

## 한국판 아동 역기능적 태도척도(K-DAS-C)의 요인구조

신 현 균<sup>†</sup>

전남대학교 심리학과

본 연구에서는 D'Alessandro와 Burton(2006)이 개발한 아동 역기능적 태도척도(DAS-C)를 한국어로 번역하고 초등학교 5, 6학년 187명을 대상으로 요인구조를 조사하였다. 선행 연구들에서 척도의 요인구조에 대한 결과가 일관적이지 않았는데, 이는 연구에 따라 요인분석 방법에서 차이가 있고 한국판 척도의 경우 번역의 문제 등에 기인한 것으로 보인다. 따라서 본 연구에서는 가장 적합한 요인구조를 발견하기 위해 최대우도법을 적용한 탐색적 요인분석을 실시하였다. 그 결과, 단일요인보다는 2요인구조의 적합도가 더 높게 나타나 한국판 척도가 개인기준적 완벽주의와 자기비판적 완벽주의로 구성되어 있는 것으로 시사되었다. 각 요인별 내적 일관성 신뢰도와 7주 간격의 검사-재검사 신뢰도가 비교적 양호하였다. 요인별 공존타당도를 알아보기 위해 자존감 척도와의 상관을 구한 결과, 특히 자기비판적 완벽주의와 큰 역상관을 보여 초등학교 아동의 경우 자기비판적 완벽주의는 인지적 취약성으로 작용하지만 개인기준적 완벽주의는 그런 역할이 미미함이 시사되었다. 그러나 연령에 따라 두 요인의 우울 취약성 역할이 다를 수 있음이 논의되었다. 본 연구는 아동 우울증의 인지적 취약성으로 많이 연구되고 있는 역기능적 태도를 측정하는 한국판 척도가 초등학교 고학년에게 사용될 때 2요인으로 해석될 수 있으며 요인별 신뢰도와 타당도도 양호함을 보여주었다는 데 의의가 있다. 이 척도는 향후 우울 취약성이나 우울증의 예방적 개입 효과와 관련된 연구를 수행하는데 유용하게 사용될 수 있을 것이다.

주요어 : 역기능적 태도, 개인기준적 완벽주의, 자기비판적 완벽주의, 아동 우울, 인지적 취약성, 요인구조

<sup>†</sup> 교신저자(Corresponding Author) : 신현균 / 전남대학교 심리학과 / 광주광역시 북구 용봉동  
Fax : 062-530-2659 / E-mail : shk2004@jnu.ac.kr

어려서부터 시작된 우울증상은 학습 곤란이나 또래 관계에서의 어려움, 무기력증, 신체 증상 등을 동반하기 쉽고 심한 경우에는 무단 결석, 가출이나 범죄 행동 등의 비행 행동으로 나타나기도 하는 등 복합적인 증상들을 동반하여 적응상의 어려움을 초래한다(신현균, 2009; Horowitz & Garber, 2006). 따라서 아동 우울증의 발생 기제를 이해하여 사전에 예방하는 것이 매우 중요하다. 성인 우울증 환자의 75%가 아동기나 청소년기 동안 첫 번째 우울 삽화를 겪었다는 사실은 이 시기가 우울증의 취약성이 발달하는 주요 시기임을 시사한다(Jacobs, Reinecke, Gollan, & Kane, 2008). Beck(1967, 1987)은 우울증 발생의 핵심 요인으로 우울증을 유발하는 도식을 꼽았다. 즉, 무력감과 사랑받지 못한다는 주제를 반영하는 부적응적인 자기 도식이 인지적 취약성으로 작용한다고 보았다. 아동의 경우에도 우울증의 인지적 소인-스트레스 모형에 따르면 부적응적인 도식이나 암묵적 신념들이 우울증의 발생에서 취약요인으로 작용한다(Spence & Reinecke, 2003). 아동을 대상으로 역기능적 태도나 부적응적 도식에 대해 최근 다수의 연구가 이루어졌는데, 이러한 연구는 아동 역기능적 태도 척도의 개발로 인해 촉진되었다. D'Alessandro와 Burton(2006)은 역기능적 태도를 측정하기 위한 아동용 도구를 개발하고, 아동 우울증의 취약 요인에 대해 연구하였다. 이들은 Piaget의 인지발달 이론에 따라 7-11세까지의 아동은 구체적 조작기에 속하지만, 11-12세의 아동은 추상적 사고가 가능하다고 보기 때문에 11세 이후의 아동들은 우울증을 유발하는 도식을 구성하는 추론이 가능하다고 보았다.

이들은 22문항으로 구성된 아동 역기능적

태도척도(Dysfunctional Attitudes Scale for Children; DAS-C)를 개발하고 심리측정적으로 타당화하였다. 캐나다, 토론토의 학교에 다니는 8-14세 연령대의 453명을 대상으로 요인분석한 결과 한 차원이 지지되었다. 내적 일관성 신뢰도와 검사-재검사 신뢰도가 양호하였고 문항-총점 간 상관도 모든 문항에서 높게 나타나 이 척도가 아동의 역기능적 태도를 신뢰롭고 타당하게 측정할 수 있다고 결론내렸다. 이후 이 척도를 사용하여 아동의 역기능적 태도가 우울증의 인지적 취약성 요인인지 검증하는 연구를 수행하였다. 즉, 역기능적 태도가 스트레스와 상호작용하여 우울증상 수준의 변화를 예언할 것으로 가정하고 7-14세 아동 241명을 대상으로 검증하였다. 그 결과, 역기능적 태도 점수가 높고 스트레스 생활 사건을 겪었다고 보고한 아동들이 비슷한 정도의 스트레스를 겪었지만 낮은 수준의 역기능적 태도를 보고한 아동들에 비해 스트레스 사건 5일 후의 우울 증상이 유의미하게 더 증가하였다. 이런 상호작용은 11-12세 이상 아동의 경우에만 나타났고, 더 어린 아동에서는 보이지 않았다. 따라서 형식적인 조작적 추론 기술을 갖고 있는 11세 이상 아동에 한해 역기능적 태도가 스트레스를 조절하는 인지적 소인임이 규명되었다. 이런 결과는 성인의 경우를 반복검증한 것으로 Beck의 이론을 지지한다. 이 연구를 통해 역기능적 태도가 11세 이상 아동들의 우울 증상의 발생에서 중요한 역할을 한다는 것이 밝혀졌다. 또한 아동을 대상으로 소인-스트레스 이론을 검증함으로써 DAS-C의 구성 타당도를 규명하여 이 척도가 우울증의 인지적 취약성을 측정하는데 유용함을 증명하였다. 그 외에도 아동, 청소년의 역기능적 태도에 대한 여러 연구들에 의하면 역

기능적 태도가 생활사건 스트레스와 상호작용하여 우울증 진단을 예언한다. 따라서 역기능적 태도는 아동, 청소년기 동안 우울증의 첫 발병에 대한 취약성으로 작용하고, 미래의 발병에도 취약하게 만든다(Jacobs et al., 2008).

