The Korean Journal of Counseling and Psychotherapy

2012, Vol. 24, No. 2, 273-296

한국판 청소년또래애착 척도 타당화 연구: 고등학생들을 대상으로

최 영 희 김 민 선 서 영 석[†]

동덕여자대학교 학생생활연구소

연세대학교 교육학과

본 연구에서는 청소년들의 또래애착을 측정하기 위해 개발된 Wilkinson(2008)의 청소년또래애착 최도(Adolescent Friendship Attachment Scale: AFAS)를 우리나라 고등학생들을 대상으로 타당화하였다. 연구 1에서는 서울과 경기 지역의 고등학교에 재학 중인 534명을 대상으로 Wilkinson(2008)이 가정한 2수준 3요인구조(안전, 불안/양가, 회피)가 우리나라 청소년들의 자료를 적절히 설명하는지를 확인하기 위하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 다음으로 Samejima (1996)의 등급반응모형을 사용하여 참여자들의 각 문항에 대한 반응을 분석하여 최종 25문항을 선정하였다. 연구 2에서는 연구 1에서 도출된 한국판 청소년또래애착 최도 문항들이 다른 고등학생들의 자료를 적절히 설명하는지를 확인하기 위해, 경북지역 고등학교에 재학 중인 383명을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 다음으로 청소년또래애착 최도의 수렴타당도와 준거관련 타당도를 확인하기 위해, IPPA 또래애착 최도와 우울불안과의 상관을 살펴보았다. 확인적 요인분석 결과, 연구1에서 도출된 요인의 구조와 문항들이 자료를 설명하는데 수용가능한 것으로 나타났다. 또한 안전애착은 IPPA 하위요인인 신뢰, 의사소통과는 정적상관을, 소외와 우울불안과는 부적상관을 보이는 것으로 나타났다. 불안/양가애착과 회피애착은 신뢰, 의사소통과 부적상관을, 소외와 우울불안과는 정적상관을 보이는 것으로 나타났다. 연구결과를 토대로 시사점과 제한점을 논하였다.

주요어 : 청소년또래애착 척도, 척도타당화, 고등학생

Tel : 02-2123-6171, E-mail : seox0004@yonsei.ac.kr

^{*} 교신저자 : 서영석, 연세대학교 교육학부, (120-749) 서울시 서대문구 성산로 262

청소년기는 자신만의 고유한 정체성을 형성 해가는 시기일 뿐 아니라 학업과 진로를 고민 해야 하고, 또래와 관계를 어떻게 맺어야 하 는지 그리고 가족 이외의 친한 관계에서 무엇 을 기대해야 하는지를 배워나가는 시기이다 (Wilkinson, 2009). 비록 이들의 친구관계가 쉽 게 변하고 일시적이어서 피상적인 것처럼 보 이지만, 청소년들에게 있어 친한 친구는 친 밀감과 개방의 대상이자 중요한 인지 정서적 자원으로 기능한다(Hazan & Zeifman, 1994; Wilkinson, 2004). 실증적인 연구들에서도 친밀 한 친구관계는 청소년의 심리적 안녕을 증진 시키고 심리사회적 스트레스를 완충시키는 것 으로 나타났다(Berndt, Hawkins, & Jiao, 1999; Wilkinson, 2004). 특히, 이 시기에 맺는 가장 친한 친구(best friend)와의 관계경험은 이후 성 인기 심리 기능 및 관계에 많은 영향을 미친 다(Brown, 2004). 이 때 '가장 친한 친구'와 맺 는 2자관계(dyad)는 애착관계에서 발견되는 특 징들을 포함하고 있는데(Furman, 1996; Miller & Hoicowitz, 2004), 이전 발달 시기에 형성된 애 착망이 청소년기 또래관계로 확장 이전된 것 으로 이해할 수 있다(Doherty & Feeney, 2004; Hazan & Zeifman, 1994). 이론가들은 청소년기 에 또래와 안정된 애착관계를 형성할 경우 과 거 양육자와의 관계경험을 재해석하고(Henry, Moffitt, Caspit, Langley, & Silva, 1994; Mayseless & Scharf, 2007), 타인에 대한 신뢰를 형성하는 토대가 형성되며(Berndt & Ladd, 1989; Sullivan, 1953), 미래 관계에 대해서도 긍정적으로 지각 할 가능성이 높아진다(Nickerson & Nagel, 2004) 고 주장한다. 이렇듯 청소년기 또래와의 애착 관계는 청소년의 심리 · 정서적 발달에 중요한 영향을 미치기 때문에, 청소년들의 심리ㆍ정 서적 적응과 발달을 연구함에 있어서 중요하

게 고려해야 할 변인이다. 본 연구에서는 가장 가까운 또래와의 정서적 결속을 또래애착으로 정의하고, Wilkinson(2008)이 개발한 청소년또래애착 척도(Adolescent Friendship Attachment Scale: AFAS)를 우리나라 고등학생들을 대상으로 타당화하였다.

애착은 영아와 어머니처럼 매우 가까운 사 람들 사이에 맺는 강렬하고도 지속적인 정서 적 결속으로 정의할 수 있다(Bowlby, 1977). Bowlby에 따르면, 아동은 주요 양육자와의 반 복적인 관계경험을 통해 자신 및 타인, 그리 고 관계에 대한 인지적 표상(내적작동모델)을 형성하게 된다. Bowlby를 포함한 초창기 애착 이론가들은 주로 유아와 양육자 간 관계에 초 점을 두고 애착을 설명했으나, 이후 이론가들 (예, Marrone, 2000)은 영아기부터 후기 청소년 기에 걸친 긴 연령대가 성격형성의 주요시기 라고 가정하고 이 기간 내에 개인의 내적작동 모델이 변할 수 있다고 주장하였다. 경험적인 연구에서도 부모에게는 불안정애착을 보이지 만 또래에게는 안정애착을 보이는 청소년들이 존재하는 것으로 나타났다(문정윤, 2005; Armsden & Greenberg, 1987; Laible, Carlo, & Raffaelli, 2000; Nickerson & Nagel, 2004; Wilkinson & Walford, 2001). 이는 청소년들의 경우 또래애착이 부모애착과 구분되는 독립된 관계 변인이며, 친한 또래와의 애착관계가 청 소년의 내적작동모델 변화에 영향을 미칠 수 있음을 시사하는 것이다.

지난 수십 년 간 많은 연구들이 또래애착 및 또래애착과 심리적 적응 간 관계를 다뤄왔는데(e.g., Armsden & Greenberg, 1987; Furman, 1996; Laible, Carlo, & Roesch, 2004; Wilkinson, 2004), 대부분의 연구에서 Armsden과 Greenberg (1987)가 개발한 부모또래애착 척도(Inventory of

Parent and Peer Attachment: 이하 IPPA)를 사용 하여 또래애착을 측정하였다. 2005년에는 아동 과 청소년의 문항 이해도를 높이기 위해 문항 의 내용을 보다 쉽게 기술하고 3점 리커트식 척도로 평정체계를 수정한 IPPA 개정판(IPPA-R) (Gullone & Robinson, 2005)이 제작되었다. IPPA 또래애착 척도는 상호신뢰, 의사소통, 소 외감 등 세 개 하위요인 25문항으로 구성되어 있다. 이 중 상호신뢰와 의사소통은 친구들이 자신의 요구와 욕구를 이해하고 존중해주며, 정서적 상태에 민감하게 반응해주고, 친구들 의 그러한 반응과 염려가 자신에게 도움이 되 는지를 측정한다. 반면, 소외감은 안정적이지 못한 관계 때문에 또래관계에서 느끼는 분노 와 정서적 격리를 측정한다. 또한 Parker와 Asher(1993)가 개발한 청소년 관계 질 척도 (Friendship Quality Questionnaire: FQQ)는 가장 친한 친구와의 관계에서 지각하는 '친밀한 상 호교류', '갈등과 배반', '도움과 안내', '갈등 해결', '동반과 오락', '인정과 배려' 등을 측정 한다(김은정, 2010).

IPPA와 FQQ는 또래애착을 측정하는 도구로서 다음과 같은 중요한 제한점들을 지니고 있다. 우선, 애착이 가장 가까운 관계에서의 정서적 결속을 의미한다는 점을 고려했을 때(Ainsworth, 1989; Bowlby, 1977), IPPA와 IPPA-R 또래척도는 가장 가까운 친구와의 2자간(dyad) 애착관계를 측정하는 것이 아니라 또래집단과의 관계 질(quality)을 측정한다고 볼 수 있다(Wilkinson, 2008, 2009). IPPA 또래척도 지시문을 살펴보면 친구들과의 상호작용을 염두에두고 개별 문항을 평정하도록 요구하고 있는데, 이럴 경우 응답자는 특정 개인(예, 가장친한 친구)을 떠올리면서 문항에 반응하는 것이 아니라 일반적인 친구들을 떠올리면서 반

응할 가능성이 높고, 또한 문항에 따라 다른 친구들을 떠올리면서 반응할 가능성이 높아진다. 즉, IPPA와 IPPA-R 또래척도는 2자관계(dyad)에서의 애착관계보다는 또래집단과의 관계경험을 측정한다고 볼 수 있다. 한편, FQQ는 이론적으로는 가장 친한 친구와 맺는 관계의 질을 측정한다고 볼 수 있지만, 문항의 내용과 하위요인들은 친한 친구관계를 유지하기위한 행동적이고 기술적인 측면들을 강조하고있어, 2자관계(dyad)에서의 정서적 유대에 초점을 두는 애착과는 거리가 있어 보인다.

