

한국판 실수 반추 척도(K-MRS)의 타당화 연구: 대학생을 대상으로*

주 현 영

조선대학교 / 연구원

김 나 래[†]

조선대학교 / 교수

본 연구의 목적은 Flett 등(2020)이 개발한 실수 반추 척도(MRS)를 한국 대학생을 대상으로 번안 및 타당화하는 것이었다. 수집된 자료는 SPSS 27.0과 AMOS 27.0을 사용하여 분석하였다. 대학생 423명의 자료를 절반으로 임의 분할하여, 212명의 대학생 자료에 대한 탐색적 요인분석 결과, 한국판 실수 반추 척도는 원척도와 같이 단일 요인 7문항으로 나타났다. 나머지 211명의 대학생 자료에 대한 확인적 요인분석 결과, 한국판 실수 반추 척도는 적절한 적합도를 보였다. 또한 다른 변수와의 상관분석을 통해서 타당도를 확인하였다. 마지막으로 위계적 회귀분석을 통한 증분타당도 검증 결과, 실수 반추는 완벽주의와 반추적 반응을 통제한 뒤에도 우울과 사회불안을 유의하게 설명하는 것으로 나타났다. 이처럼 한국판 실수 반추 척도는 신뢰롭고 타당한 평가도구로 사용될 수 있는 것으로 나타났다. 연구 결과를 바탕으로, 본 연구의 의의와 제한점, 그리고 추후 연구를 위한 제언에 대하여 논의하였다.

주요어 : 완벽주의, 실수 반추, 우울, 사회불안, 자기자비

* 본 연구는 주현영(2023)의 조선대학교 석사학위논문 ‘한국판 실수 반추 척도(K-MRS)의 타당화 연구’ 중 일부를 발췌, 수정한 내용이며, 장훈장학회의 데이터 지원을 받아 작성된 원고임. 본 연구는 2023년 한국심리학회 연차학술대회에서 포스터 발표된 바 있음.

† 교신저자 : 김나래, 조선대학교, 광주광역시 동구 조선대5길 65, IT융합대학 5221호, Tel : 062-230-6584, E-mail : nrkim@chosun.ac.kr



Copyright ©2023, The Korean Counseling Psychological Association

This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

대학생 시기는 학업, 대인관계, 진로 준비 및 취업 등 요구되는 발달과업이 많은 시기이다. 개인의 성취가 중요하게 여겨지는 경쟁 사회에서 승리를 쟁취하기 위하여, 좋은 학점을 유지하고, 동시에 다양한 지식과 기술을 함양하는 것이 필요하다(신을진, 고진경, 2011). 이에 대학생 중에는 이러한 과업들을 완벽하게 수행해야 한다는 성향으로 인하여, 심리적 어려움을 겪는 경우가 많다(Chang & Rand, 2000). 완벽을 추구함에 따라 만족감, 활력감, 높은 자존감 등의 긍정적 정서 경험을 얻을 수도 있지만(Rice & Slaney, 2002), 과업수행에 있어 자신에게 높은 기준을 부여하고, 이에 맞추기 위해 고군분투함에 따라 심리적 어려움을 호소한다. 비현실적으로 높은 기준을 세움으로써, 그 기준을 달성하지 못해 좌절과 죄책감을 느끼고, 자기 비하에 빠지기도 하는 것이다.

이렇듯 완벽주의 성향은 우울, 불안 등 심리적 문제를 심화시키는 경향으로, 대학생 심리복지 차원에서 관심을 기울여야 하는 개인의 성격적 특징이라고 할 수 있다. 초기 완벽주의 연구에서는 완벽주의와 우울, 불안, 섭식장애, 강박 등의 병리적 측면 간의 관계를 중심으로 연구가 이루어져 왔다(Burns & Beck, 1978; Pacht, 1984). 취약성-스트레스 모델(diathesis-stress model)에 따르면, 선행적 취약성은 삶에서의 경험으로 인한 스트레스와 상호작용하고, 그 결과 심리적 어려움을 야기한다(Ingram & Luxton, 2005). 이처럼 취약성-스트레스 모델은 취약 소인을 고려하므로, 스트레스 요인으로 설명되지 않는 여러 어려움을 보완하여 설명할 수 있다. 이를 완벽주의에도 적용해볼 때, 완벽주의라는 성격적 특성 또한 각기 다른 스트레스 요인과 상호작용을 통해

심리적 불편감과 부적응적인 행동을 초래할 수 있다(Hewitt & Flett, 1991).

완벽주의 연구가 활발하게 진행되면서, 학자들은 완벽주의를 다차원적으로 접근하고자 하였는데, Hewitt와 Flett(1991)은 ‘자기지향적 완벽주의’, ‘타인지향적 완벽주의’, ‘사회적으로 부과된 완벽주의’로 완벽주의를 구분하였다. 또한, Frost 등(1990)은 여섯 가지 차원인 ‘실수에 대한 염려’, ‘개인적 기준’, ‘부모의 기대’, ‘부모의 비난’, ‘수행에 의의’, ‘조직화’로 완벽주의를 구분하였다. 이후, Dunkley 등(2003)은 ‘평가염려 완벽주의’와 ‘개인기준 완벽주의’의 두 차원으로 구성하기도 하였다. 이처럼 완벽주의 경향성에 있어서 적응성과 부적응성이라는 대비되는 측면에 주목하며, 관련 변인을 탐색하고 검증하려는 연구가 활발하게 이루어지고 있다(김윤희, 서수균, 2008).

