집단을 대상으로 감정억제가 우울을 의미있게 설명하지 못한 이 연구모형이 일관성 있게 검증되는지 확인하여야 할 것이다. 셋째, 다수의 선행연구들에서 나타난 결과들(e.g., Good et al., 1996; Sharpe & Heppner, 1991)과 일관성 있게 성공과 성취에 대한 욕구가 우울과 유의한 상관을 보이지 않아 이 변인을 적어도 우울과 관련한 연구를 할 때 제외할 것을 제안하였다. 이런 결과와 성공과 성취에 대한 욕구가 높을수록 청소년들의 행동문제가 적다는 선행연구를 고려하면, 성공과 성취에 대한 욕구는 청소년기에는 적어도 남성 성역할의 긍정적 측면을 반영하는 것으로 간주될 수 있다(Blazina, Pisecco, & O'Neil, 2005). 더욱이 최근의 한 연구는(Zamarripa, Wampold, & Gregory, 2003) 성공과 성취에 대한 적절한 욕구와 부적절한 욕구를 구별할 것을 제안하였다. 따라서 성공과 성취에 대한 욕구가 우울과 유의한 상관을 보이지 않은 것은 청소년기의 성취와 성공에 대한 적절한 욕구와 부적절한 욕구에 대한 이해가 있는 후에 좀 더 면밀한 탐색을 요한다. 추후연구는 Zamarripa, Wampold, & Gregory(2003)의 개념화를 적용하여 우울과의 관계를 탐색해볼 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 김지현, 최희철(2007). 남자 청소년의 성역할과 우울의 관계에서 자기존중감의 매개효과: 도구성과 성역할 갈등을 중심으로. *한국심리학회지: 여성*, 제12권 2호, pp. 107-121.
- 김지현, 황옥경, 최희철(2005). 중년 남성의 성역할, 성역할 갈등과 부부의 결혼만족. *상담학연구*, 제6권 제2호, pp. 621-632.
- 신연희, 안현의(2005). 전문적 도움추구 행동에서 접근요인과 회피요인의 상대적 중요성 고찰. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 제17권, pp. 177-195.
- 이영호, 송종용(1991). BDI, SDS, MMPI-D 척도의 신뢰도 및 타당도에 대한 연구. *한국심리학회지: 임상*, 제10권, pp. 98-113.
- 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.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 51, pp. 1173-1182.
- Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods and Research*, Vol. 16 No. 1, pp. 78-117.
- Blazina, C., Pisecco, S., & O'Neil, J. M. (2005). An adaptation of the Gender Role Conflict Scale for Adolescents: Psychometric issues and correlates with psychological distress. *Psychology of Men and Masculinity*, Vol. 6, pp. 39-45.
- Blazina, C., & Watkins, C. E., Jr. (1996). Masculine gender role conflict: Effects on college men's psychological well-being, chemical substance usage, and attitudes toward help-seeking. *Journal of Counseling Psychology*, Vol. 43, pp. 461-465.
- Cramer, K. M., Gallant, M. D., Langlois, M. W. (2005). Self-silencing and depression in women and men: Comparative structural equation models. *Personality and Individual Difference*, Vol. 39, pp. 581-592.
- Davison, G. C., Neale, J. M., & Kring, A. M. (2005). *Abnormal psychology*.

(이봉건 역). 서울: 시그마프레스(원전은 2004년에 출판).

- 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.
- Frijns, T., Finkenauer, C., Vermulst, A., & Engels, R. C. M. (2005). Keeping secrets from parents: Longitudinal associations of secrecy in adolescence. *Journal of Youth and Adolescence, Vol. 34*, pp. 137-148.
- Galambos, N. L., Almeida, D. M., & Patterson, A. C. (1990). Masculinity, femininity, and sex role attitudes in early adolescence: Exploring gender intensification. *Child Development, Vol. 61*, pp. 1905-1914.
- Gottfredson, L. S. (1981). Circumscription and compromise: A developmental theory of occupational aspirations. *Journal of Counseling Psychology, Vol. 28 No. 6*, pp. 545-579.
- Good, G. E., & Mintz, L. M. (1990). Gender role conflict and depression in college men: Evidence for compounded risk. *Journal of Counseling and Development, Vol. 69*, pp. 17-20.
- Good, G. E., Robertson, J. M., Fitzgerald, L. F., Stevens, M., & Bartles, K. M. (1996). The relation between masculine role conflict and psychological distress in male university counseling center clients. *Journal of Counseling and Development, Vol. 75*, pp. 44-49.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis*. New Jersey: Pearson Prentice Hall.
- Heppner, P. P. (1995). On gender role conflict in men-Future directions and implications for counseling: Comment on Good et al. (1995) and Cournoyer and Mahalik (1995). *Journal of Counseling Psychology, Vol. 42*, pp. 20-23.
- Heppner, P. P. & M. J. (2008). The gender role conflict literature: Fruits of sustained commitment. *The Counseling Psychologist, Vol. 36*, pp. 455-462.
- Holmbeck, G. M. (1997). Toward terminological, conceptual, and statistical clarity in the study of mediators and moderators: Examples from the child-clinical