IPPA와 FQQ의 또 다른 제한점은, 이들 척 도가 최근의 애착 관련 문헌 및 경험적 연구 결과들을 반영하고 있지 않다는 것이다. 특히, 애착의 주요 차원들(안전, 불안, 회피)에 대한 최근의 경험적 연구결과가 반영되어 있지 않 다. 이론가마다 애착유형 또는 애착패턴을 분 류하는 방식이 다르지만, 발달단계와 상관없 이 애착이 안전과 불안, 회피라는 세 개 차원 으로 개념화할 수 있다는 점에 대해서는 일치 된 의견을 보이는 것 같다. 예를 들어, '낯선 상황 실험'을 통해 아동의 애착행동을 연구한 Ainsworth, Blehar, Waters와 Wall(1978)은 불안과 회피 두 차원을 사용하여 아동의 애착유형을 안전형, 불안/양가형, 회피형으로 구분하였다. 또한 Brennan, Clark와 Shaver(1998)는 기존의 14 개 성인애착 척도들을 통합해서 성인애착을 불안과 회피 두 차원으로 개념화하였고, 불안 과 회피 수준이 강할수록 불안전애착을 의미 하고 불안과 회피 수준이 낮을수록 안전애착 이 강한 것으로 가정하였다. 결국, 애착은 안 전과, 불안, 회피 세 차원으로 개념화될 수 있 음을 의미한다. 애착 차원에 대한 지금까지의 논의를 고려했을 때, IPPA와 FQQ는 애착의 세 차원(안전, 불안, 회피)을 포괄적으로 구인

하지 못한다고 볼 수 있다. 특히, IPPA의 경우하위요인인 상호신뢰와 의사소통이 안전애착의 일부를 측정하고 소외감이 불안애착의 일부 속성을 포함한다고 하더라도, 여전히 회피차원을 반영하지 못하는 한계를 지니고 있다. 종합하면, 애착의 개념적 정의와 이와 관련된 측정학적인 측면들을 고려했을 때, IPPA와 FQQ로 또래애착을 구인하는 것에는 한계가 있다고 판단할 수 있다. 따라서 가까운 또래와의 2자관계(dyad)에서 경험하는 정서적 결속(안전)과 2차 반응으로서의 대처양식인 불안과회피 차원을 모두 포괄하는 또래애착 척도가청소년들을 대상으로 개발될 필요가 있다(Bäckström & Holmes, 2007; Becker, Billings, Eveleth, & Gilbert, 1997).

Wilkinson(2008)은 기존 척도들에 대한 비판 을 토대로 총 30문항으로 구성된 청소년또래 애착 척도(AFAS)를 개발하였다. 우선 AFAS는 지시문에서 가장 친한 친구 한 명을 떠올리며 문항에 응답할 것을 요구하고 있어 친밀한 2 자관계를 가정하는 애착의 기본 개념을 충실 히 반영하고 있다. 또한 AFAS는 안전, 불안, 회피 등 세 가지 애착 차원을 측정하는 문항 들로 구성되어 있다. 즉, AFAS는 불안과 회피 이외에도 안전을 독립된 하위 차원으로 포함 하고 있는데, 이는 애착을 불안과 회피 두 차 원으로만 측정하는 것에 대한 학계의 최근 비 판을 반영하고 있는 것으로 이해할 수 있다. 예를 들어, Bäckström과 Holmes(2007)는 안전애 착을 독립된 차원으로 설정하지 않고 단지 불 안과 회피 수준이 낮을 때 안전애착으로 가정 하는 것은 문제라고 지적하였다. 왜냐하면, 안 전애착이 형성되기 어려운 상황에서 불안과 회피라는 이차 애착전략들이 발현되는 것이기 때문에(Fraley & Shaver, 1997; Lopez & Brennan, 2000; Shaver & Mikulincer, 2002), 애착불안과 애착회피 수준의 높고 낮음을 근거로 안전애 착을 추론하는 것은 논리적으로 타당하지 않다는 것이다. 즉, Bäckström과 Holmes는 안전애착이 세 가지 애착 차원 중 가장 선행하여 형성되는 애착이기 때문에, 안전애착을 독립된하위 차원으로 설정하여 측정할 필요가 있음을 역설하였다.

본 연구에서는 Wilkinson(2008)이 개발하고 타당화한 청소년또래애착 척도(AFAS)가 한국 고등학생들의 또래애착을 타당하게 측정하는 지를 확인하기 위해 다음과 같이 두 단계를 거쳐 척도를 타당화하였다. 우선, 연구 1에서 는 Wilkinson이 가정한 안전, 불안/양가, 회피 등 세 개의 애착차원이 우리나라 고등학생들 의 자료에도 적합한지를 확인하기 위해, 서울/ 경기 지역 고등학교에 재학 중인 534명의 고 등학생들의 자료를 토대로 확인적 요인분석을 실시하였다. 또한 연구참여자들이 각 문항에 적절히 응답했는지를 확인하기 위해, 문항반 응이론을 토대로 응답자들의 반응패턴과 문항 정보 및 오차 함수를 살펴보았다. 연구 2에서 는 연구 1에서 확인적 요인분석과 문항반응이 론을 통해 확인하고 선별한 요인과 문항들이 다른 고등학생들의 자료 또한 적절하게 설명 하는지를 확인하기 위해, 경북에 소재한 고등 학교에 재학 중인 383명의 자료를 토대로 확 인적 요인분석을 실시하였다. 또한 AFAS의 수 렴타당도를 확인하기 위해, AFAS의 하위 차원 인 안전, 불안/양가, 회피와 IPPA의 하위요인 인 신뢰, 의사소통, 소외와의 상관을 살펴보았 다. 마지막으로 AFAS의 준거관련 타당도를 확 인하기 위해, Wilkinson(2009)의 연구에서처럼 AFAS의 하위 차원들과 심리적 적응 간 상관 을 확인하였다.

연구 1

방 법

연구 참여자 및 자료 수집

연구 1은 서울과 경기도에 소재한 2개 고등 학교에 재학 중인 534명의 자료를 토대로 수 행되었다. Wilkinson(2008)은 중학생과 고등학 생을 대상으로 척도를 개발했으나, 본 연구에 서는 문항의 내용이 우리나라 중학생들에게는 다소 이해하기 어려울 것으로 판단하여 고등 학생만을 표집 대상으로 하였다. 자료 수집은 2010년 4월부터 5월까지 진행되었으며, 학년 담임을 맡고 있는 교사들에게 연구의 목적 및 절차를 설명하면서 연구에 대한 협조를 구한 후 우편으로 설문지를 발송하였다. 교사들은 지시문과 주의사항을 설명하고 원하는 학생들 에게만 설문을 실시하였다. 설문 시간은 약 15 분 정도 소요되었다. 연구참여자들의 성별은 남학생이 365명(68.4%), 여학생이 169명(31.6%) 이었고, 고등학교 1학년이 175명(32.8%), 2학년 이 359명(67.2%)이었다. 학생들의 평균 연령은 16.33세(SD = 0.72)였다.

측정도구

청소년 또래애착

Wilkinson(2008)이 개발한 청소년또래애착 최도(Adolescent Friendship Attachment Scale: AFAS)는 "가장 친한 친구"에 대한 애착 수준을 측정하고, 안전애착 13문항, 불안/양가애착 9문항, 회피애착 8문항 등 총 30문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 5점 리커트 척도로 평정하며(1 = 전혀 동의하지 않는다, 5 = 매우 동

의한다, 점수가 높을수록 해당 애착 수준이 높음을 의미한다. 안전애착은 "나는 내 친구와 가깝다고 느낀다", "나는 내 친구와의 우정이 지속될 것이라고 확신한다"와 같은 문항으로 측정하고, 불안/양가애착은 "나는 원하는 만큼 내 친구와 가깝게 느껴지지 않는다", "나는 내친구가 다른 친구를 찾을까 봐 염려된다"와 같은 문항으로 측정하며, 마지막으로 회피애착은 "나는 친구와 내 개인적인 문제를 의논하기를 꺼린다", "나는 여러 가지 어려운 문제들이 생길 때 내 친구에게 의지하지 않는다"와 같은 문항으로 측정한다.

Wilkinson(2008)의 연구에서 상위 요인인 또 래애착에서 하위 요인인 안전, 불안/양가, 회 피로 가는 요인계수가 높게 나타났고(-.83, .67, .92), 모형의 적합도 지수들은 미흡 또는 수용 가능한 수준임을 시사하였다. AFAS와 IPPA 또 래척도 간 상관이 유의미하였으나(-.461~.598, bs < .001), 상관 크기를 고려했을 때 또래집 단과의 일반적인 관계의 질을 측정하는 IPPA 또래척도와는 다른 개념을 측정하고 있음을 시사하였다. 또한 Bartholomew와 Horowitz(1991) 의 관계질문지(Relationships Questionnaire)를 통 해 도출된 네 개 애착집단과 AFAS 하위요인 들의 관계를 살펴본 결과, 안정형 집단에서는 AFAS의 안전애착 점수가 가장 높은 것으로 나타났고, 철회형 집단에서는 AFAS의 회피애 착 점수가 가장 높은 것으로 나타났다. 마지 막으로 두려움형과 몰입형 집단에서는 AFAS 의 불안/양가애착 점수가 가장 높은 것으로 나타났다. 마지막으로 AFAS는 우울, 자기존중 감, 자기효능감, 학교태도와 유의미한 상관이 있는 것으로 나타나 AFAS의 준거관련 타당도 가 확보되었다(Wilkinson, 2009). Wilkinson(2008) 의 연구에서 AFAS 전체 문항에 대한 내적 일

치도(Cronbach's a)는 .92, 안전애착 .91, 불안/양 가애착 .81, 회피애착 .79로 각각 나타났다.