이처럼 아동기 우울증의 취약요인 중 하나로 역기능적 태도에 대해 외국에서는 다수의 연구들이 수행되었는데 비해, 국내에서는 아동 척도에 대한 연구조차도 매우 부족하다. 따라서 본 연구에서는 최근 외국에서 아동 연구에 사용되고 있는 D'Alessandro와 Burton(2006)의 아동 역기능적 태도 척도가 한국 아동들에 게도 유용하게 사용될 수 있을지 연구하고자 한다. 특히 이 척도의 요인구조에 대한 선행 연구 결과들이 일관적이지 않고 국내에서 수행된 관련 연구는 아동 척도 개발 연구가 유일한데 요인구조에 대한 외국연구 결과와 다른 양상을 보여, 본 연구에서는 초등학교 고학년 아동을 대상으로 한국판 척도의 요인구조를 규명할 것이다.

아동 역기능적 태도척도는 성인용 역기능적 태도척도를 모방하여 아동에게 사용하기 적합하게 수정한 척도이므로 문항 내용이 성인 척도와 유사하다. 성인 척도의 요인구조와 관련된 선행 연구를 보면, 역기능적 태도가 우울증의 소인으로 작용한다는 Beck(1983)의 스트레스-소인 이론에서 우울의 성격 소인으로 대인관계영역(사회지향; sociotropy)과 성취영역(자율지향; autonomy)을 구분한 것과 일치하는 결과를 보인다. Beck(1983)에 의하면 사회지향성 개인이 타인과의 관계 봉괴나 상실, 버려지거나 사회적으로 거부당할 때 우울이 유발된다. 이와 달리 자율지향성 개인은 성취와 독립성 주제에 초점을 두므로 성취의 실패나 환경에서의 통제감 상실을 지각할 때 우울이 유발된다.

다(McWhinnie, Abela, Knauper, & Zhang, 2009에서 재인용). 성인을 대상으로 한 역기능적 태도척도의 요인구조에 대한 연구 결과, 완벽주의와 승인요구의 두 요인이 추출되었는데, 완벽주의는 자율지향성과 자기 비판적인 경향을 반영하며, 승인요구는 사회지향을 반영한다. 이 두 요인의 공변량을 제거하고 나면 자기비판적 완벽주의는 부정적 대인관계 내용과, 승인요구는 긍정적 내용과 상관을 보였다 (Dunkley, Sanislow, Grilo, McGlashan, 2004). 아동 역기능적 태도척도는 기본적으로 성인용 척도를 모방하여 제작한 척도이므로 문항 내용상 성인과 같이 두 하위요인으로 구분할 수 있지만, 이러한 구분은 발달적으로 덜 민감할 수 있다는 주장이 있다(McWhinnie et al., 2009). 실제로 아동을 대상으로 역기능적 태도의 요인을 검증된 연구는 매우 부족하고 비일관적인 결과를 보인다. 이는 성인과는 다른 아동의 인지 특성 및 각 연구마다 사용한 요인분석 방법의 차이에서 기인했을 수 있으며, 국내 척도의 경우에는 그 외에도 번역의 문제와 관련될 가능성이 있다.

아동 역기능적 태도의 요인구조에 대해 연구하기 위해 D'Alessandro와 Burton(2006)은 D'Alessandro와 Abela(2001)가 제작한 40문항으로 구성된 아동 역기능적 태도척도(DAS-C)를 일반적인 역기능적 태도를 나타내는 척도로 제작하기 위해 교정된 문항-총점 상관에서 .30 이하인 문항들을 제거하고, 요인분석에서 첫 요인의 요인부하량이 .40 이하인 문항들도 제거하였다. 또한 요인부하량이 .40 이상인 문항 중에서도 일반적인 역기능적 태도를 측정하는 구성개념이 아닌 문항도 제거하여 22문항짜리 DAS-C를 제작하고 이 척도가 단일요인으로 구성되었음을 규명하였다. 즉, 고유치 1 이상

의 기준 외에 scree plot도 검토하여 첫 번째 고유치 이후의 scree plot 기울기가 별로 증가하지 않아 이 척도가 단일차원 구조로 이루어져 있다고 결론 내렸다. 다른 표본을 사용한 확인적 요인분석에서도 이 척도가 단일차원임이 지지되었다.

이와 달리 단일요인을 지지하지 않는 연구로 McWhinnie 등(2009)의 연구를 들 수 있다. 이들은 D'Alessandro와 Burton(2006)이 varimax 회전을 사용하여 단일요인이라는 결과가 나왔을 수 있으며, 또한 첫 요인의 요인부하량이 .40 이하인 문항들을 제거함으로써 중다요인 해결책을 산출할 가능성을 배제하였다고 비판하였다. 따라서 McWhinnie 등(2009)은 140명의 초등학교 3학년생의 자료에 대해 요인 간 상관을 가정하고 최대우도법을 사용해 프로젝스 방식으로 회전하였다. 그 결과, DAS-C가 자기비판적 완벽주의(9문항)와 개인기준적 완벽주의(6문항)라는 두 요인으로 이루어져 있음을 확인하였다. 개인기준적 완벽주의는 성취에 대한 염려와 스스로에 대한 높은 기준과 목표 설정과 관련되는 반면, 자기비판적 완벽주의는 심한 자기 검토, 자신의 행동에 대한 비판적 평가, 성공 후 만족감을 경험하기 어려움 및 타인의 비판이나 기대에 대한 만성적인 염려 등으로 특징지워진다. 이들은 이후 130명의 3학년생과 184명의 7학년생을 대상으로 확인적 요인분석을 실시한 결과, 3학년, 7학년 모두 2요인 구조가 단일요인 구조보다 더 적합하다는 결론을 얻었다.