한편, Flett 등(1998)은 이러한 완벽주의에 있어서 자동적 사고상에 두드러지는 개인차가 있다고 제안하며, ‘반추(rumination)’ 개념에 주목하였다(Flett et al., 1998). 반추는 중요한 사건이나 주제를 바탕으로 반복되고, 환경적 촉발요인이 없이도 발생할 수 있는 의식적인 사고의 형태다(Martin & Tesser, 1996). 반복적으로 생각하는 것이 무엇인지에 따라, 그 내용은 긍정적이었던 경험, 과거의 외상 사건, 대인관계, 미래에 대한 걱정, 과거에 했던 사소한 실수 등으로 다양하다. 특히, 과거의 실수나 잘못을 바로잡고 반복하지 않으려는 욕망에서, 반추는 동기부여가 될 수도 있지만, 반추에는 상당한 양의 시간과 에너지, 그리고 비용이 수반될 가능성이 높다. 즉, 반추는 기능적 측면에서 인지, 정서, 행동적으로 오히려 고통을 시작시키거나, 증폭시키거나 오히려 지속시키는 부적응적인 결과를 초래하기도 한다(박지

연, 이인혜, 2014). 완벽주의 경향성이 높은 사람일수록 반추라는 반복적인 의식적 사고를 자주 취하는 경향이 있다. 따라서, 완벽주의와 반추와의 관계에 대한 선행연구는 국내외에서 활발하게 이루어져왔다(김병직 등, 2012; 김현정, 손정락, 2007; 임소영, 민경화, 2017; Flett et al., 2011; Flett et al., 2016). 특히, 평가염려 완벽주의는 반추에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌고(김내환, 김은정, 2020; 임소영, 민경화, 2017; 조인애, 박기환, 2021), 사회부과 완벽주의와 자기지향 완벽주의가 반추와 유의한 수준의 정적 상관을 보였다(Flett et al., 2002). 한 국내연구에서는 사회부과 완벽주의가 반추에 정적 영향을 미치는 것으로 나타나기도 하였다(김병직 등, 2012).

한편, 완벽주의를 연구한 기존의 학자들은 반추 중에서도 특히나 자신의 ‘실수’를 곱씹는 경향성에서의 개인차 또한 주목하였다. 가령, 일반적으로 과거의 경험을 곱씹는 반추적 반응 이상으로 영역 특수적인, 즉, 자신이 저지른 실수에 대한 반추가 보다 구체적이고 명확한 개념임이 제안되고 있다. 먼저 ‘실수에 대한 반추’ 개념에 주목한 대표적 학자로 Frost와 Henderson(1991)을 들 수 있는데, 이들은 운동선수를 대상으로 시합상황이라는 수행에서의 실수를 숙고하고 자책하는 개인의 측면에 주목하였다(Kabadayi & Mercan, 2021에서 재인용). Frost와 Henderson(1991)에 따르면, 운동선수 중 자신 스스로 그리고 코치의 평가를 토대로 경기 중 했던 실수를 곱씹는 이들은 불안이 높고 자신감이 낮았다. 또한 McLaughlin 등(2007)도 과거 실수와 실패에 초점을 맞추어 반추하는 것은 무가치함과 죄책감과 같은 부정정서와 함께 우울감을 경험하게 한다고 보았다. 한편, Nolen-Hoeksema(1991), Silk 등(2003)

도 우울이 심한 사람들이 주로 사용하는 정서 조절방략으로 자신이 범한 실수에의 반추를 제시했다. 매일의 생활에서 모든 일이 실수 없이 완벽하게 이루어지는 것은 불가능하며, 특히, 여러 과업을 수행해야 하는 대학생에게 있어서 실수는 불가피하다. 그럼에도 자신의 실수를 반복적으로 떠올린다면, 부정적 정서 경험을 일으킬 것이다. 따라서 현실에서 개인이 범하는 실수에 초점을 맞춘 반추에 대해 이해하는 것이 필요하다. 이에 국내에서도 기존 완벽주의 성향에 대한 이해를 보완할 수 있도록 ‘실수에 대한 반추’ 경향성에 초점을 둔 연구가 필요하며, 해당 경향성을 중심으로 하는 심리적 개입이 요구된다.