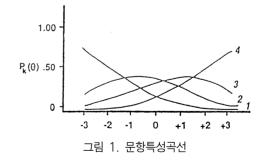
본 연구에서는 다음과 같은 절차로 AFAS를 번역하였다. 우선, 원저자인 Wilkinson에게 척도 번역 및 사용에 대한 허락을 구하였다. 이후 이중언어사용자(상담심리 석사과정 대학원생)가 영문으로 된 척도를 한국어로 번역하였다. 한국어로 번역된 것을 또 다른 이중언어사용자(상담심리 석사과정 대학원생)가 영어로 역번역하였다. 연구자들(1명의 이중언어사용자 포함)이 원척도 문항과 역번역된 문항들을 비교하였고, 두 가지 버전에서 의미상 차이가 나는 문항들은 없는 것으로 확인되었다. 마지막으로 국어국문학과 대학원생에게 자문을 구하여 문항의 내용 및 의미를 훼손하지 않는 범위에서 한국어법상 어색한 것들을 수정하였다.

자료 분석

청소년또래애착 척도를 타당화하기 위해 다 음과 같은 절차로 자료를 분석하였다. 우선. Wilkinson(2008)이 척도 개발 당시 가정했던 2 수준 요인구조가 우리나라 고등학생들에게도 적합한지를 확인하기 위해 Amos 18.0을 사용 하여 확인적 요인분석을 실시하였다(그림 2 참조). 모형의 추정방법으로는 최대우도법을 사용하였으며, 측정모형의 적합도를 판단하 기 위해 Kline(2005)의 제안에 따라 CFI(the comparative fit index), RMSEA(the root-mean square error of approximation), SRMR(the standardized root-mean square residual)을 살펴보 았다. 또한 비교적 표본 크기에 영향을 받지 않는 TLI 척도를 추가로 살펴보았다. CFI와 TLI는 .95 이상일 때, RMSEA는 .06 이하일 때, SRMR은 .08 이하일 때 좋은 적합도로 간주한

다(Hu & Bentelr, 1999). 또한, CFI와 TLI는 .90-.94일 때, RMSEA는 .07-.10일 때, SRMR은 .09-.10일 때 수용가능한 적합도로 간주한다 (Hu & Bentler, 1999).

다음으로, 문항반응이론(Item Response Theory: IRT)의 한 종류인 Samejima(1996)의 등급반응모 형(Graded Response Model: GRM)을 활용하여 문 항의 난이도, 변별도 및 문항정보함수를 평가 하였다. Samejima(1996)의 등급반응모형은 문항 반응이론 중 2모수 로지스틱 모형(2 Parameter Logistic Model: 2PLM)을 바탕으로 개발된 것이 다. 문항반응이론에서는 개인의 잠재적 특성 을 문항에 대한 개인의 반응을 통해 추정하는 데(성태제, 1998), 문항특성곡선과 문항정보함 수를 통해 각 문항에 응답한 응답자들의 잠재 적 특성(θ) 수준과 문항의 신뢰도를 평가할 수 있다. 여기서 잠재능력(Θ)은 한 문항으로 직접 측정할 수 없으며, 여러 문항들을 통해 간접적으로 측정할 수 있는 구성개념, 특성, 또는 능력을 의미한다. 예를 들어, 그림 1에 제시된 문항특성곡선은 4개 범주 중 하나에 응답할 수 있는 문항에 대한 응답자들의 응답 확률을 보여주고 있다. 등급반응모형에서는 개인의 특성수준이 평균 0을 기준으로 -3에서 +3까지 분포한다고 가정한다. 특성 수준이 -2 인 사람들의 경우 첫 번째 범주에 응답할 확 률이 .5 정도로 높은 반면, 두 번째 범주에 응



답할 확률은 4, 세 번째 범주에 응답할 확률 은 .2. 마지막으로 네 번째 범주에 응답할 확 률은 0에 가까울 정도로 매우 낮은 것을 알 수 있다. 또한 Samejima(1996)의 등급반응모형 을 통해 문항의 신뢰도로 간주할 수 있는 문 항정보함수(item information function)를 구할 수 있다. 문항정보함수의 점수가 크다는 것은 문 항이 제공하는 정보가 많다는 것을 의미하며, 이는 그 문항으로 어떤 특성을 측정할 때 오 차가 적음을 나타낸다. 반대로 문항정보함수 의 점수가 작다는 것은 그 문항으로 어떤 특 성을 측정할 때 오차가 많이 포함된다는 것을 의미한다. 본 연구에서는 Samejima(1996)의 등 급반응모형을 토대로 Parscale 4.1 프로그램을 사용하여 각 문항의 난이도, 변별도 및 문항 정보함수를 추정하였다.

결 과

확인적 요인분석

표 1에 본 연구에서 타당화한 AFAS의 하위 요인과 최종문항들을 제시하였다.

상위 요인(또래애착)이 안전, 불안/양가, 회 피애착 하위요인을 예측하는 2수준 측정모형을 설정하고, 확인적 요인분석을 통해 모형의적합도를 확인하였다. 그 결과, Wilkinson(2008)의 연구와 비교했을 때 모형의 적합도가 다소낮게 나타났다, χ^2 (395, N=534) = 1780.30, p < .001, CFI = .75, TLI = .74, SRMR = .08, RMSEA = .080(90% CI = .076 - .084). 한편, 역채점 문항인 회피애착 3번, 20번, 25번 문항의요인부하량이 .40 이하로 나타났다. 또한 또래애착으로 안전애착을 예측했을 때의 잔차와

회피애착 13번 문항의 측정오차 간 상관에 대 한 수정지수가 50 이상으로 나타났다. 13번 문항의 경우("나는 내 문제를 친구에게 알린 다") 응답자가 안전애착 문항으로 간주할 가능 성이 많아 회피애착을 측정하는 문항으로는 적합하지 않다고 판단하였다. 13번 문항을 포 함하여 회피애착에서 총 네 개 문항("내가 스 트레스를 받을 때 내 친구가 없으면 짜증이 난다", "뭔가 잘못되고 있을 때 나는 내 친구 를 찾는다", "이 친구와의 우정 없이는 내가 힘들 때 견디기 어려울 것이다")을 삭제하고 26개 문항으로 확인적 요인분석을 다시 실시 한 결과, 모형의 적합도가 향상되었다. χ^2 (296, N = 534) = 1055.01, p < .001, CFI = .83, TLI = .82, SRMR = .07, RMSEA = .069(90%)CI = .065 - .074). 비록 CFI와 TLI가 적합한 수 준이 아니었지만, 본 연구에서 개별 문항을 토대로 잠재변인를 구인했고 잠재변인을 구인 하는 측정변수의 수가 증가할수록 적합도 지 수가 작아진다는 선행연구(Nasser & Takahashi, 2003; Tanaka, 1993)를 고려했을 때, 그리고 나 머지 두 적합도 지수(SRMR, RMSEA)가 수용 가능한 수준임을 고려했을 때, 세 가지 애착 차원으로 자료를 설명하는 것이 수용 가능하 다고 판단하였다. 한편, 상위요인인 또래애착 과 각 하위요인 간 상관을 살펴본 결과, 안전 애착의 경우 .21, 불안애착 .66, 회피애착 .40으 로 각각 나타났다(bs < .001). 또한 그림 2에서 볼 수 있듯이, 또래애착에서 안전, 불안/양가, 회피애착으로 가는 경로계수(.51, -.48, -.77)는 모두 유의미하였고, 각 하위요인에서의 요인 부하량 역시 .43~.78로 유의미한 것으로 나타 났다(bs < .001). 마지막으로, 문항-총점 간 상 관은 .51~.77로 나타났다(bs < .001).

표 1. 한국판 청소년또래애착 척도의 하위요인과 문항

요인	문항 번호 및 내용						
	1. 내가 형편없는 하루를 보낸 날에 내 친구는 내 기운을 북돋아 준다.						
	2. 내 친구를 대신할 사람을 찾기는 어려울 것이다.						
	4. 나는 내 친구를 믿는다.						
	8. 이 친구와의 우정이 깨지면 괴로울 것 같다.						
	9. 나는 친구가 우리 사이에 충실하다는 것을 안다.						
	10. 나는 친구와 나누는 친근함을 좋아한다.						
안전	15. 나는 내 친구와 여러 가지에 대해 이야기를 나눈다.						
	21. 나는 내 친구와 시간을 보내는 것을 좋아한다.						
	22. 나는 내 친구가 나를 좋아한다는 것을 안다.						
	23. 나는 내 친구와 가깝다고 느낀다.						
	26. 나는 내 친구와의 우정이 지속될 것이라고 확신한다.						
	27. 밖에 나갈 때에 그 친구랑 함께 있으면 더 즐겁다.						
	30. 나는 친구에게 의지할 수 있다는 것을 안다.						
	5. 친구가 나를 이해해주지 않으면 그 친구한테 화가 난다.						
	7. 나는 내 친구가 정말로 나를 좋아하는 게 아닐까 봐 걱정된다.						
	11. 나는 내가 언제나 친구에게 의지할 수 있을 거라고 장담을 못하겠다.						
불안/	12. 나는 내 친구가 좀 더 이해심이 많았으면 좋겠다.						
양가	18. 나는 내 친구와 연락(접촉)할 수 없을 때 그 친구한테 화가 난다.						
	19. 나는 원하는 만큼 내 친구와 가깝게 느껴지지 않는다.						
	28. 나는 내 친구가 다른 친구를 찾을까 봐 염려된다.						
	29. 나는 내 친구에게 자주 화가 난다.						
	6. 나는 내 친구에게 의지하는 것을 좋아하지 않는다.						
취되	14. 나는 친구와 내 개인적인 문제를 의논하기를 꺼린다.						
회피	17. 나는 여러 가지 어려운 문제들이 생길 때 내 친구에게 의지하지 않는다.						
	24. 나는 내 친구에게 기댈 필요가 없다.						