따라서 McWhinnie 등(2009)의 연구와 D'Alessandro와 Burton(2006)의 연구에서 사용한 척도는 문항 수 뿐 아니라 개발 목적이 다르고 요인구조 역시 다르다고 볼 수 있다. 즉, McWhinnie 등(2009)의 연구에 사용된 40문항짜

리 DAS-C는 2요인으로 구성된 척도이며, D'Alessandro와 Burton(2006)의 연구에서 사용된 22문항짜리 DAS-C는 단일요인 척도임이 지지되었다. 그러나 초등학교 4-6학년 아동들을 대상으로 실시한 국내 연구에서 이정아와 정현희(2010)는 22문항으로 구성된 척도의 한국판에 대해 2요인으로 구성되어 있음을 주장하여 선행 연구들과는 다른 결과를 보였다. 이는 McWhinnie 등(2009)이 요인 간 상관을 가정해 oblique 방식의 회전을 사용한데 비해 이정아와 정현희(2010)의 연구에서는 varimax 방식으로 회전하였다는 차이가 있고, 원문항의 의미가 다소 약화되어 번역되었다는 데서 기인할 가능성이 있다. 결과적으로 이정아와 정현희(2010)의 연구에서는 22문항 중 자기비판적 완벽주의에 8문항, 개인기준적 완벽주의에 5문항만 해당되어 총 13문항만이 사용되어 많은 문항들이 소실되었다. 또한 자기비판적 완벽주의는 우울척도와 .65의 상관을 보인 데 비해, 개인기준적 완벽주의는 우울척도와 .19의 낮은 상관을 보여 후자가 우울 취약성을 신뢰롭고 타당하게 측정할 수 있는지에 대해 의문이 제기된다.

따라서 본 연구에서는 'Alessandro와 Burton(2006)이 단일요인으로 제작한 22문항짜리 척도를 이정아와 정현희(2010)의 연구와는 독립적으로 한국판으로 번역해 요인구조를 재검토하였다. 이정아와 정현희(2010)의 번역과 본 저자의 번역에서 다소 차이가 있는 문항들이 있다. 예를 들어, 이정아와 정현희(2010)는 '실수할 때마다 나에게는 항상 나쁜 일이 일어난다'고 사실적인 내용으로 번역한데 비해, 본 연구에서는 '내가 실수할 때마다 매번 나쁜 일들이 일어날 것이다.'라는 부정적 예상에 대한 원문항의 의미를 충분히 살렸다. 또한 '원

하는 것을 갖지 못할 때 사람들은 화가 난다.'라고 이정아와 정현희(2010)가 번역한 문항은 원문항의 당위적 의미가 덜 강조되어 본 연구에서는 '자신이 원하는 것을 얻지 못할 때 당연히 화가 나야 한다.'로 번역하여 당위적 사고를 강조하였다. 이처럼 본 연구에서는 원칙도 문항의 당위적 사고나 부정적 예상 등의 의미를 최대한 반영하도록 번역하였다.

한국판 아동 역기능적 태도 척도의 요인구조를 규명하는 연구는 아동 역기능적 태도의 구조에 대한 정보를 제공함으로써 각 요인별 취약성의 발달 기제에 대해 시사점을 줄 뿐 아니라 성인의 역기능적 태도와의 차이점을 대해 연구할 도구를 제공할 수 있다. 또한 각각의 취약요인과 우울과의 차별적 관련성에 대한 연구, 예방적 개입이나 치료적 개입에 따른 인지적 취약성의 변화에서 요인별 차이에 대한 연구, 연령과 성에 따른 인지적 취약성의 특성, 등에 대한 연구에서 유용하게 사용될 수 있다. 궁극적으로 우울증의 예방과 치료에서 특히 강조해서 다루어야 할 인지적 취약성을 알게 해 준다는 점에서 이론적 측면 뿐 아니라 임상 실제적 측면에서도 중요하다. 즉, 향후 아동의 인지적 취약성에 대한 다양한 연구들을 활성화시킬 수 있을 것이다. 본 연구에서는 인지적 취약성이 형성되는 초기 시기인 11-12세 아동들을 대상으로 한국판 아동 역기능적 태도 척도의 요인구조를 조사하기 위해 단일요인과 2요인구조의 적합도를 비교하였다. 이 시기의 아동들을 연구대상으로 선택한 것은 역기능적 태도가 스트레스와 상호작용하여 우울증상의 변화를 예언하는 인지적 소인으로 작용하는 연령 기준이 11세 이상이라는 선행 연구에 근거한 것이다 (D'Alessandro와 Burton, 2006). 또한 역기능적

태도가 인지적 취약성으로 작용하기 시작하는 이 시기는 우울증에 대한 예방적 개입을 하기 위해 적절한 시기이기도 하다. 따라서 우울의 취약성 및 예방과 관련된 학술적 연구와 임상적 유용성을 감안하여 연구대상을 초등학교 5, 6학년생으로 선정하였다.

## 방법

### 연구참여자

광역시에 소재한 한 초등학교 5, 6학년에 재학 중인 학생들이 연구에 참여하였다. 5학년 4개 반, 6학년 4개 반 학생들을 대상으로 도덕 수업 시간에 정신건강과 관련된 프로그램을 실시하기에 앞서 질문지를 실시하였다. 총 232명이 참여하였지만 불성실하게 응답한 45 사례를 제외하여 최종적으로 5학년 남학생 46명, 여학생 40명, 6학년 남학생 51명, 여학생 50명으로 총 187명의 자료가 분석되었다.