- and pediatric psychology literatures. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, Vol. 65, pp. 699-710.
- Ichiyama, M. A., Colbert, D., Laramore, H., Heim, M., Carone, K., & Schmidt, J. (1993). Self-concealment and correlates of adjustment in college students. *Journal of College Student Psychotherapy*, Vol. 7, pp. 55-68.
- Jourard, S. M. (1971). *The transparent self* (2nd ed). New York: D. Van Nostrand.
- Kilmartin (2007). *The masculine self* (3rd ed.). New York: Sloan Publishing.
- Kim, J., Choi, H., Kim, H., & Park, K., (in process). *Validation of the Korean-Version Gender Role Conflict Scale for Adolescents*. Asian Pacific Education Review.
- Larson, D. G., & Chastain, R. L. (1990). Self-concealment: Conceptualization, measurement, and health implications. *Journal of Social and Clinical Psychology*, Vol. 9, pp. 439-455.
- Marcotte, D., Alain, M., & Gosselin, M. (1999). Gender difference in adolescent depression: Gender-typed characteristic or problem-solving skills deficits. *Sex Roles*, Vol. 41, pp. 31-48.
- Miller, L. C., Berg, J. H., & Archer, R. L. (1983). Openers: Individuals who elicit intimate self-disclosure. *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 44, pp. 1234-1244.
- Nolen-Hoeksema, S., & Girgus, J. S. (1994). The emergence of gender differences in depression during adolescence. *Psychological Bulletin*, Vol. 115, pp. 424-443.
- O'Neil, J. M. (1981). Patterns of gender role conflict and strain: Sexism and fear of femininity in men's lives. *Personnel and Guidance Journal*, Vol. 60, pp. 203-210.
- O'Neil, J. (2008). Summarizing 25 years of research on men's gender role conflict using the gender role conflict scale: New research paradigms and clinical implications. *The Counseling Psychologist*, Vol. 36, pp. 358-445.
- O'Neil, J. M., Good, G. E., & Holmes, S. (1995). Fifteen years of theory and research on men's gender role conflict: New paradigms for empirical research. In R. F. Levant & W. S. Pollack (Eds.), *The new psychology of men* (pp. 164-206). New York: Basic Books.

- O'Neil, J. M., Helm, B., Gable, R., David, L., & Wrightsman, L. (1986). Gender Role Conflict Scale (GRCS): College men's fears of femininity. *Sex Roles, Vol. 14*, pp. 335-350.
- Pederson, E. L., & Vogel, D. L. (2007). Male gender role conflict and willingness to seek counseling: Testing a mediation model on college-aged men. *Journal of Counseling Psychology, Vol. 54*, pp. 373-384.
- Pennerbaker, J. W., & Chew, C. (1985). Behavioral inhibition and electrodermal activity during deception. *Journal of Personality and Social Psychology, Vol. 49*, pp. 1-7.
- Russell, D. W., Kahn, J. H., Spoth, R., & Altmaier, E. M. (1998). Analyzing data from experimental studies: A latent variable structural equation modeling approach. *Journal of Counseling Psychology, Vol. 45*, pp. 18-29.
- Sharpe, M. J., & Heppner, P. P. (1991). Gender role, gender role conflict, and psychological well-being in men. *Journal of Counseling Psychology, Vol. 38*, pp. 323-330.
- Shepard, D. S. (2002). A negative state of mind: Patterns of depressive symptoms among men with high gender role conflict. *Psychology of Men and Masculinity, Vol. 3*, pp.3-8.
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and non experimental studies: New procedures and recommendations. *Psychological Methodes, Vol. 7*, pp. 422-445.
- Tabchnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics* (4th ed). M.A.: Allyn & Bacon.
- Tokar, D. M., Fischer, A. R., Schaub, M., & Moradi, B. (2000). Masculine gender roles and counseling-related variables: Links with and mediation by personality. *Journal of Counseling Psychology, Vol. 47*, pp. 380-393.

ABSTRACT

Self-Concealment as a Mediator between Gender Role Conflict and Depression in Korean Adolescent Boys

Choi, Hee-Cheol* · Kim, Ji-Hyeon**

This study examined the effect of self-concealment as a mediator in the relationship between two male gender role conflict factors and depression in 202 Korean middle school boys with SEM. Including two independent variables of restricted emotionality(RE) and conflict between work, school, and family(CBWSF), plus one mediator and one dependent variable, this study compared four models reflecting perfect mediation or partial mediation effects of self-concealment on the relationship between each independent variable and dependent variable. The fit index of the second model was better than other models, in which self-concealment mediated perfectly the relationship between RE and depression, and partially mediated between CBWSF and depression. However, the mediation effect of self-concealment between RE and depression was not significant when the bootstrap method was applied. These results indicated that the CBWSF sub-factor of male gender role conflict influenced depression directly and indirectly through self-concealment. Suggestions for future research, the limitations of this study, and the implications for counselors were also discussed.

Key Words : gender role conflict, gender role, self-concealment, depression, adolescence

투고일 : 12월 15일, 심사일 : 1월 21일, 심사완료일 : 2월 11일

* Dankook University

** Hongick University