표 2. 측정모형의 적합도 지수

	$\chi^{^{2}}$	df	CFI	TLI	SRMR	RMSEA
측정모형	1055.01	296	.83	.82	.07	.069

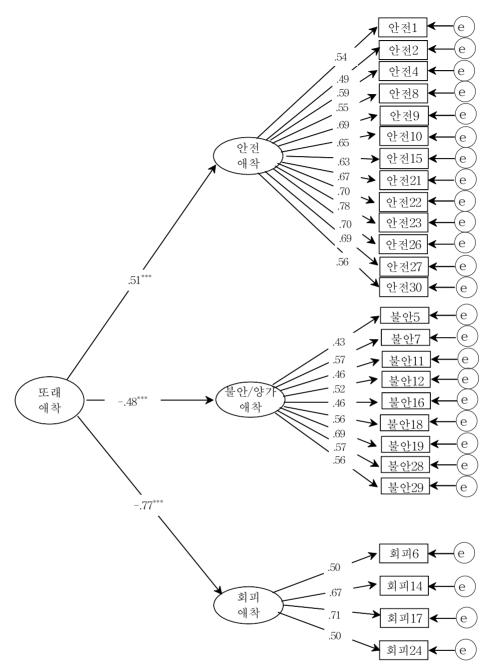


그림 2. 2수준 측정모형 검증 결과. ***p 〈 .001.

Sameiima의 등급반응모형

Samejima(1996)의 등급반응모형(Graded Response Model: GRM)을 활용하여 문항의 적합도를 확인하였다. 등급반응모형에서는 한 척도가 단일 요인이라고 가정하기 때문에(Bond & Fox, 2001), 본 연구에서는 안전, 불안/양가, 회피애착 요인을 각각 따로 분석하였다. 등급반응모형을 적용하면 문항의 변별도와 난이도 관련정보들을 확인할 수 있다. 우선, 문항의 변별도(표 2에서 a)는 그 점수가 연속선상에 분포하는 특성의 개인 간 차이를 구별해내는 문항의 능력을 의미한다(Hambleton & Swaminathan, 1995). 본 연구에서는 Hambleton, Swaminathan과 Rogers(1991)의 제안에 따라 변별도가 0.50에서 2.50 사이에 위치하면 적절한 것으로 간

주하였다. 문항의 난이도(표 3에서 b)는 문항에 응답할 확률이 0.5일 때의 잠재적 특성 수준(원)을 의미한다. 마지막으로 다음 범주를 선택하기 위해 필요한 개인의 특성 수준을 나타내는 단계별 난이도가 상위 범주로 갈수록 높아지는지 확인하였다. 만약, 각 범주가 적절히기능하지 못하고 특정 범주에만 사람들이 많이 응답할 경우, 단계별 난이도의 값이 하위범주에서는 높고 상위 범주에서 낮아지는 문제가 발생한다(홍세희, 2000). 이 모든 기준을고려했을 때, 안전애착 13개 문항들의 변별도,난이도, 다음 범주로 넘어가기 위한 난이도는적절한 것으로 판단하였다(표 3 참조).

표 4와 그림 3에서 볼 수 있듯이, 불안/양가 애착 16번 문항의 변별도(0.54)가 Hanmbelton 등(1991)이 제안한 최소기준 0.5에 근접하고

표 3. 안전애착 문항들의 변별도와 난이도

	변별도(a)	난이도(b)	δ_{i1}	δ_{i2}	δ_{i3}
안전애착 1	0.89	-1.04	-2.17	-0.98	0.05
안전애착 2	0.62	-0.94	-2.08	-0.89	0.15
안전애착 4	1.01	-1.82	-2.96	-1.77	-0.74
안전애착 8	0.66	-1.13	-2.27	-1.08	-0.05
안전애착 9	1.30	-1.30	-2.43	-1.24	-0.21
안전애착 10	1.36	-2.01	-3.15	-1.96	-0.92
안전애착 15	1.02	-1.81	-2.94	-1.76	-0.72
안전애착 21	1.26	-1.73	-2.87	-1.68	-0.64
안전애착 22	1.25	1.00	-2.14	-0.95	0.09
안전애착 23	1.55	-1.66	-2.79	-1.61	-0.57
안전애착 26	1.18	-1.33	-2.47	-1.28	-0.24
안전애착 27	1.11	-1.89	-3.03	-1.84	-0.81
안전애착 30	1.19	-0.81	-1.95	-0.76	0.28

주. $\delta_{i1}=1$ 번 범주에서 2번 범주로 넘어가기 위한 난이도. $\delta_{i2}=2$ 번 범주에서 3번 범주로 넘어가기 위한 난이도. $\delta_{i3}=3$ 번 범주에서 4번 범주로 넘어가기 위한 난이도.

표 /	불안/양가	애차	무하들이	벼변도와	나이도
표 4.	할 건/ 경기[VIII-	正경크리	ᆛᆛᆂ	7 1011

	변별도(a)	난이도(b)	δ_{i1}	δ_{i2}	δ_{i3}
	는 근그(a)	じ (工(D)	∪il	O <u>i2</u>	——————————————————————————————————————
불안애착 5	0.83	0.07	-1.29	0.11	1.20
불안애착 7	0.78	0.09	-0.40	1.00	2.09
불안애착 11	0.68	1.12	-1.18	0.22	1.31
불안애착 12	0.82	-0.01	-1.31	0.10	1.18
불안애착 16	0.54	2.93	1.63	3.03	4.12
불안애착 18	0.73	1.49	0.19	1.59	2.68
불안애착 19	0.81	1.42	0.12	1.53	2.61
불안애착 28	0.68	1.07	-0.23	1.18	2.26
불안애착 29	0.88	1.54	0.24	1.64	2.73

주. $\delta_{i1}=1$ 번 범주에서 2번 범주로 넘어가기 위한 난이도. $\delta_{i2}=2$ 번 범주에서 3번 범주로 넘어가기 위한 난이도. $\delta_{i3}=3$ 번 범주에서 4번 범주로 넘어가기 위한 난이도.

다른 문항들에 비해 낮은 것으로 나타났다. 문항난이도는 2.93으로 높았는데, 문항의 난이 도가 높을 경우 특성 수준이 높은 사람들만 적절히 측정할 수 있기 때문에 문항의 효율성 은 그만큼 떨어진다(Fraley, Waller, & Brennan, 2000). 또한 불안애착 수준이 평균보다 1.63점 이상 높아야 1번 범주에서 2번 범주로 응답할 수 있는 것으로 나타났다. 그림 4에 나타난 것처럼, 불안애착 수준이 높을수록 문항정보 함수가 높은 반면 불안/양가애착 수준이 낮을 수록 문항정보함수가 매우 낮은 것으로 나타 났다. 이는 불안/양가애착 수준이 낮은 청소년 들의 경우 점수에 오차가 많이 포함되어 있음 을 의미한다. 따라서 본 연구에서는 변별도, 난이도 및 문항정보함수를 고려하여 불안애착 16번 문항을 최종 문항에서 제외하였다.

회피애착 네 문항의 경우 변별도, 난이도, 상위 범주를 선택하기 위해 필요한 개인의 능

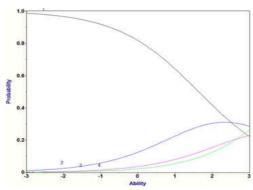


그림 3. 불안/양가 애착 16번 문항의 문항특성 곡선

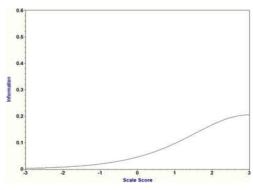


그림 4. 불안/양가 애착 16번 문항의 문항정보함수

표 5. 회피애착 문항들의 변별도와 난이도

	변별도(a)	난이도(b)	δ_{i1}	δ_{i2}
회피애착 6	0.65	0.39	-0.67	1.46
회피애착 14	0.77	1.46	0.40	2.52
회피애착 17	1.11	1.35	0.29	2.42
회피애착 24	0.77	1.58	0.52	2.65

주. $\delta_{11} = 1$ 번 범주에서 2번 범주로 넘어가기 위한 난이도. $\delta_{12} = 2$ 번 범주에서 3번 범주로 넘어가기 위 한 난이도.

력 수준 모두 적절한 것으로 나타났다.

결과 회피애착 3번, 13번, 20번, 25번 문항이 삭제되었고, Samejima(1996)의 등급반응모형을 적용한 결과 불안/양가 애착 16번 문항("나는 내 친구와 너무 가까워지는 것에 대해 걱정한 다")이 제외되었다. 최종 선정된 25개 문항의 내적일치도(Cronbach's a)는 .73으로 나타났고, 안전애착(13문항)은 .90, 불안/양가애착(7문항)이 .77, 회피애착(4문항)이 .72로 각각 나타났다.

논 의

연구 1에서는 우리나라 고등학생들을 대상 으로 Wilkinson(2008)이 개발한 청소년또래애착 척도(AFAS)의 요인구조 및 문항의 적절성을 확인하였다. 이를 위해 Wilkinson이 가정한 위 계적 요인구조가 우리나라 고등학생들의 자료 를 적절히 설명하는지를 살펴보았고, 문항반 응이론 중 하나인 등급반응모형을 적용하여 각 문항의 변별도, 난이도 및 문항정보함수를 확인하였다. 연구결과를 바탕으로 시사점을 논하면 다음과 같다.