### 도구

#### 한국판 아동 역기능적 태도 척도

D'Alessandro와 Burton(2006)이 개발하고 타당화한 아동 역기능적 태도 척도(Dysfunctional Attitudes Scale for Children; DAS-C)는 22문항으로 6점 척도이다. 캐나다, 토론토의 학교에 다니는 8-14세 연령대의 453명( $M = 142.32$ ,  $SD = 18.93$ )을 대상으로 요인분석한 결과 한 차원이 지지되었다. 내적 일관성 신뢰도는 .87이었고 22개 문항 모두에서 문항-총점 간 상관이 .30을 넘어 내적 일관성이 양호하였다. 3주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .80이었다

(D'Alessandro & Burton, 2006).

본 연구에서는 한국판 척도(Korean Dysfunctional Attitudes Scale for Children; K-DAS-C)를 개발하기 위해 각 문항들을 한국 어로 번안하였다. 번안 과정을 보면, 먼저 학술적 목적으로 척도를 사용하기 위해 척도 개발자인 D'Alessandro로부터 한국판 척도 개발에 대해 허락을 받았다(2010년 9월 1일). 연구자가 1차로 한국어로 번역을 하고, 영문학 전공 교수의 자문을 받아 부정확한 부분을 수정하고 아동들이 이해하기 쉽게 문장을 가다듬었다. 그리고 나서 영어와 한국어에 능통한 녀과학 전공 박사 과정생이 영어로 역번역을 하여 문항 내용이 일치하는지 확인하고 불일치하는 내용을 수정하였다. 마지막으로 초등학교 교사가 본 척도의 문항들이 아동들에게 실시하기 적합한지 검토하였다.

### 자존감 척도

Rosenberg(1965)의 전반적 자존감(global self-esteem) 척도의 한국판을 사용하였다(이영호, 1993). 이 척도는 자아 존중의 정도와 자아 승인 양상을 측정하는 검사로, 긍정적 자존감 5 문항과 부정적 자존감 5문항 등 총 10문항으로 구성되어 있다. 4점 척도이며 내적 일관성 신뢰도  $\alpha$  계수는 .79로 보고되었다. 본 연구 표본에서  $\alpha$ 는 .78이었다.

### 자료 수집 및 분석

2010년 9월에 광역시의 한 초등학교 5, 6학년 8개 학급 학생들이 연구에 참여하였다. 대학원에서 상담을 전공한 교사가 도덕 수업 시간에 질문지에 대해 설명하고 자료를 수집하였다. 척도의 요인구조를 조사하기 위해 최대

우도법을 적용해 탐색적 요인분석을 실시하여, 1요인구조와 2요인구조의 적합도를 비교하였다. 또한 요인별 내적 일관성 신뢰도와 검사-재검사 신뢰도를 구하였다. 취약성 요인의 특성상 비교적 오랜 기간 동안 안정적으로 유지되는 것(Wang, Halvorsen, Eisemann, & Waterloo, 2010)이 검증될 필요가 있어 본 연구에서는 94명을 대상으로 7주 간격의 검사-재검사 신뢰도를 구하였다. 요인별 공존타당도를 확인하기 위해 자존감 척도와의 상관을 구하였다.

### 결과

187명을 대상으로 최대우도법을 적용해 요인분석하였다. 요인 간 상관을 가정해 oblique 프로젝트 방식으로 회전하였다. 본 자료의 최종 통계치를 보면 요인 1의 고유치가 7.02로 전체 변량의 31.89%를 설명하고 요인 2의 고유치가 2.55로 변량의 11.59%를 설명하여 두 요인의 총 설명량은 43.48%였다.

요인구조의 적합도를 알아본 결과, 1요인구조의 적합도는  $\chi^2(209) = 634.56, p < .001$ , RMSEA = .10으로 적합도가 좋지 않았다. 이에 비해 2요인구조의  $\chi^2(188) = 349.53, p < .001$ , RMSEA = .07로 적합도가 더 좋았다. 또한 두 요인 간 상관이 .49로 유의하지만 아주 높지는 않아 별개의 요인으로 보는 것이 가능하였다. 따라서 본 자료가 2요인으로 구성되어 있다고 결론 내렸다. 요인 1은 '나는 다른 아이들보다 더 유능해야 한다.' 등의 12개 문항으로 구성되며 개인기준적 완벽주의로, 요인 2는 '내가 실수할 때마다 매번 나쁜 일들이 일어날 것이다.' 등의 10개 문항으로 구성되며 자기비판적 완벽주의로 명명하였다. 개인기준적

표 1. 한국판 아동 역기능적 태도 척도의 요인별 요인부하량, 교정된 문항-총점 간 상관, 내적 일관성 및 검사-재검사 신뢰도(N=187)

문항 번호		요인	문항-총점
		부하량	상관
		요인1 요인2	요인1 요인2
1	내가 항상 잘 해야만 사람들은 나를 좋아할 것이다.	.60	.56
2	내가 아는 모든 사람들이 나를 좋아해야만 나는 행복할 수 있다.	.64	.59
3	뛰어난 생각을 하는 사람들은 그렇지 않은 사람들보다 더 중요하다.	.57	.51
4	다른 사람들이 나에 대해 어떻게 생각하는지가 매우 중요하다.	.63	.58
5	잘 생긴 사람들은 못 생긴 사람들보다 더 행복하다.	.57	.51
6	젊은이들은 자신이 하는 모든 일에서 최고여야 한다.	.65	.61
7	자신이 원하는 것을 얻지 못할 때 당연히 화가 나야 한다.	.47	.50
8	만약 내가 명청한 말을 한 번 한다면, 그것은 내가 바보라는 것을 뜻한다.	.62	.56
9	내가 실수할 때마다 매번 나쁜 일들이 일어날 것이다.	.72	.65
10	나는 다른 아이들보다 더 유능해야 한다.	.69	.65
11	만약 어떤 한 사람이 나를 사랑하지 않는다면, 아무도 나를 결코 사랑하지 않을 것이다.	.63	.59
12	만약 내가 한 번 실패한다면, 항상 실패하게 될 것이다.	.79	.70
13	만약 내가 다른 사람들과 생활이 다르다면, 그들은 나를 미워할 것이다.	.74	.67
14	만약 내가 어떤 일을 완벽하게 할 수 없다면, 차라리 시도하지도 말아야 한다.	.61	.53
15	내가 실수하면, 당연히 나 자신에게 화가 나야 한다.	.39	.41
16	내가 하고 싶은 것보다 다른 사람들이 나에게 바라는 일을 하는 것이 더 중요하다.	.41	.33
17	만약 내가 남의 도움을 필요로 한다면, 그것은 내가 바보라는 것을 뜻한다.	.57	.56
18	다른 사람들이 나에 대해 좋게 말할 때에만 나는 기분이 좋을 수 있다.	.57	.53
19	내가 시도하는 모든 일을 잘 해야만 한다.	.58	.55
20	다른 아이들이 나를 좋아하려면 내가 멋있어야 한다.	.60	.65
21	나는 항상 나 혼자서 내 문제를 해결할 수 있어야 한다.	.44	.39
22	다른 사람들이 나를 좋아하게끔 나는 최소한 한 가지 일에서는 최고가 되어야 한다.	.70	.65
a 검사-재검사 상관		.87	.84
고유치		7.02	2.55
설명변량(%)		31.89	11.59