실수에 대한 반추 경향성은 전반적으로 과거 실수나 자신의 불완전함에 대해 지나치게 생각하는 것을 포함한 인지적 차원의 완벽주의 요소를 의미한다(Flett et al., 2020). Watson과 Clark(1984)는 부정정서에 취약한 이들이 지니는 특징으로 이러한 실수에 대해 곱씹고 생각하는 경향을 제안하기도 했다. 이러한 경향성은 기존의 완벽주의 개념화와 평가를 보완하는 개념으로, 완벽주의의 핵심적 특성을 드러내는 차원이다. 이와 같은 이유로 Flett 등(2020)은 완벽주의에 대한 인지적 관점에 있어 현재의 연구와 이론을 확장하기 위해, 개인의 삶에서 저지르는 ‘실제 실수’에 초점을 맞추어 필요가 있다고 보고, 이를 측정하고 상황이나 대상에 따라 조정할 수 있는 척도를 만들었다. 이에 2020년에 실수 반추 척도(Mistake Rumination Scale, Flett et al., 2020)가 개발되었고, 미국을 중심으로 관련 연구가 활발하게 이어지고 있다. 또한 최근 Kabadayi와 Mercan(2021)은 터키에서 실수 반추 척도를 타당화하는 연구를 진행하여, 실수에 대해 곱씹

는 실수 반추 개념이 타문화에서도 적용될 수 있음을 밝힌 바 있다. 이처럼 관련 연구가 더욱 활발하게 이루어질 것으로 기대되는 상황이다.

이에 본 연구의 목적은 실수에 대한 반추 개념이 국내에서도 연구 및 상담 장면에서의 활용을 촉진하기 위해 최근에 개발된 ‘실수에 대한 반추 척도(MRS: the Mistake Rumination Scale)’를 국내 대학생을 대상으로 변안 및 타당화하는 것이다. 실수에 대한 반추라는 개념은 앞서 언급한 우울뿐만 아니라, 사회불안에도 영향을 미치는 변수일 것으로 예상된다. 원칙도 개발 과정에서도 Flett 등(2020)도 기존의 완벽주의 경향성(자기지향, 타인지향, 사회부과), 일반적 반추가 우울 및 사회불안에 영향을 미치는 데 있어서, 실수에 대한 반추가 추가적으로 지니는 설명량을 확인하고자 증분타당도(incremental validity)를 검증한 바 있다. 이에 본 연구에서는 실수 반추가 우울 및 사회불안에도 유의한 추가적인 영향을 미치는 변인일 것으로 보고, 위계적 회귀 분석을 통한 증분타당도 분석 또한 시행하고자 한다.

구체적으로 실수에 대한 반추와 우울 및 사회불안 간 관계에 대한 선행이론 및 연구는 다음과 같다. 개인이 수행을 함에 있어서, 너무 높은 기준을 충족해야 한다는 완벽주의 경향이 있는 사람들은 우울 및 불안의 특성 또한 가지고 있다(하정희, 안성희, 2008; Flett et al., 2020). 먼저, 우울로 가는 지름길은 지나간 과거를 수용하기 어려워하는 점이라고 할 수 있으며, 특히, 완벽주의 인지 이론에서는 완벽주의가 우울로 연결됨에 있어서 반추적 사고의 역할을 강조한다(Flett et al., 2017). 즉, 완벽주의 자체보다도 과거 및 실수에 대해 곱씹는

면이 우울로 이어진다고 볼 수 있다. 더불어, 사회불안에 있어서도, 실수 반추가 높은 이들은 사회적 상황을 잠재적 위협으로 지각하고, 그 위협을 수준 높은 사회적 수행을 통해서만 피할 수 있다고 믿는 것이다. 그러나 동시에 사회불안이 높은 사람들은 그 필요한 기준을 달성할 수 없다고 믿는 경향이 있다. 오히려 작은 실수에도 주의를 지나치게 기울이고, 결론적으로는 상황 자체를 실패로 치부하는, 한 쪽으로만 치우친 지각을 하게 된다(Juster et al., 1996). 특히, 고등학생 때와 비교하여 과제나 발표 등 평가받는 상황이 갑작스럽게 많아진 대학교의 환경에서 완벽주의 성향을 가진 학생들에 노출되기 쉬운 경험이라고 할 수 있다. 또한 사회불안이 높은 사람들은 자신의 수행 수준과 능력에 대해 계속적으로 의심하며, 타인이 자신에게 기대하는 바를 충족시키지 못할 것이라는 생각에 두려움을 멈추기 어렵다(Leary et al., 1987). 이에 본 연구에서도 실수에 대한 반추 경향성이 높은 대학생일수록 우울 및 사회불안을 높게 경험할 것으로 예상하며, 기존의 완벽주의로 설명하지 못하는 영향력을 실수에 대한 반추가 추가 설명할 것으로 본다.