우선, 확인적 요인분석 결과 회피애착 역채

점 문항들이 회피애착을 측정하는 문항으로 종합하면, 연구 1에서는 확인적 요인분석 미흡한 것으로 나타났다. 역채점 문항들을 구 체적으로 살펴보면 '내가 스트레스를 받을 때 내 친구가 없으면 짜증이 난다.' '이 친구와의 우정 없이는 내가 힘들 때 견디기 어려울 것 이다, '나는 내 문제를 친구에게 알린다,' '뭔 가 잘못되고 있을 때 나는 내 친구를 찾는다' 와 같이 의미상 회피애착보다는 불안애착이나 안전애착을 측정하는 것으로 간주할 수 있다. 일반적으로 응답자가 검사에 무성의하게 응답 하는 것을 방지하거나 이를 확인하는 절차로 역채점 문항을 제작하지만, 진술문이 긍정의 형태에서 부정의 형태로 바뀔 경우 문항이 원 래 측정하고자 했던 개념을 정확히 측정하지 못하는 문제가 발생할 수 있다(Gable & Wolf, 1993; Wright & Masters, 1982). 즉, 문항 개발자 는 문항의 서술방식을 긍정문, 부정문의 형태 로 바꿔 개념을 다양하게 측정하고 싶어 하지 만, 응답자는 다른 개념을 묻는 문항으로 받 아들여 응답할 가능성이 있는 것이다(Benson & Wilcox, 1981). 이는 AFAS의 원저자인 Wilkinson 의 의도와는 달리, 우리나라 고등학생들의 경 우 4개의 회피애착 역채점 문항을 회피애착 문항으로 간주하지 않았을 가능성을 시사한다. 따라서 추후 연구에서는 회피애착 문항들을 추가로 제작할 필요가 있는데, 의미상 역방향보다는 순방향의 문항을 제작하거나, 부득이하게 역채점 문항들을 제작할 경우에도 의미상 불안애착이나 안전애착과 중첩되지 않는방식으로 제작할 필요가 있다.

다음으로, Samejima(1996)의 등급반응모형을 적용하여 나머지 26개 문항의 난이도와 변별 도, 문항정보함수를 살펴보았다. 그 결과, 불 안/양가애착 16번 문항이 상대적으로 적합하 지 않은 것으로 나타났다. 즉, 문항의 난이도 는 높은 반면 변별도가 낮고, 문항정보함수 또한 불안/양가애착 수준이 낮을수록 표준오 차가 커지는 것으로 나타났다. 이는 16번 문 항이 불안/양가애착 수준이 높은 사람들은 적 절하게 측정하지만 불안/양가애착 수준이 낮 은 사람들은 적절하게 측정하지 못함을 의미 한다. 구체적으로, 불안/양가애착 수준이 높은 학생들은 이 문항에 일관되게 높은 점수를 부 여하지만, 불안/양가 애착 수준이 낮은 학생들 은 이 문항에 낮은 점수를 부여할 수도 있지 만 높은 점수를 부여하는 경우도 있음을 시사 한다. 한 가지 가능성은, 문항의 특정 어휘 때 문에 불안/양가애착 수준이 낮은 학생들의 반 응이 일관되지 못하고 오차가 많이 포함되어 있을 수 있다. 예를 들어, 문항('나는 내 친구 와 너무 가까워지는 것에 대해 걱정한다')에 "너무"라는 표현이 있는데, 불안/양가애착 수 준이 낮은 학생들 중에 친구와 '너무' 가까워 지는 것을 걱정하는 학생들이 있을 수 있다. 즉, 문항의 전체 내용이나 의미보다는 특정 어휘에 주의를 기울이는 응답자가 있을 경우. 특성 수준이 동일하더라도 다른 강도로 문항 에 보고할 가능성이 있다(김성현, 2004). 따라 서 '너무'라는 표현을 '많이'나 '매우'로 변경

추가로 제작할 필요가 있는데, 의미상 역방향 들 또한 적절하게 측정할 수 있도록 문항을 보다는 순방향의 문항을 제작하거나. 부득이 수정할 필요가 있다.

연구 2

연구 2에서는 연구 1을 통해 청소년또래애 착을 적절하게 구인하지 못하는 것으로 확인 된 회피애착 3번, 13번, 20번, 25번 문항과 불 안/양가애착 16번 문항을 제외한 후, 25문항으로 구성된 AFAS를 다른 고등학생들에게 실시 하여 자료를 수집하였다. 문항들이 또래애착 을 적절하게 구인하는지를 확인하기 위해 확 인적 요인분석을 실시하였고, AFAS의 수렴타 당도와 준거관련 타당도를 확인하기 위해 IPPA 또래애착, 우울/불안과의 상관을 살펴보 았다

방 법

연구 참여자 및 자료 수집

2010년 7월부터 8월까지 경북 소재 1개 고등학교에서 자료를 수집하였고, 자료수집 방법은 연구 1과 동일하였다. 총 383명의 자료가 수집되었고, 남학생 180명(47.0%), 여학생 203명(53.0%), 1학년 159명(41.5%), 2학년 224명 (58.5%)으로 나타났다.

측정도구

청소년또래애착

서 '너무'라는 표현을 '많이'나 '매우'로 변경 연구 1을 통해 선별된 청소년또래애착 척도해서 불안/양가애착 수준이 평균 이하인 사람 (AFAS) 25문항을 사용하였고, 각 문항은 5점

리커트 형식으로 평정한다(1점 = 전혀 동의하지 않는다, 5점 = 매우 동의한다). 연구 2에서의 내적일치도는 전체 문항 .74, 안전애착 .89, 불안애착 .78, 회피애착 .70으로 나타났다.

부모애착 및 또래애착

AFAS의 수렴타당도를 확인하기 위해 옥정 (1998)이 번안한 부모 및 또래애착 척도(the Inventory of Parent and Peer Attachment; Armsden & Greenberg, 1987) 중 또래애착 척도를 사용하 였다. 이 척도는 상호신뢰(10문항), 의사소통(8 문항), 소외감(7문항) 등 세 개 하위척도로 구 성되어 있다. 상호신뢰는 걱정거리가 생겼을 때 털어놓고 얘기할 수 있고, 친구가 자신의 판단을 믿어주며, 친구를 좋은 사람이라고 생 각하는지를 묻는 문항으로 구성되어 있다. 의 사소통은 친구가 자신의 감정과 의견을 존중 하고 이를 이해하려고 노력하는지 등을 묻는 문항들로 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 또래들과 자유로운 의사소통이 이루어지고 있 는 것으로 간주한다. 마지막으로 소외감은 점 수가 높을수록 또래에게 관심 받지 못하고 있 는 것으로 간주하는데, 문제가 생겼을 때 도 움을 받을 수 없고, 이해받지 못하는 느낌, 좌 절이나 침체 등을 묻는 문항으로 구성되어 있 다. 각 문항은 5점 리커트 형식으로 평정한다 (1점 = 결코 그렇지 않다. 5점 = 항상 그렇 다). Armsden과 Greenberg(1987)의 연구에서 또 래애착은 부모애착, 가족 내 자기개념, 사회적 자기 개념과 정적 상관이 있는 것으로 나타났 다. Armsden과 Greenberg의 연구에서 전체문항 의 내적일치도는 .92이었으며, 검사-재검사 신 뢰도는 .86이었다. 본 연구에서 전체 문항의 내적일치도는 .77, 상호신뢰 .80, 의사소통 .84, 소외감 .69로 나타났다.

우울불안

본 연구에서는 AFAS의 준거관련 타당도를 확인하기 위해 심리적 적응과의 관련성을 확 인하였고, 심리적 적응을 구인하기 위해 한국 판 청소년 자기행동평가척도(Korea-Youth-Self-Report: KYSR)에 포함된 우울불안척도를 사용 하였다. KYSR은 원래 Achenbach(1991)가 개발 하였고 오경자, 하은혜, 홍강의, 이혜련(2001) 이 우리나라 청소년들을 대상으로 표준화하였 다. 인적 사항, 사회능력 척도, 문제행동증후 군 척도로 구성되어 있으며, 문제행동증후군 척도는 공격성과 비행을 청소년의 외현화 문 제로, 우울과 불안을 청소년의 내재화된 문제 로 분류한다. 우울불안은 총 14문항으로 구성 되어 있으며, 각 문항은 3점 리커트 형식으로 평정한다(1점 = 전혀 없다, 3점 = 자주 있거 나 정도가 심하다). 하은혜(2005)의 연구에서 내재화 문제행동 척도는 유아용 문제행동척도 (Korean Child Behavior Checklist: K-CBCL), 아동 용 불안증상 척도(Revised Children's Manifest Anxiety Scale: RCMAS), 우울증상 척도(Center for Epidemiological Studies-Depression Scale: CES-D)와 높은 정적 상관을 나타냈다. 하은혜의 연구에 서 내적 일치도는 .85이었으며, 본 연구에서는 .86으로 나타났다.

결 과

확인적 요인분석

25개 문항으로 구성된 청소년또래애착 척도의 요인구조가 자료에 적합한지를 확인하기위해, 연구 1에서와 같이 상위 요인(또래애착)이 하위 요인(안전애착, 불안/양가애착, 회피애

착)을 예측하는 2수준 측정모형을 설정하고 도 지수가 미흡하거나 수용가능한 수준인 것 확인적 요인분석을 실시하였다. 그 결과, 적합 으로 나타났다. $\chi^2(241, N=383)=807.64, p$

표 6. 측정모형의 적합도 지수

	$\chi^{^{2}}$	df	CFI	TLI	SRMR	RMSEA
측정모형	807.64	241	.82	.81	.08	.074

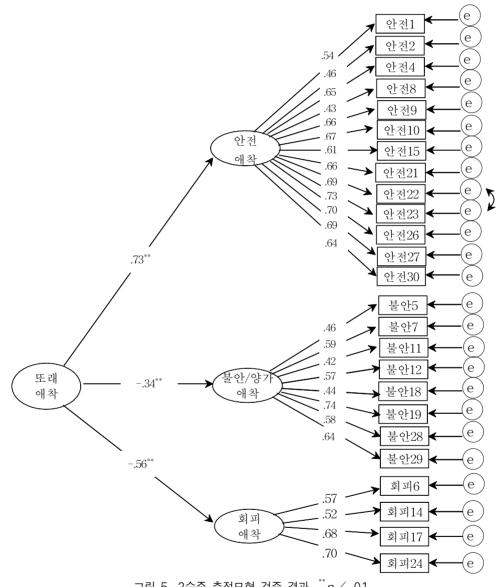


그림 5. 2수준 측정모형 검증 결과. ^{**}p ⟨ .01.