완벽주의에는 성취와 유능감에 대한 높은 기대, 타인들로부터 인정받고 싶은 욕구 등이, 자기비판적 완벽주의에는 실수나 실패에 대해 자기비난하는 경향, 타인으로부터의 비난에 대한 염려 등이 주요 내용으로 포함되었다. 요인분석 결과는 표 1에 제시하였다.

두 요인별로 모든 문항의 요인부하량이 문항 .3을 넘어 요인부하량이 유의미하다는 것을 나타내는 전통적인 기준인 .30(Nunnally, 1978)을 충족시켰다. 12문항으로 구성된 요인 1의 내적 일관성 신뢰도  $\alpha$  계수는 .87, 10문항으로 구성된 요인 2의  $\alpha$  계수는 .84였다. 요인별 문항-총점 간 상관도 모두 .30을 넘어 내적 일관성이 양호하였다. 7주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 요인 1의 경우 .71, 요인 2의 경우 .65였다. 이 결과는 표 1에 제시하였다.

척도의 요인별 공존타당도를 알아보기 위해 우울증의 취약성을 측정하는 자존감 척도와의 상관을 구해본 결과, 자존감 척도와 요인 1의 상관은  $-.19(p<.01)$ , 요인 2와의 상관은  $-.60(p<.001)$ 의 부적 상관을 보여, 특히 요인 2가 우울 취약성을 타당하게 측정하는 것으로 확인되었다. 성과 연령별 척도 점수의 평균과 표준편차는 부록에 제시하였다.

## 논 의

본 연구에서는 한국판 아동 역기능적 태도 척도의 요인구조를 조사하기 위해 초등학교 5, 6학년 187명을 대상으로 단일요인과 2요인구조의 적합도를 비교하였다. 그 결과, 2요인구조가 더 적합한 것으로 나타나 이정아와 정현희(2010), 그리고 McWhinnie 등(2009)의 결과와 일치한 반면, 단일요인을 주장한 D'Alessandro

와 Burton(2006)의 결과와는 달랐다. 본 연구에서 각 요인별 문항 내용을 살펴보면, 개인기준적 완벽주의는 성취와 유능감에 대한 높은 기대와 염려, 스스로에 대한 높은 기준과 목표 설정 및 타인들로부터 인정받고 싶은 욕구 등과 관련되는 반면, 자기비판적 완벽주의는 심한 자기 검토, 자신의 행동에 대한 비판적 평가, 실수나 실패에 대해 자기비난하는 경향 및 타인의 비판이나 기대에 대한 염려 등을 반영한다. 이 결과는 성인을 대상으로 한 역기능적 태도척도의 요인구조에 대한 연구 결과와 유사하다(Dunkley et al., 2004). 즉, 개인기준적 완벽주의는 개인적 목표 뿐 아니라 타인으로부터의 평가에 대한 내용이 상당히 포함되어 있어 성인 척도의 승인요구(사회지향) 요인과 유사하다. 자기비판적 완벽주의는 자기비판적인 경향(자율지향)과 유사한 측면이 있다. 그러나 두 요인의 문항들이 모두 대인관계와 성취 주제를 포함하고 있다.

본 연구에서는 설명량이 더 크고 더 많은 문항이 포함된 1요인이 개인기준적 완벽주의로, 2요인이 자기비판적 완벽주의로 명명되었다. 이정아와 정현희(2010)의 연구에서는 1요인으로 자기비판적 완벽주의에 8문항, 2요인으로 개인기준적 완벽주의에 5문항이 해당되어 본 연구 결과와는 달랐다. 이는 본 연구에서 요인 간 상관을 가정한 것과는 달리 이정아와 정현희(2010)의 연구에서는 요인 간 상관을 가정하지 않는 varimax 회전을 사용하였고, 유의한 요인부하량의 기준이 다른데서 기인했을 수 있다. 즉, 본 연구에서는 최대한 문항 소실을 줄이고 신뢰도를 적정 수준으로 유지할 수 있도록 하기 위해 요인부하량이 유의미하다는 것을 나타내는 통상적인 기준인 .30(Nunnally, 1978)의 기준을 선택한 데 비해, 이

정아와 정현희(2010)의 연구에서는 .51의 기준을 선택하여 두 연구 간 차이가 있었다. 그렇지만, .51의 기준에서 보더라도 본 연구의 경우 요인1은 1문항이, 요인2는 3문항이 .51을 넘지 못해 각 요인별로 11문항과 7문항이 남아 문항 소실이 더 적었다. 따라서 이정아와 정현희(2010)의 연구와는 별개로 본 연구에서 번안해 사용한 문항들이 문항 소실이 적고 요인부하량이나 내적 일관성도 양호하였다. 즉, 본 연구의 요인별  $\alpha$ 가 각각 .87, .84인데 비해 이정아와 정현희(2010)의 경우 .78, .83으로, 특히 1요인(자기기준적 완벽주의)의 신뢰도에서 차이가 컸다.