한편, 최근 정신건강과 관련하여 자기자비(self-compassion) 변인이 주목받고 있다. 본 연구의 실수에 대한 반추가 자기자비와 부적 상관을 보일 것으로 예상하며, 이에 대한 근거는 다음과 같다. 먼저, 자기자비는 불교의 ‘자비(慈悲)’를 한국의 심리학적 관점에서 재해석한 개념으로, 고통을 겪는 본인에게 친절하고 따뜻한 태도를 취하는 것을 말한다(김경의 등, 2008). 이는 각기 대립되는 개념을 포함해 ‘자기친절(self-kindness)’, ‘보편적 인간성(common humanity)’, 그리고 ‘마음챙김(mindfulness)’ 세

차원으로 이루어져 있다(Neff, 2003). 선행연구를 보면 자기자비는 우울과 불안, 그리고 스트레스와 반추와 부적상관이 있다(MacBeth & Gumley, 2012; Raes, 2010). 또한 자기자비적 태도를 발휘함으로써 주의초점이 내부에 맞춰져 우울할 때, 실패 등의 고통스러운 상황에서 부정적인 정서와 생각에서 머물지 않게 할 수 있다(Neff, 2003). 국내 연구에서도 자기자비가 높을수록 우울 수준을 완화시켜, 그와 관련된 상황을 반추하는 사고의 영향을 덜 받는다는 결과가 있다(윤희원, 김희경, 2020). Flett 등(2020) 또한 실수에의 반추가 자기자비와 부적상관이 있음을 확인하였다. 따라서 실수 반추와 자기자비의 상관을 분석함으로써 타당도를 검증해 보고자 한다.

본 연구 결과를 통해 실수에 대한 반추 척도를 번안 및 타당화함으로써, 국내에서도 관련 연구를 이어갈 수 있는 근간을 제공할 것을 기대한다. 특히, ‘실수에 대한 반추’라는 보다 구체적이며 실질적인 차원을 중심으로 관련 연구를 확장시킬 수 있을 것으로 기대한다. 더불어, 본 연구 결과는 실수에 대한 반추 경향성을 완화할 수 있는 상담 및 교육적 접근이 마련되는 데 기초자료로 활용할 수 있다. 본 연구의 연구 문제는 다음과 같다.

연구 문제 1. 한국판 실수 반추 척도(K-MRS)의 요인구조는 어떠한가?

연구 문제 2. 한국판 실수 반추 척도(K-MRS)의 신뢰도와 타당도 수준은 적절한가?

방 법

한국판 실수 반추 척도(K-MRS) 문항 번역

절차

실수 반추 척도(MRS)는 Flett 외 6인에 의해 개발되고 타당화되었다(Flett et al., 2020). 본 척도 번안을 위해 우선 원저자에게 이메일을 통해 한국판 척도를 제작하는 연구를 하는 것에 대한 동의를 얻었다. 이후 원척도를 석사 과정에 있는 본 연구자가 번역하였고, 상담심리 분야 박사학위를 소지한 상담심리 전공 교수가 감수하는 과정을 거쳤다. 그 과정에서 본래 검사가 측정하려는 내용과 일치하면서도 한국 대학생에게 자연스럽게 익숙한 표현으로 내용을 구성하고자 하였다. 이처럼 연구자가 1차 번안한 내용을, 한국어와 영어를 모두 익숙하게 사용하며, 심리학 전공 학사와 통번역 전공 석사 학위를 소지하였으며, 현재 통번역가로 활동 중인 다중언어사용자에게 역번역을 의뢰하였다. 그리고 역번역한 문항이 원 문항과 그 의미와 표현이 일치하는지 확인하기 위하여, 영어권 국적으로 한국에서 10년 이상 거주한 외국인에게 원 문항과 역번역 문항을 비교하여 두 문항 간 유사성을 평정하는 검수 절차를 진행하였다. 전반의 과정을 통해 수정 및 보완을 반영하여 최종 한국판 실수 반추 척도가 완성되었다.

연구 대상

본 연구 대상으로는 Flett 등(2020)의 원척도 연구에서와 마찬가지로 대학생을 대상으로 하였다. 설문은 온라인으로 이루어졌으며, 시작 전에 연구의 목적 및 절차와 비밀보장 등의 안내문을 제시하여, 동의를 구한 뒤에 이루어졌다. 우선 대학생 커뮤니티 어플에 설문조사 URL과 QR코드를 배포하여 설문 참여자를 모

집하였다. 125명이 설문에 응하였고 그중 2명의 불성실 응답을 제외한 123명의 자료가 분석에 활용되었다. 설문응답에 따른 대가로 안내문에 공지한 바와 같이 추첨을 통해, 음료 기프티콘을 제공하였다. 더불어, 본 연구는 장훈장학회로부터 후원을 받아, 인바이트 Invitation-based Panel을 대상으로 자료를 수집하였다. 즉, 인바이트(www.invight.co.kr)에서 수집한 자료, 300명의 자료가 분석에 활용되었다. 응답자는 설문에 대한 대가로 해당 설문 사이트 안에서 사용가능한 포인트를 지급 받았다. 최종적으로 총 423명의 자료가 분석에 활용되었는데, 이를 임의적으로 분할하여, 탐색적 요인분석 및 확인적 요인분석을 실시하였다.