< .001, CFI = .82, TLI = .81, SRMR = .08, RMSEA = .074(90% CI = .068 - .080). 수정지수가 30 이상인 오차 간 상관을 설정하 였다(안전애착 22번과 23번 문항의 오차 간 상관). 뚜렷한 근거 없이 오차 간 상관을 설 정하는 것은 적절하지 않지만(MacCallum, Roznowski, & Necowitz, 1992), 설명할 수 없는 문항들의 오차로 인해 모형의 적합도가 적절 히 반영되지 못할 수 있기 때문에(Walker, 2010) 본 연구에서는 문항의 유사성을 근거로 오차 간 상관을 설정하였다. 안전애착 22번 문항("나는 내 친구가 나를 좋아하는 것을 안 다")과 23번 문항("나는 내 친구와 가깝다고 느낀다")의 경우 친구와의 정서적인 친밀감을 측정하는 문항으로 유사한 의미로 해석할 수 있다. 한편, 상위요인인 또래애착과 각 하위요 인 간 상관을 살펴본 결과, 안전애착의 경우 .34, 불안애착 .64, 회피애착 .57로 각각 나타났 다(ps < .001).

또한 그림 5에 나타난 것처럼, 또래애착에서 안전애착, 불안/양가애착, 회피애착으로 가는 경로계수(.73, -.34, -.56)와 잠재변인의 요인

부하량(.43~.73) 모두 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다(ps < .01). 마지막으로, 문항-총점 간 상관은 .52~.76으로 나타냈다(ps < .001).

수렴타당도 및 준거관련 타당도 검증

청소년또래애착 척도의 구성개념 타당도와 준거관련 타당도를 확인하기 위해, IPPA, 우울/불안과의 상관을 살펴보았다. 우선, AFAS와 IPPA 또래애착 하위척도의 상관을 살펴본 결과, AFAS의 안전애착은 IPPA 신뢰, 의사소통과는 유의미한 정적 상관을, 소외와는 유의미한 부적 상관을 나타냈다. 불안/양가애착과 회피애착은 신뢰, 의사소통과는 유의미한 부적 상관을, 소외와는 유의미한 정적 상관을 나타냈다. 또한 AFAS 안전애착은 우울/불안과 유의미한 부적 상관을 나타냈고, 불안/양가애착은 우울불안과 정적 상관을 나타냈다. 마지막으로, 회피애착은 우울불안과 유의미한 정적 상관을 나타냈다

표 7. 청소년또래애착 척도의 수렴타당도 및 준거관련 타당도 분석결과

	1	2	3	4	5	6	7
1. 안전애착	-						
2. 불안/양가애착	13*	-					
3. 회피애착	32**	.15*	-				
4. 신뢰	.67**	34**	31**	-			
5. 의사소통	.66**	23**	39**	.84**	-		
6. 소외	23**	.66**	.28**	45**	36**	-	
7. 우울불안	12*	.50**	.12*	25**	20**	.51**	-

^{*}*p*< .05. ***p*< .01.

논 의

연구 2에서는 청소년또래애착 척도가 다른 고등학생 표본에게도 타당하게 적용되는지를 확인하기 위해, 연구 1에서 선별된 문항들을 토대로 확인적 요인분석을 실시하였다. 또한 또래애착 척도의 수렴타당도와 준거관련 타당도를 확인하기 위해 IPPA 또래애착 하위요인들과 우울불안과의 상관을 살펴보았다. 본 연구결과를 토대로 시사점을 논하면 다음과 같다.

우선, 연구 1에서와 같이 상위요인인 또래 애착이 하위요인인 안전, 불안/양가, 회피애착을 예측하는 2수준 측정모형을 설정하고 확인적 요인분석을 실시하였다. 모형의 적합도를확인한 결과, CFI와 TLI가 수용가능한 수준이아닌 것으로 나타났다. 그러나 본 연구에서처럼 개별 문항을 토대로 측정모형을 설정할 경우 적합도가 떨어진다는 점과 CFI와 TLI 이외의 다른 두 적합도 지수(RMSEA, SRMR)가 수용 가능한 수준임을 고려했을 때, 세 가지 하위차원으로 청소년의 또래애착을 측정하는 것이수용 가능한 것으로 판단하였다.

청소년또래애착 척도의 수렴타당도를 확인하기 위해, IPPA 또래애착 하위척도들과의 상관을 살펴보았다. 그 결과, 안전애착은 IPPA하위척도인 신뢰, 의사소통과는 정적 상관을, 소외와는 부적 상관을 나타냈다. 이는 Wilkinson (2008)의 연구결과와 일치하는 것이다. 즉, 안전애착 수준이 높을수록 또래집단을 신뢰하고 또래들과 자유로운 의사소통이 이루어지고 있다고 지각하는 반면, 또래들로부터 관심과 이해를 받지 못한다고 지각하지 않을 뿐 아니라이로 인해 좌절하는 경향 또한 적음을 의미한다. 한편, 불안/양가애착과 회피애착은 IPPA 신뢰, 의사소통과는 부적 상관을, 소외와는 정

적 상관을 나타냈다. 즉, 가장 친한 친구와의 애착이 불안정할수록 또래집단을 신뢰하고 적절한 의사소통을 이루는 것이 힘들다고 지각할 뿐 아니라 또래집단으로부터 관심 받지 못하고 좌절을 경험할 가능성이 높음을 의미한다. 따라서 본 연구결과는 청소년또래애착 척도가 적절한 수렴타당도를 지니고 있음을 시사한다. 한편, 청소년또래애착 척도와 IPPA 또래애착 간 상관이 크지 않은 것으로 나타났는데, 이는 청소년또래애착 척도가 IPPA 또래애착 척도가 측정하는 개념과 유사하지만 다른개념을 측정하고 있음을 의미한다.

또한, 본 연구에서는 청소년또래애착 척도 의 준거관련 타당도를 확인하기 위해 우울불 안과의 상관을 살펴보았다. 그 결과, 안전애착 은 우울불안과 부적 상관을 지닌 것으로 나타 났다. 이는 Wilkinson(2009)의 연구결과와 유사 한 것으로, 안전애착 수준이 높을수록 우울, 불안 등 정서적 고통을 덜 경험한다는 애착이 론(Bowlby, 1977; Lopez & Brennan, 2000)과 부 합되는 결과이다. 반면, 불안/양가애착과 회피 애착 모두 우울불안과 정적 상관을 지닌 것으 로 나타났다. 이는 불안/양가애착과 회피애착 이 우울과 정적인 상관을 나타낸 Wilkinson (2009)의 연구와 유사하고, 애착이 불안정할수 록 심리정서적 고통에 취약하다는 애착이론과 일치하는 것이다. 본 연구결과는 청소년또래 애착 척도가 청소년의 우울불안을 적절히 설 명함을 의미하며, 따라서 척도의 준거관련 타 당도가 확보되었음을 시사한다.

종합 논의

유아기와 아동기를 거치면서 형성된 애착패

턴과 내적작동모델은 청소년기에 이르러 또래 와 어떤 애착관계를 형성하느냐에 따라 유지 될 수도 변화될 수도 있다(Wilkinson, 2008, 2009). 예를 들어, 발달 초기 양육자와 부적응 적인 관계를 경험하여 애착패턴이 불안정하더 라도 청소년기에 일관되고 지지적인 또래관계 를 경험할 경우 애착패턴이 안정적으로 변할 수 있다. 이렇듯, 청소년들에게 또래는 주요 애착대상이자 중요한 심리적 자원이다. 본 연 구에서는 청소년들이 가장 친한 친구에게 보 이는 애착패턴을 측정하기 위해 개발된 청소 년또래애착 척도(Wilkinson, 2008)가 우리나라 청소년들에게도 적절하게 사용될 수 있는지를 확인하기 위해 고등학생들을 대상으로 타당화 작업을 수행하였다. 번역/역번역 과정을 통해 척도를 번안한 후, 연구 1에서는 확인적 요인 분석과 문항반응이론을 통해 척도의 요인구조 와 문항의 적절성을 확인하였다. 연구 2에서 는 연구 1을 통해 선별된 25개 문항들을 가지 고 다른 고등학생 표본을 대상으로 확인적 요 인분석을 실시하여 요인구조의 적절성을 재차 확인하였으며, IPPA 또래애착 척도 및 우울불 안과의 상관을 통해 청소년또래애착 척도의 수렴타당도와 준거관련 타당도를 확인하였다. 연구 1과 연구 2에서 도출된 주요 연구결과를 토대로 선행연구와 척도 사용에 대한 시사점, 후속 연구에 대한 제언을 논하면 다음과 같다. 전체적으로, 세 하위척도 간 상관이 낮은 것으로 나타났다(연구 2에서 -.32, -.13, .15). 세 하위차원 간 상관이 낮다는 사실은 안전, 불 안/양가, 회피애착이 청소년 또래애착의 서로 다른 차원을 측정하고 있음을 의미한다. 또한 연구 2에서 또래집단과의 일반적인 관계를 측

정하는 IPPA 또래애착과의 상관을 확인한 결

과, Wilkinson(2009)의 연구에서처럼 유의미한

상관을 나타냈지만 상관의 수치가 크지 않은 것으로 나타났다. 이는 청소년또래애착 척도 가 IPPA와는 다른 개념을 측정하고 있음을 시 사한다. 종합하면, 본 연구에서 타당화한 청소 년 또래애착 척도는 우리나라 고등학생들의 가장 친한 친구와의 애착 수준을 측정하며, 상대적으로 독립적인 또래애착의 세 차원을 측정한다고 해석할 수 있다.