두 요인점수와 자존감 척도와의 상관을 구해본 결과, 자존감과 요인 1의 상관은 -.19로 별로 크지 않은 데 비해 요인 2와의 상관은 -.60으로 상당한 부적 상관을 보였다. 따라서 개인적으로 높은 기준에 도달하려는 태도보다는 자신의 잘못이나 실수에 대해 극단적으로 부정적인 태도를 보이는 것이 낮은 자존감과 관련되며, 이는 우울증의 취약요인으로 작용할 수 있다. 이는 이정아와 정현희(2010)의 결과에서 자기비판적 완벽주의가 우울증과 .55의 상관을 보인 것과 일치하는 것이다. 이런 결과는 역기능적 태도 척도 중 자기비판적 완벽주의는 우울 취약성을 타당하게 측정하지만 개인기준적 완벽주의가 우울 취약성으로 작용하는지에 대해 의문을 갖게 한다. 즉, 자기비판적 완벽주의는 실패 경험이나 부정적 대인 관계 사건과 같은 스트레스와 상호작용하여 우울증을 유발할 가능성이 시사되는데 비해 (Abela & Taylor, 2003), 개인기준적 완벽주의는 오히려 긍정적인 측면도 갖고 있다는 선행연구 결과(Dunkley et al., 2004)를 고려해볼 때 우울 취약 요인으로 볼 수 있는지에 대해 검토

할 필요가 있다. 이와 관련된 연구로 Dunkley, Zuroff와 Blankstein(2003)은 개인기준적 완벽주의가 높은 아동이 스트레스 상황에서 문제 중심적 대처를 하게 되는데 비해, 자기비판적 완벽주의가 높은 아동은 회피적 대처나 자기비난 방략을 사용하는 경향이 있음을 밝혔다. 이런 특성으로 인해 결국 자기비판적 완벽주의가 개인기준적 완벽주의보다는 우울 증상과 강한 상관을 보일 수 있다(Blankstein & Dunkley, 2002, McWhinnie et al., 2009에서 재인용). 그러나 McWhinnie 등(2009)의 연구에서는 연령에 따라 이 두 요인의 역할이 다를 수 있음을 시사되었다. 즉, 초등학교 3학년의 경우에는 개인기준적 완벽주의가 우울증상, 무망감, 대인관계 손상과 상관을 보이지 않았지만 7학년의 경우에는 상관이 있었다. 3학년의 경우 개인기준적 완벽주의는 반추하는 반응 양식과 상관이 있었다. 따라서 비록 개인기준적 완벽주의가 3학년 아동에게는 상대적으로 해롭지 않을 수 있지만, 초기 청소년기에는 부적응적 결과와 관련될 수 있다. 이는 자의식과 자기비판이 증가하는 초기 청소년기가 되면 자기 기준이 높은 것이 심리사회적 기능의 손상과 연합되며 때문일 수 있다(Garber, Wiess, & Shanley, 1993). 두 요인 간 상관이 3학년의 경우 .38인데 비해 7학년의 경우 .68로 상당히 커졌다는 선행 연구 결과(McWhinnie et al., 2009)와 본 연구 대상인 5, 6학년에서 .49로 나온 것을 보더라도 아동기에서 청소년기로 가면서 두 요인 간 상관이 점차 커지는 경향이 있어, 개인기준적 완벽주의의 부정적 속성도 증가할 가능성이 있다. 따라서 자기비판적 완벽주의가 개인기준적 완벽주의보다 더 극단적이고 부정적인 영향을 주는 완벽주의일 수 있지만, 중학생의 경우에는 두 요인 모두 심리

사회적 문제와 상관이 있으므로, 개인기준적 완벽주의 역시 우울 취약 요인으로 작용할 가능성을 배제할 수 없다. 그러므로 두 요인이 갖는 우울 취약성으로서의 역할은 연령에 따라 달리 해석될 필요가 있다. 이처럼 연령에 따라 각 요인이 우울 취약 요인으로 작용하는 정도에 대해 알기 위해서는 추후 연구가 필요하다. 이 두 요인은 아동기에서 청소년기로 가면서 자의식이 더 분화될 때 각각 독특한 취약성으로 작용할 수 있으므로, 이 두 요인이 향후 우울증 유발에 미칠 수 있는 차별적인 역할에 대해서는 다양한 조절변인이나 매개변인들과의 관련성을 고려하면서 연구할 필요가 있다. 한 예로, 역기능적 태도가 높은 아동이 스트레스 사건을 겪은 후 우울 증상이 더 증가했지만, 이는 낮은 자존감을 가진 경우에만 해당되었다는 연구가 있다(Abela & Skitch, 2007). 따라서 역기능적 태도의 각 요인별로 우울과의 관계에 영향을 주는 다양한 변인들과의 관련성에 대한 연구를 통해 각 요인의 긍정적, 부정적 속성에 대해 규명할 수 있을 것이다.

본 연구의 의의는 첫째, 아동의 역기능적 태도를 측정하기 위해 개발된 한국판 척도가 한국의 초등학교 고학년 아동을 대상으로 사용될 때 개인기준적 완벽주의와 자기비판적 완벽주의라는 2요인으로 구성되어 있음을 규명했다는 것이다. 또한 공존타당도, 요인별 내적 일관성과 시간적 안정성이 비교적 양호해 한국판 척도가 아동의 인지적 우울 취약성을 비교적 신뢰롭고 타당하게 측정할 수 있음을 검증했다. 검사-재검사 신뢰도의 경우, 두 요인 각각 .71, .65로, D'Alessandro와 Burton(2006)의 연구에서 3주 간격으로 구한 신뢰도가 .80인데 비해 약간 낮지만 검사 간 간격이 7주라