측정 도구

한국판 실수 반추 척도(Korean Mistake Rumination Scale; K-MRS)

본 연구에 사용된 K-MRS는 개인이 저지른 중요한 실수에 대한 반추를 측정하기 위해 Flett 등이 2020년에 개발한 검사로, 4점의 Likert식 척도(1 = 전혀 그렇지 않다, 4 = 매우 그렇다)의 7문항으로 구성된 자기보고식 측정도구이다. 대표 문항은 “아직도 그 실수에 대해 생각하고, 그것이 더 잘 되었으면 하는 생각을 얼마나 하나요”, “나는 왜 이런 실수를 멈출 수 없을까라는 생각을 얼마나 했나요?”이다. K-MRS는 ‘실수 반추’ 하나의 하위요인으로 구성되어 있다. Flett 등의 연구의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .81이었다. 본 연구에서의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .87로 나타났다.

다차원적 완벽주의 척도(Korean Multidimensional Perfectionism Scale; HMPS)

Hewitt와 Flett(1991)가 개발한 척도를 한기연(1993), 홍혜영(1995)이 번역하고, 이미화, 류진혜(2002)가 재번안한 다차원적 완벽주의 척도(The Mutidimensional Perfectionism Scale)를 사용하였다. 완벽성이 지향하는 방향과 대인관계에 따라 ‘자기 지향적 완벽주의’, ‘타인 지향적 완벽주의’, ‘사회적으로 부과된 완벽주의’의 3가지 하위요인으로 구성되었다. ‘전혀 그렇지 않다’에서 ‘매우 그렇다’까지 Likert식 7점 척도로 총 45문항으로 구성되어 있다. 대표 문항은 “남이 내게 기대하는 것을 맞추기가 어렵다(사회 부과)”, “나의 목표는 모든 일에서 완벽해지는 것이다(자기 지향)”, “다른 사람이 하는 모든 일은 최고의 것이어야 한다(타인 지향)”이다. 이 척도의 각 하위요인의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 각각 .86, .82, .87이었다(홍혜영, 1995). 본 연구에서의 전체 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .88, 각 하위요인의 신뢰도 계수는 .87, .73, .80로 나타났다.

한국판 반추적 반응 척도(Korean Ruminative Response Scale; K-RRS)

원척도 개발 연구(Flett et al., 2020)와 마찬가지로 한국판 실수 반추 척도가 기존 반추적 반응척도가 수렴되면서도 변별되는 개념임을 타당도 검증으로 확인하기 위해, 반추적 반응 척도 또한 측정하였다. Nolen-Hoeksema(1991)가 개발한 척도를 김소정 등(2010)이 번안한 척도 중, 우울증과 겹치는 문항을 제거하고, ‘자책’과 ‘숙고’만을 측정하는 개정 버전의 10문항을 사용하였다. 우울한 감정 반응을 측정하기 위해 개발한 반응양식 질문지(Response Style Questionnaire, RSQ)의 총 71문항 중 반추적 반

응 양식에 해당하는 문항으로 제작된 척도이며, 본래는 총 22문항으로 구성된다. 본 연구에서는 Flett 등(2020)의 연구에서와 같이 자책과 숙고 두 하위요인만을 사용하였으며, 각 5문항으로 총 10문항을 사용하였다. Likert 4점 척도로 1점(전혀 아니다)에서부터 4점(거의 그렇다)의 사이에서 평정하도록 되어 있다. 대표 문항은 “내가 우울한 원인을 찾기 위해 최근의 경험들을 분석해본다(숙고)”, “다른 사람들은 없는 문제를 왜 나만 가지고 있을까라고 생각한다(자책)”이다. 전체 문항의 합산 점수를 반추적 반응 양식의 지표점수로 하고, 점수가 높을수록 반추적인 반응 양식이 두드러짐을 시사한다. 이종은(2016)의 연구에서 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .85로 나타났으며, 자책은 .74, 숙고는 .74로 나타났다. 본 연구에서의 전체 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .90으로 나타났으며, 자책은 .86, 숙고는 .84로 나타났다.

우울 척도(CES-D)

우울 측정을 위해서 미국 정신 보건 연구원(Radloff, 1977)에서 일반인의 우울 증상을 측정하기 위해 개발하고, 전경구 등(2001)이 변안한 4점 척도, 한국판 CES-D척도(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale)를 사용하였다. CES-D척도는 총 20개의 문항으로 구성된 4점 Likert척도로 각 문항에 대해 0~3까지 지난 일주일 동안 느낀 감정의 빈도를 기록하도록 한다. 긍정적 감정을 측정하는 일부 문항들은 역채점한다. CES-D척도의 하위요인으로는 우울 감정, 긍정적 감정, 신체 행동 둔화, 대인관계가 있다. 대표 문항은 “평소에는 아무렇지도 않던 일들이 귀찮게 느껴졌다”, “내 인생은 실패작이라는 생각이 들었다”, “도무지 무엇을 시작할 기운이 나지 않았다”이다. 전경

구 등(2001)의 연구에서는 Cronbach's α 가 .91, 배성우, 신원식(2005)의 연구에서는 Cronbach's α 가 .93이었다. 본 연구에서의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .93으로 나타났다.