척도 사용 및 수정(또는 개발)에 대한 시사 점을 논하면 다음과 같다. 비록 문항 총점과 하위요인 간 상관, 그리고 문항-총점 간 상관 이 모두 유의미한 것으로 나타났으나, 측정모 형 검증 결과 CFI와 TLI가 보수적인 기준에 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이는 문항 내용의 적절성 및 각 하위요인에 속한 문항의 수를 재고할 필요성을 시사하는 것이다. 특히, 본 연구에서는 척도의 내용타당도 및 신뢰도 를 고려하여 안전애착 13개 문항을 모두 포함 시켜 타당화 작업을 진행하였으나, 추후 연구 에서는 다른 하위척도와의 형평성을 고려하여 문항의 수를 줄이는 것을 고려해볼 필요가 있 다. 예를 들어, 21번 문항('나는 내 친구와 시 간을 보내는 것을 좋아한다')과 27번 문항('밖 에 나갈 때 그 친구랑 함께 있으면 더 즐겁 다')은 의미상 매우 유사하기 때문에 하나의 문항으로 합치는 것을 고려해볼 수 있을 것이 다.

관련해서, 자료 분석 시 개별 문항을 사용하는 대신 문항꾸러미(irem parcel)를 제작하여 사용하는 것을 고려해 볼 수 있다. 본 연구에서 확인적 요인분석을 실시한 결과, 측정모형의 적합도가 보수적인 기준에 미치지 못하는 것으로 나타났는데, 이는 측정지표가 많았기때문일 수 있다. 각 요인에 속한 문항의 수가많고 이를 측정지표로 사용할 경우 모형의 적

합도가 낮아지는 경향이 있는데, 이에 대한 해결책으로 문항꾸러미 제작을 고려해 볼 수 있다(조현철, 강석후, 2007). 문항꾸러미는 하 나의 요인, 즉 구성개념을 측정하는 다수의 문항을 두 개 또는 세 개 정도의 묶음으로 제 작한 것인데, 문항꾸러미를 제작하여 사용할 경우 척도의 신뢰도가 증가하고, 자료가 다변 량 정규분포 형태를 나타낼 가능성이 커지며, 모형이 간명해지기 때문에 상대적으로 작은 표본일 경우에도 적용이 가능하고, 모델의 적 합도 지수가 향상되는 장점을 지니고 있다 (Little, Cunningham, Shahar, & Widaman, 2002). 본 연구에서 수집한 자료를 바탕으로 Little 등 (2002)이 소개한 문항-구성개념 균형 맞추기 (item-to-construct balance)1) 방법을 사용하여 안 정애착 13개 문항을 3개 꾸러미로 제작하고, 불안애착 9문항은 3개 꾸러미, 그리고 회피애 착 4문항은 2개 꾸러미로 각각 제작하였다. 이를 토대로 확인적 요인분석을 재차 실시한 결과 모형의 적합도가 향상되었다. 구체적으 로. 연구 1에서 수집한 자료를 바탕으로 확인 적 요인분석을 실시한 결과 측정모형은 자료 에 적합한 것으로 나타났다, CFI = .99, TLI = .99, SRMR = .03, RMSEA = .040(90% CI =.017 - .062). 동일한 방법을 사용하여 연구 2에 서 수집한 자료를 분석한 결과, 측정모형이 자료에 적합한 것으로 나타났다, CFI = .98, TLI = .97, SRMR = .04, RMSEA = .058(90%)CI = .034 - .081). 따라서 본 척도를 사용해서 자료를 분석할 경우, 개별 문항 대신 문항꾸 러미를 제작하여 사용하는 것을 고려해 볼 수 있을 것이다.

전체 요인구조의 안정성 개선을 위해 또 한 가지 고려할 점은, 불안/양가애착 문항들을 좀 더 쉽고 명료하게 수정하는 것과 관련이 있다. 예를 들면 '나는 내가 언제나 친구에게 의지 할 수 있을 거라고 장담을 못하겠다'(11번 문 항), '나는 내 친구와 연락할 수 없을 때 그 친구한테 화가 난다'(18번 문항), '친구가 나를 이해해주지 않으면 그 친구한테 화가 난다'(5 번 문항)와 같은 문항들은 '장담을 못하겠다' 나 중간 과정에 대한 설명 없이 '화가 난다'라 는 표현을 사용하고 있어 응답자들이 그 의미 를 파악하고 응답하는 데 혼란을 느꼈을 가능 성이 있다. 불안/양가애착이 관계에서 거절에 대한 두려움과 타인의 승인에 대한 과도한 요 구, 타인의 무반응성에 대한 스트레스를 특 징으로 한다는 점을 고려했을 때(Mikulincer, Shaver, & Pereg, 2003), 이러한 문항들은 각각 '나는 내가 언제나 친구에게 의지할 수 없을 까봐 과도하게 걱정한다', '나는 내 친구와 연 락할 수 없을 때 그 친구와 멀어지는 것 같아 서 두렵다', '친구가 나를 진심으로 이해해주 지 않으면 그 친구가 내가 원하는 만큼의 애 정과 지지를 보이지 않는 것 같아서 화가 난 다'와 같이 내용을 보다 명료하게 수정할 수 있을 것이다. 이러한 작업을 통해 전체 요인 구조의 안정성이 개선될 수 있을 것이다.

마지막으로, 본 연구결과 Wilkinson(2008)이 제작한 8개 회피애착 문항 중 4개 문항이 삭제되었다. 앞서 연구 1에서 논한 것처럼, 필요할 경우 의미상 역방향 보다는 순방향의 문항을 제작하고, 부득이하게 역채점 문항을 제작해야만 하는 경우에도 다른 애착차원과 의미상 겹치지 않도록 문항의 내용을 제고할 필요

¹⁾ 문항-구성개념 균형 맞추기(item-to-construct balance) 방법은 요인부하량이 가장 큰 항목 3개를 항목 묶음에 차례로 할당하고 그 다음으로 요인부하 량이 큰 문항들을 이전과 반대되는 순서로 할당 하는 방식을 말한다.

가 있다. 회피애착이 친밀한 대인관계에 대한 두려움과 과도한 자기의존을 특징으로 한다는 점을 고려했을 때(Bäckström & Holmes, 2007; Mikulincer, Shaver, & Pereg, 2003), '내 문제나 걱정거리를 가장 친한 친구와 의논하지 않는 다', '사적인 생각과 감정을 친한 친구와 나누는 것이 편치 않다'와 같은 문항들을 추가로 제작할 필요가 있다.

본 연구의 주요 제한점은 다음과 같다. 첫 째, 본 연구는 서울, 경기, 경북 지역의 고등 학교에 재학 중인 고등학교 1, 2학년 학생들 을 대상으로 했기 때문에, 추후 연구에서는 청소년또래애착 척도가 다른 지역 다른 학년 학생들에게도 타당하게 적용되는지를 확인할 필요가 있다. 특히. 가장 친한 또래와의 애착 관계가 그 이전 시기보다 중요한 것으로 간주 되는 초기 청소년기, 즉 초등학교 고학년과 중학생들에게 청소년또래애착 척도를 실시하 여 척도의 요인구조가 안정적인지, 각각의 문 항이 적절한지를 검증할 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서는 문항의 내적일치도를 통해 척 도의 신뢰도를 확인하였는데, 후속연구에서는 검사-재검사 방법을 사용하여 척도 점수가 시 간의 변화에도 안정적인지를 확인할 필요가 있다.

참고문헌

- 김성현 (2004). 친밀 관계 경험 검사 개정판 타당화 연구: 확증적 요인분석과 문항 반응 이론을 중심으로. 서울대학교 대학원 석사학위 논문.
- 김은정 (2010). 한국판 친구관계 질 척도의 타 당화 연구. 청소년학 연구, 17(6), 197-213.

- 문정윤 (2005). 중학생의 부, 모, 또래애착이 정 서지능에 미치는 영향. 연세대학교 교육대 학원 석사학위논문.
- 성태제 (1998). 다분문항반응이론(등급반응모형)에 의한 학구적 실패내성척도의 문항분석과 피험자 특성추정. 교육심리연구, 12(2), 203-218.
- 오경자, 하은혜, 홍강의, 이혜련 (2001). K-YSR 청소년 자기행동평가척도. 서울: 중앙 적성연구소.
- 옥 정 (1998). 청소년기 애착 안정성과 우울성향 의 관계: 지각된 유능감의 매개효과를 중심 으로, 이화여자대학교 석사학위논문.
- 조현철, 강석후 (2007). 구조방정식 모델에서 항목묶음이 인과 모수의 검정과 적합도 평가에 미치는 영향. 한국마케팅과학회, 17(3), 136-153.
- 하은혜 (2005). 청소년 자기행동 평가척도 (K-YSR)의 신뢰도와 타당도. 숙명여자대학 교 아동연구센터, 18(1), 83-104.
- 홍세희 (2000). 문항반응 이론과 요인분석을 이용 한 척도 개발 및 타당화. 워크샵 교재. 한 국임상심리학회.
- Achenbach, T. M. (1991). Integrative guide for the 1991 CBCL 14-18, YSR and TRF profiles, Burlington, VT, University of Vermont Department of Psychiatry.
- Ainsworth, M. D. S. (1989). Attachment beyond infancy. *American Psychologist*, 44(4), 709-716.
- Ainsworth, M. D. S., Blehar, M. C., Waters, E., & Wall, S. (1978). *Patterns of attachment*: A psychological study of the strange situation. Hillsdale, N. J.: Erlbaum.
- Armsden, G. C., & Greenberg, M. T. (1987). The inventory of parent and peer attachment:

- Relationships to well-being in adolescence. Journal of Youth & Adolescence, 16(5), 427-454.
- Bartholomew, K., & Horowitz, L. M. (1991).