는 것을 고려하면 한국판 척도가 시간적으로 비교적 안정적임을 나타낸다. 이 척도는 비교적 이해하기 쉽고 문항 수가 적어 차후 우울 문제를 보일 소지가 있는 고위험 아동을 선별하는데 편리하게 사용될 수 있을 것이다. 따라서 청소년기에 급증하는 심각한 우울증을 예방하기 위한 조기 개입 대상을 선정하고, 개입의 효과를 측정하는데 사용될 수 있다. 둘째, 본 척도를 사용하여 아동의 우울 관련 연구들이 활성화될 수 있을 것이다. 우울 취약성이 형성되는 기제에 대한 연구나, 역기능적 태도가 우울증을 유발하는데서 요인별로 어떤 차별적 역할을 담당하는지를 알아보기 위해 여러 매개변인과 조절변인과의 관련성 연구, 연령과 성에 따른 취약성의 차이점, 고위험 집단의 취약성, 및 치료나 예방적 개입으로 인한 역기능적 태도의 변화, 등에 대한 연구가 가능해질 것이다. 고위험 집단에 대한 예방적 개입이나 우울집단의 치료 효과에 대한 연구에서 본 척도가 부적응적 인지의 변화를 잘 탐지하는지 확인하는 연구, 두 요인이 특정한 부정적 사건을 겪은 것과 상호작용하여 우울을 유발하는지를 알아보기 위한 종단 연구 등을 통해 본 척도의 요인별 타당도를 더 명확하게 규명할 수 있을 것이다.

본 연구의 제한점과 후속 연구에 대한 시사점은 다음과 같다. 본 연구가 한 학교의 일반 아동만을 대상으로 수행되었고 사례수가 적어 일반화의 어려움이 있어 향후 더 크고 다양한 표본에서 확인적 요인분석 연구가 필요하다. 또한 임상 장면의 아동이나 고위험 아동에서도 동일한 요인구조가 나타나는지를 확인하기 위한 후속 연구도 필요하다. 또 다른 제한점으로 본 연구에서는 초등학교 5, 6학년만을 대상으로 하여 성과 연령에 따른 특성이 충분

히 반영되지 못했을 가능성이 있다. 즉, 본 연구 대상의 연령이 우울증이 급증하기 전 시기 이므로 청소년의 경우에는 본 연구에서와는 다른 결과를 보일 수 있다. 중, 고등학생의 경우 연령이 증가할수록 부정적 자동적 사고 등의 인지적 문제와 함께 우울증상도 증가해, 13-14세 시기에 우울증의 발생빈도가 급격히 증가한다(Hollon, Munoz, Barlow, Beardslee, Bell, Bernal, Clarke, Franciose, Kazdin, Kohn, Linehan, Markowitz, Mitlowitz, Persons, Niederehe, & Sommers, 2002). 국내 연구에서도 초등학생에 비해, 중, 고등학생들이 부정적 자동적 사고를 더 많이 보였다(문경주, 오경자, 문혜신, 2002). 따라서 아동기보다 청소년기에 역기능적 태도가 더 뚜렷하게 나타날 가능성이 있어 역기능적 태도가 더 분화될 수 있으며 척도의 요인 구조도 다르게 나타날 가능성이 있다. 또한 청소년기에는 여성의 인지적 취약성이 더 두드러질 가능성이 크다. 국내 중, 고등학생을 대상으로 한 연구에서 여학생에게서 우울증상이 더 많이 나타났고(이희연, 하은혜, 2008), 여학생이 부정적인 자동적 사고도 더 많이 한다(Cohen, Kasen, Velez, Hartmark, & Johnson, 1993; Bruce, Cole, Dallaire, Jacquez, Pineda, & LaGrange, 2006에서 재인용; Hankin & Abramson, 2001). 따라서 청소년들의 경우에는 역기능적 태도의 분화 정도가 성에 따라 다르게 나타날 가능성도 있으므로 후속 연구에서는 연령과 성에 따른 본 척도의 요인구조에 대한 연구를 통해 두 요인의 변별타당도를 규명할 필요가 있다.

## 참고문헌

- 문경주, 오경자, 문혜신 (2002). 한국판 아동, 청소년용 자동적 사고척도(K-CATS)의 타당화 연구. *한국심리학회지(임상)*, 21(4), 955-963.
- 신현균 (2009). 아동, 청소년의 생활 스트레스, 부모 양육방식 및 부정적 자동적 사고 간 관계: 연령과 성에 따른 부모 양육방식의 중재효과를 중심으로. *한국심리학회지(임상)*, 28(4), 1083-1105.
- 이영호 (1993). 귀인양식, 생활사건, 사건귀인 및 무망감과 우울의 관계: 공변량 구조모형을 통한 분석. 서울대학교 박사학위청구논문.
- 이정아, 정현희 (2010). 한국판 아동용 역기능적 태도척도(DAS-C)의 타당화 연구. *한국심리학회지(학교)*, 7(2), 201-216.
- 이희연, 하은혜 (2008). 청소년기 우울증상의 성차에 대한 인지적 왜곡의 매개효과. *한국심리학회지(여성)*, 13(4), 547-561.
- Abela, J. R. Z., & Skitch, S. A. (2007). Dysfunctional attitudes, self-esteem, and hassles: cognitive vulnerability to depression in children of affectively ill parents. *Behavior Research and Therapy*, 45, 1127-1140.
- Abela, J. R. Z., & Taylor, G. (2003). Specific vulnerability to depressive mood reactions in children: the moderating role of self-esteem. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 32, 408-418.
- Beck, A. T. (1967). *Depression: clinical, experimental, and theoretical aspects*. New York: Harper & Row.
- Beck, A. T. (1983). Cognitive therapy of