대학생 사회불안 척도

사회불안을 측정하기 위하여, 한국 대학생의 현실에 적합한 사회불안 평가하기 위해 최명희(2018)가 개발하고 타당화한 대학생 사회불안 척도를 사용하였다. 해당 척도는 ‘수행 상황’, ‘일상적 사회 상황’ 2개의 구성요인으로 이루어져 있다. 총 22문항이며, 5점 Likert 척도(0점: 전혀 그렇지 않다, 4점: 늘 그렇다)로 평정한다. 대표 문항은 “발표나 공연을 할 때 얼굴이 붉어지거나 심장이 빨리 뛰는 등의 이상 증상이 있다”, “사람들이 모인 곳에서는 남들이 나를 지켜볼 것 같아 두렵다.”이다. 최명희(2018)의 연구에서 전체 신뢰도는 .93으로 나타났고, 수행상황 요인은 .94, 일상적 사회 상황 요인은 .85였다. 본 연구에서의 전체 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .95로 나타났으며, 수행상황은 .96, 일상적 사회상황은 .93으로 나타났다.

자기-자비 척도(K-SCS) 질문지

Neff(2003)가 개발하고 김경의 등(2008)이 변안한 한국판 자기자비 척도(Korean version of Self-Compassion Scale; K-SCS)를 사용하였다. 이 척도는 3개의 하위 차원에 둘씩 대립되는 쌍을 이루는 6개의 구성요인으로 이루어져 있다. 즉, 자기자비는 자기친절, 자기판단, 보편적 인간성, 고립, 마음챙김, 과잉동일시로 구성된다. 총 26문항이며, 5점 Likert 척도(1점: 전혀 아니다, 5점: 거의 항상 그렇다)로 평정한다. 대표 문항으로는 “나는 상황이 나에게 좋지

않게 돌아갈 때, 그러한 어려움은 모든 사람이 겪는 인생의 한 부분이라고 여긴다”, “나는 정말로 힘들 때, 내 자신을 더 모질게 대하는 경향이 있다.”, “나는 고통을 겪고 있을 때, 나 자신에게 친절하게 대한다”이 해당된다. 김경의 등(2008)의 연구에서 전체 척도 내적 신뢰도(Cronbach's α)는 .90으로 나타났으며, 하위요인은 .74~.80으로 적절한 신뢰도 계수로 나타났다. 본 연구에서의 전체 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .86으로 나타났으며, 자기친절은 .83, 자기판단은 .89, 보편적 인간성은 .77, 고립은 .87, 마음챙김은 .76, 과잉동일시는 .81로 나타났다. 한편, 박한솔 등(2020)은 자기자비 척도를 요인분석을 통해 긍정 자기자비(자기친절, 보편적 인간성, 마음챙김)와 부정 자기자비인 자기냉담(자기판단, 고립, 과잉동일시)로 분류할 수 있음을 제안하기도 하였다. 이를 적용한 본 연구에서 자기자비의 내적 신뢰도는 .90으로 나타났고, 자기냉담은 .94로 나타났다.

자료분석

본 연구에서는 SPSS 27과 AMOS 27을 활용하여 대학생 423명의 자료를 분석하였다. 먼저, 인구통계학적 자료분석 및 기술통계를 실시하였다. Flett 등(2020)의 연구에서는 탐색적 요인분석 과정 없이, 단일 요인을 가정하고, 확인적 요인분석만을 진행했지만, 본 연구에서는 423명의 자료를 절반씩 표본 1과 표본 2로 임의분할하여 표본 1의 212명의 자료에 대한 탐색적 요인분석을 먼저 시행한 후, 표본 2의 211명의 자료에 대한 확인적 요인분석을 시행하여 도출된 하위요인의 구조적 타당성을 검증하였다. 이후 타당도를 검증하기 위해 다

차원적 완벽주의, 반추적 반응, 우울, 사회불안 그리고 자기자비와 상관분석을 실시하였다. 또한 위계적 회귀분석을 통해 실수 반추가 우울 및 사회불안 변인에 미치는 영향력에 대해 증분타당도 검증으로 기존 완벽주의 척도, 반추적 반응 척도와 비교하여 볼 때, 독립적인 설명력을 확인하였다.

결 과

인구통계학적 통계

연구 대상자의 인구통계학적 특성은 다음과 같다. 분석에 활용된 자료의 연구 대상은 총 423명의 대학생으로, 남학생은 170명(40.2%), 여학생은 253명(59.8%)이었다. 학년을 살펴보면, 1학년이 61명(14.4%), 2학년이 81명(19.1%), 3학년이 106명(25.1%), 4학년이 154명(36.4%), 그리고 5학년 이상에 재학 중인 대학생이 21명(5.0%)으로, 4학년이 가장 많았다. 전공은 인문 및 사회 계열이 178명(42.1%)로 가장 많았고, 이학 및 공학 계열이 141명(33.3%), 예술 및 체육 계열이 46명(10.9%), 의료보건 계열이 35명(8.3%), 교육 계열이 22명(5.2%), 서비스 계열이 1명(0.2%)으로 나타났다.