 Attachment styles among young adults: A test of a four-category young model. *Journal of Personality and social Psychology*, 61(2), 226-244.
- Bäckström, M., & Holmes, B. M. (2007).

 Measuring attachment security directly: A suggested extension to the two-factor adult attachment construct. *Individual Differences Research*, 5(2), 124-149.
- Becker, T. E., Billings, R. S., Eveleth, D. M., & Gilbert, N. W. (1997). Validity of scores on three attachment style scales: Exploratory and confirmatory evidence. *Educational and Psychological Measurement*, 57(3), 447-493.
- Benson, J., & Wilcox, S. (1981). The effect of positive and negative item phrasing on the measurement of attitudes. Paper presented at the Annual Meeting of the National Council on Measurement in Education, Los Angeles, CA (ERIC Document Reproduction service No. ED204404), April.
- Berndt, T. J., Hawkins, J. A., & Jiao, Z. (1999). Influences of friends and friendships on adjustment to junior high school. *Merrill-Palmer Quarterly*, 45, 13-41.
- Berndt, T. J., & Ladd, G. W. (1989). Peer relationships in child development. New York: Wiley.
- Bond, T. G., & Fox, C. M. (2001). Applying the rasch model: fundamental measurement in the human science. Mahwah, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Bowlby, J. (1977). The making and breaking of

- affectional bonds. British Journal of Psychiatry, 130. 201-210.
- Brennan, K. A., Clark, C. L., & Shaver, P. R. (1998). Self-report measurement of adult attachment: An integrative overview. In Simpson J. A. W. S. Rholes (Eds), Attachment theory and close relationships (pp.47-76). New York: Guilford Press.
- Brown, B. B. (2004). Adolescent's relationships with peers. In R. M. Lerner, & L. Steinberg (Eds.), *Handbook of adolescent psychology* (2nd ed.) (pp.363-394). Hoboken, NJ: John Wiley.
- Doherty, N. A., & Feeney, J. A. (2004). The composition of attachment networks throughout the adult years. *Personal Relationships*, 11, 469-488.
- Fraley, R. C., & Shaver, P. R. (1997). Adult attachment and the suppression of unwanted thoughts. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 1080-1091.
- Fraley, R. C., Waller, N. G., & Brennan, K. A. (2000). An item-response theory analysis of self-report measures of adult attachment.

 Journal of Personality and Social Psychology, 78, 350-365.
- Furman, W. (1996). The measurement of friendship perceptions: conceptual and methodological issues. In W. M. Bukowski, A. F. Newcomb, & W. W. Hartup (Eds.), *The company they keep: Friendship in childbood and adolescence* (pp.41-65). New York, NY: Cambridge University Press.
- Gable, R. K., & Wolf, M. B. (1993). Instrument development in the affective domain: Measuring attitudes and values in corporate and school settings

- (2nd ed.). Boston, MA: Kluwer Academic Publishers.
- Gullone, E., & Robinson, K. (2005). The Inventory of Parent and Peer Attachement-Revised (IPPA-R) for Children: A Psychometric Investigation. Clinical Psychology and Psychotherapy, 12, 67-79.
- Hambleton, R. K., & Swaminathan, H. (1995).
 Item response theory: Principles and applications.
 Boston, MA: Kluwer Nijhoff.
- Hambleton, R. K., Swaminathan, H., & Rogers,H. J. (1991). Fundamentals of item response theory. Newbury Park, CA: Sage.
- Hazan, C., & Zeifman, D. (1994). Sex and the psychological tether. In K. Bartholomew, & D. Perlman (Eds.), Attachment processors in adulthood: Advances in personal relationships (pp.151-178). London, UK: Jessica Kingsley.
- Henry, B., Moffitt, T. E., Caspit, A., Langley, J., & Silva, P. A. (1994). On the remembrance of thing past: A longitudinal evaluation of the retrospective method. *Psychological Assessment*, 6, 92-101.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Structural Equation Modeling, 6, 1-55.
- Kline, R. B. (2005). Principles and Practice of Structural Equation Modeling (2nd ed.). New York: The Guilford Press.
- Laible, J. D., Carlo, G., & Raffaelli, M. (2000).
 The differential relations of parent and peer attachment to adolescent adjustment. *Journal of Youth and Adolescence*, 29, 45-59.
- Laible, D. J., Carlo, G., & Roesch, S. C. (2004).

- Pathways to self-esteem in late adolescence: The role of parent and peer attachment, empathy, and social behaviors. *Journal of Adolescence*, 27, 703-716.
- Little, T. D., Cunningham, C. A., & Shahar, G., & Widaman, W. F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. Structural Equation Modeling, 9(2), 151-173.
- Lopez, F. G., & Brennan, K. A. (2000). Dynamic processes underlying adult attachment organization: Toward an attachment theoretical perspective on the healthy and effective self. *Journal of Counseling Psychology*, 47, 283-300.
- MacCallum, R., Roznowski, M., & Necowitz, L. (1992). Model modifications in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin*, 111, 490-504.
- Marrone, M. (2000). Attachment and Interaction.

 London: Jessica Kingsley Publishers. 이민희
 역. (2007). 애착이론과 심리치료. 서울: 시
 그마프레스.
- Mayseless, O., & Scharf, M. (2007). Adolescents' attachment representations and their capacity for intimacy in close relationships. *Journal of Research on Adolescence*, 17, 23-50.
- Mikulincer, M., Shaver, P. R., & Pereg, D. (2003).
 Attachment theory and affect regulation: The dynamic development, and cognitive consequences of attachment-related strategies.
 Motivation and Emotion, 27, 77-102.
- Miller, J. B., & Hoicowitz, T. (2004). Attachment contexts of adolescent friendship and romance. *Journal of Adolescence*, 27, 191-206.

- Nasser, F., & Takahashi, T. (2003). The effect of using item parcels on ad goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: An example using Sarason's reactions to tests.

 Applied Measurement in Education, 16(1), 75-97.
- Nickerson, A. B., & Nagel, R. J. (2004). The influence of parent and peer attachments on life satisfaction in middle childhood and early adolescence. Social Indicators Research, 66, 35-60.
- Parker, J. G., & Asher, S. R. (1993). Friendship and friendship quality in middle childhood: Links with peer group acceptance and feelings of loneliness and social development. Developmental Psychology, 29, 611-621.
- Samejima, F. (1996). The graded response model.
 In W. J. van der Linden & Hambleton, R.
 K. (Eds.), Handbook of modern item response
 theory (pp.85-100). New York: Springer.
- Shaver, P. R., & Mikulincer, M. (2002).

 Attachment-related psychodynamics. *Attachment*and *Human Development*, 4, 133-161.
- Sullivan, H. S. (1953). *The interpersonal theory of psychiatry*. New York: Norton.
- Tanaka, S. J. (1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equation models. In K. A. Bollen & S. J. Long (Eds.), Testing structural equation models (pp.10-39). Newbury Park, CA: Sage.

- Waler, D. A. (2010). A confirmatory factor analysis of the attitude toward research scale. Multiple Linear Regression Vieupoints, 36(1), 18-27.
- Wilkinson, R. B. (2004). The role of parental and peer attachment in the psychological health and self-esteem of adolescents. *Journal of Youth and Adolescence*, 33, 479-493.
- Wilkinson, R. B. (2008). Development and properties of the adolescent friendship attachment scale. *Journal of Youth and Adolescent*, 37, 1270-1279.
- Wilkinson, R. B. (2009). Best friend attachment versus peer attachment in the prediction of adolescent psychological adjustment. *Journal of Adolescence*, 33, 709-717.
- Wilkinson, R. B., & Walford, W. A. (2001).

 Attachment and personality in the psychological health of adolescents. *Personal & Individual Differences*, 31, 473-484.
- Wright, B. D., & Masters, G. N. (1982). *Rating scale analysis*. Chicago: MESA press.

원 고 접 수 일 : 2012. 1. 4 수정원고접수일 : 2012. 2. 10

게 재 결 정 일 : 2012. 5.22

The Korean Journal of Counseling and Psychotherapy

2012, Vol. 24, No. 2, 273-296

Validation of a Korean Version of the Adolescent Friendship

Attachment Scale with High School Students

Choi, Young-Hee

Kim, Min-Sun

Seo, Young-Seok

Dongduk University

Yonsei University

This study validated the Korean version of Adolescent Friendship Attachment Scale in two studies using Korean high school students. The scale was originally developed by Wilkinson(2008) to measure adolescents' peer attachment. In study 1, the second-order factor structure which was assumed to be held in the scale was fitted to responses from 534 students. After removing five items from the original scale, the model fit was reasonable. Item discriminations and category difficulties in Graded Response Model for 25 item were also acceptable. In study 2, results from confirmatory factor analysis in which the previous structure was examined confirmed the factor structure was appropriate in representing the data. Secure attachment was positively related to IPPA's trust and communication and negatively related to depression/anxiety, while anxious and avoidant attachments were negatively related to trust and communication and positively related to alienation and depression/anxiety. Implications and limitations of this study are discussed.

Key words: Adolescent Friendship Attachment Scale, scale validation, high school students

- 296 -

www.kci.go.kr