- depression: new perspectives. In P. J. Clayton Y J. E. Barnett(Eds.), *Treatment of depression: old controversies and new approaches*(pp.265-290). New York: Raven Press.
- Beck, A. T. (1987). Cognitive models of depression. *Journal of Cognitive Psychotherapy: An International Quarterly*, 1, 5-37.
- Blankstein, K. R., & Dunkley, D. M. (2002). Evaluative concerns, self-critical and personal standards perfectionism: a structural equation modeling strategy. In G. L. Flett & P. L. Hewitt(Eds.), *Perfectionism: theory, research and treatment*(pp.285-315). Washington, DC: American Psychological Association.
- Bruce, A. E., Cole, D. A., Dallaire, D. H., Jacquez, F. M., Pineda, A. Q., & LaGrange, B. (2006). Relations of parenting and negative life events to cognitive diatheses for depression in children. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 34(3), 321-333.
- Cohen, P., Cohen, J., Kasen, S., Velez, C. H., Hartmark, C., & Johnson, J. (1993). An epidemiological study of disorders in late adolescence: age-and gender-specific prevalence. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 6, 851-867.
- D'Alessandro, D. U., & Abela, J. R. Z. (2001). *The children's dysfunctional attitudes scale*. Unpublished questionnaire. McGill University. Montreal.
- D'Alessandro, D. U., & Burton, K. D. (2006). Development and validation of the dysfunctional attitudes scale for children: tests of Beck's cognitive diathesis-stress theory of depression, of its causal mediation component, and of developmental effects. *Cognitive Therapy and Research*, 30, 335-353.
- Dunkley, D. M., Sanislow, C. A., Grilo, C. M., & McGlashan, T. H. (2004). Validity of DAS perfectionism and need for approval in relation to the five-factor model of personality. *Personality and Individual Differences*, 37, 1391-1400.
- Dunkley, D., Zuroff, D. C., & Blankstein, K. R. (2003). Self-critical perfectionism and daily affect: dispositional and situational influences on stress and coping. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 234-252.
- Garber, J., Wiess, B., & Shanley, N. (1993). Cognitions, depressive symptoms and development in adolescents. *Journal of Abnormal Psychology*, 102, 47-57.
- Hankin, B. L., & Abramson, L. Y. (2001). Development of gender differences in depression: an elaborated cognitive vulnerability-transactional stress theory. *Psychological Bulletin*, 127(6), 773-796.
- Hollon, S. D., Munoz, R. F., Barlow, D. H., Beardslee, W. R., Bell, C. C., Bernal, G., Clarke, G. N., Franciose, L. P., Kazdin, A. E., Kohn, L., Linehan, M. M., Markowitz, J. C., Mitlowitz, D. J., Persons, J. B., Niederehe, G., & Sommers, D. (2002). Psychosocial intervention development for the prevention and treatment of depression: promoting innovation and increasing access. *Biological Psychiatry*, 52, 610-630.
- Horowitz, J. L., & Garber, J. (2006). The prevention of depressive symptoms in children and adolescents: a meta-analytic review. *Journal*

- of Consulting and Clinical Psychology, 74(3), 401-415.
- Jacobs, R. H., Reinecke, M. A., Gollan, J. K., & Kane, P. (2008). Empirical evidence of cognitive vulnerability for depression among children and adolescents: a cognitive science and developmental perspective. *Clinical Psychology Review*, 28, 759-782.
- McWhinnie, C. M., Abela, J. R. Z., Knauper, B., & Zhang, C. (2009). Development and validation of the revised children's dysfunctional attitudes scale. *British Journal of Clinical Psychology*, 48, 287-308.
- Nunnally, J. B. (1978). *Psychometric theory*(2nd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Spence, S. H., & Reinecke, M. A. (2003). Cognitive approaches to understanding, preventing, and treating child and adolescent depression. In A. T. Beck, M. A. Reinecke, & D. A. Clark (Eds.), *Cognitive therapy across the lifespan: evidence and practice* (pp.358-395). Cambridge University Press.
- Wang, C. E. A., Halvorsen, M., Eisemann, M., & Waterloo, K. (2010). Stability of dysfunctional attitudes and early maladaptive schemas: a 9-year follow-up study of clinically depressed subjects. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 41, 389-396.

원고접수일 : 2011. 2. 11.

1차 수정 원고접수일 : 2011. 4. 4.

제재결정일 : 2011. 4. 23.

## Factor Structure of The Korean Dysfunctional Attitudes Scale for Children (K-DAS-C)

Hyun-Kyun Shin

Department of Psychology, Chonnam National University

The purpose of the current study were to translate the Dysfunctional Attitudes Scale for Children as developed by D'Alessandro and Burton (2006) to a Korean version and to investigate the factor structure of the Korean Scale (K-DAS-C) in 187 Korean 5-6<sup>th</sup> grade elementary school children. Inconsistent results from several previous studies may have been due to the different methods of factor analysis and translation problems related to the Korean version. Therefore, an exploratory factor analysis using the maximum likelihood factor extraction was used in this study. As a result, a two-factor solution was obtained: personal standards perfectionism and self-critical perfectionism. Analyses showed that each factor from the K-DAS-C had good internal consistency and adequate seven-week interval test-retest reliability. Negative correlations between the two structure scores from the K-DAS-C and Global Self-Esteem Scale supported concurrent validity of the K-DAS-C. Particularly, scores related to self-esteem and self-critical perfectionism were more negatively correlated than personal standards perfectionism. Thus, self-critical perfectionism could be regarded as a cognitive vulnerability of depression, whereas personal standards perfectionism could not. However, these two factors could play a different role in cognitive vulnerability of depression according to age. This study established that the Korean Scale for measuring dysfunctional attitudes could be interpreted by two factors and had good reliability and validity when used for Korean 5-6<sup>th</sup> grade elementary school children. The Korean scale is expected to be useful in studies of vulnerability of depression and outcomes of preventive interventions.

*Key words : Dysfunctional Attitudes, personal standards perfectionism, self-critical perfectionism, children's depression, cognitive vulnerability, factor structure*

〈부록 1〉 성과 연령별 아동 역기능적 태도척도 점수의 평균과 표준편차

학년	성	평균(표준편차)		
		총점	요인 1 점수(12문항)	요인 2 점수(10문항)
5학년	남 (N=46)	62.30(16.67)	38.73(11.14)	23.59( 7.92)
	여 (N=40)	64.63(19.74)	40.48(11.94)	24.15(10.25)
6학년	남 (N=51)	62.18(19.52)	39.19(12.59)	23.02( 9.19)
	여 (N=50)	60.89(14.48)	40.35(10.44)	20.49( 6.94)
전체	남 (N=97)	62.24(18.13)	38.98(11.86)	23.29( 8.57)
	여 (N=90)	62.55(17.02)	40.41(11.07)	22.12( 8.71)