실수 유형에 대한 통계

한국판 실수 반추 척도(K-MRS) 설문지에는 원척도와 같이 실수의 유형을 묻는 문항을 포함시켰다. Flett 등(2020)의 연구에서는 주관식으로 ‘최근에 저지른 실수’를 보고하도록 하였지만, 본 연구에서는 응답자의 편의를 위해, 원 연구의 답변을 바탕으로 ‘학업

(academic-related mistake)', '대인관계(interpersonal domain)', '직무(job-related mistake)', '안전(potentially dangerous or life-threatening)'이라는 대표적 실수 네 가지의 유형에, 자유롭게 서술할 수 있는 '기타' 항목을 더해 선택 및 기술할 수 있도록 질문을 구성하였다.

실수 유형에 대한 답변으로, '학업'과 관련된 실수를 보고한 대학생이 217명(51.3%)으로 가장 많았다. 다음으로는 '대인관계'와 관련된 실수가 132명(31.2%)으로 많이 보고되었고, '직무' 관련 실수가 46명(10.9%), '안전'과 관련된 실수가 18명(4.2%)으로 나타났다. 10명(2.4%)이 그 외 기타 실수를 보고하였는데, '면접에서 실수한 것', '타인이 소중하게 생각하는 물건을 망가트린 것', '모바일 은행 계좌 비밀번호를 5번 틀려 계좌를 이용할 수 없었던 것', '다이어트를 잇고 식이조절에 실패한 것', '지갑을 안 들고 외출한 것', '대중교통 이용 경로를 잘못 선택하여 약속에 늦은 것' 등이 있었다.

기술통계치

전체 조사 대상자의 문항별 평균, 표준편차,

왜도, 첨도 등의 기술통계치를 검토하였고, 분석결과는 표 1과 같다. 각 문항의 평균 범위는 2.19에서 2.58, 표준편차 범위는 .80에서 .97로 나타났다. 요인분석에 앞서 문항의 정규성 검증을 위해 왜도와 첨도를 확인하였다. 모든 문항의 최소값은 1, 최대값은 4이며, 왜도(skewness)가 절대값 3보다 작고, 첨도(kurtosis)가 절대값 8보다 작으므로 정규성 가정을 충족하였다고 볼 수 있다(Kline, 2005; West et al., 1995).

탐색적 요인분석(EFA)

Flett 등(2020)의 원연구에서는 탐색적 요인분석의 과정 없이, 단일 요인으로 두고 확인적 요인분석을 바로 진행하였으나, 본 연구에서는 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 각각 실시하였다. 423명의 자료를 무선헌당하여 각각 표본 1(212명)과 표본 2(211명)로 구분하였는데, 이와 같은 무선헌당을 활용한 방식은 객관적으로 요인구조를 파악할 수 있도록 돕는다(Pérez-Rojo et al., 2018). 표본 1 자료에 대한 탐색적 요인분석을 시행하고, 표본 2 자료에 대하여 확인적 요인분석을 시행하였다.

표 1. 실수 반추 척도의 기술통계치 (n=423)

문항번호	평균	표준편차	왜도	첨도
1	2.33	.87	.25	-.58
2	2.38	.89	.08	-.74
3	2.53	.93	-.04	-.85
4	2.19	.93	.26	-.88
5	2.58	.80	.11	-.51
6	2.34	.87	.10	-.68
7	2.20	.97	.36	-.85

표 2. 실수 반추 척도의 KMO와 Bartlett 검정 결과

표준형성 적절성의 Kaiser-Meyer-Olkin 측도		.90
근사 카이제곱(Approx χ^2)		658.91
Bartlett의 구형성 검정	자유도(df)	21
	유의확률(p)	.000

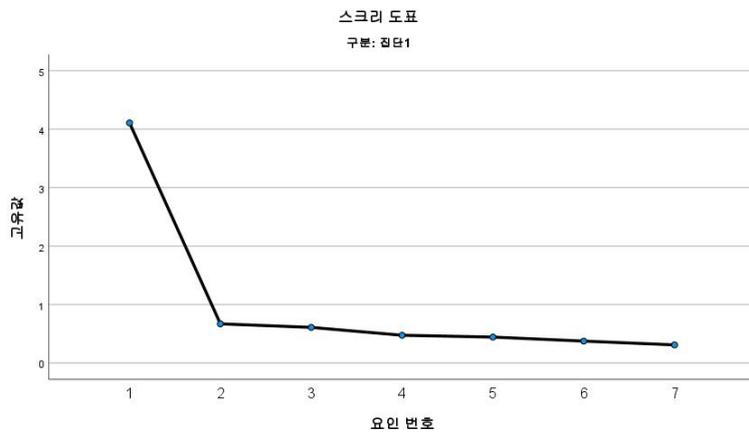


그림 1. 스크리 도표

표 3. 실수 반추 척도의 탐색적 요인분석 (n=212)

문항	요인 부하량	공통성
4. “왜 나는 다른 사람들이 하지 않는 실수를 하는 걸까?”라는 생각을 얼마나 했나요.	.76	.58
2. “왜 나는 이런 실수를 멈출 수 없을까?”라는 생각을 얼마나 했나요.	.76	.58
6. “나는 왜 이런 일이 벌어지는 것을 보지 못했고, 그것을 피할 방법을 찾지 못했을까?”라는 생각을 얼마나 했나요.	.74	.55
1. “나는 어떻게 그렇게 멍청할까?”라는 생각을 얼마나 했나요.	.74	.54
5. 당신이 저지른 다른 실수에 대한 생각을 얼마나 했나요.	.71	.51
3. 아직도 그 실수에 대해 생각하고, 그것이 더 잘 되었으면 하는 생각을 얼마나 하나요.	.71	.50
7. “나는 이것에 대해 다른 사람들에게 알리지 않을 거야.”라는 생각을 얼마나 했나요.	.62	.38
아이겐값(eigenvalue)		3.63
공통분산(%)		51.89
누적분산(%)		51.89

탐색적 요인분석은 최대우도법(maximum likelihood) 방식으로 요인을 추출하고, 회전방식으로 직접 오블리민(direct oblimin)을 이용하였다. 고유치와 스크리검정(scree test)을 고려하여, 의미 있는 요인의 수를 결정하고자 하였다. 우선 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin) 표준 적합도 검증과 Bartlett 검정으로 구형성 검증을 실시한 결과, 표 2와 같이 KMO 적합성 지수는 .90, Bartlett 검정치는 $\chi^2(21)=658.91, p<.001$ 로 나타나 요인분석에 적합한 것으로 나타났다(Kaiser, 1974; Bartlett, 1950). 그림 1의 스크리검정 결과를 볼 때, 1~2요인까지는 고유값(eigenvalue)이 급격히 감소하였으나, 그 이후부터는 감소 폭이 현저히 줄어들었음을 확인하였다. 고유값이 작아진 직전까지의 요인 수를 의미있는 요인 수로 판단하며(Hayton et al., 2004), 고유값이 1이상인 요인도 1개 이므로, 기존의 단일 요인구조가 적합한 것으로 나타

났다. 더불어, 모든 문항의 요인부하량이 .50 이상의 공통성이 .30이상을 기준으로 할 때(신희진, 2013) 본 국내판 척도의 모든 문항은 적정범위 안에 있음을 확인하였다. 설명되는 총 변량은 51.90%였다(표 3).

확인적 요인분석(CFA)

본 연구에서 탐색적 요인분석을 통하여 도출된 단일 요인구조가 지지되는지 검토하기 위하여, 무선 분할한 표본 2의 211명의 자료로 확인적 요인분석을 실시하였다(Pérez-Rojo et al., 2018). 본 연구 척도의 모형 적합도는 $\chi^2(14)=28.46, p=.01, TLI=.96, CFI=.98, RMSEA=.07$ 로 나타나, 원 연구와 같이 단일 요인 구조가 적절하게 부합하였다(표 4). 적합도 해석 기준으로 RMSEA의 경우 .06이하는 매우 좋은 것으로, .06~.08은 좋은 적합도로

표 4. 실수 반추 척도의 확인적 요인분석 모형적합도 (n=211)

	χ^2	DF	CMIN/DF	TLI	CFI	RMSEA
연구모형 (1.요인 7문항)	28.46	14	2.03	.96	.98	.07

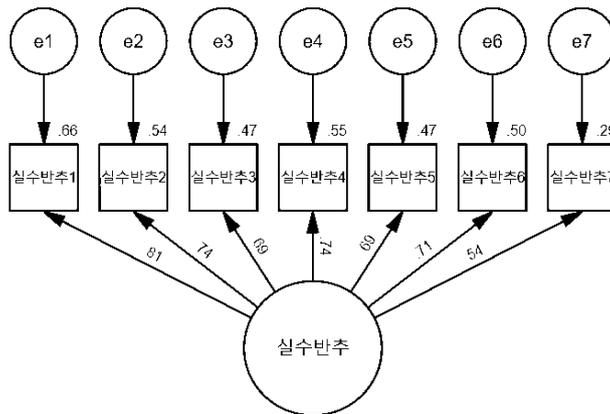


그림 2. 실수 반추 척도의 모형과 표준화 계수

해석한다(Hu & Bentler, 1999). 또한 TLI와 CFI의 경우, .90이상이면 좋은 적합도라고 할 수 있다(Bentler, 1990; Tucker & Lewis, 1973). 원척도 연구인 Flett 등(2020)의 연구에서 확인적 요인분석을 실시한 결과, $\chi^2(14)=21.86, p=.082, TLI=.98, CFI=.99, RMSEA=.04$ 로 나타난 바 있다. 확인적 요인분석 모형은 그림 2와 같으며, 단일 요인 모형의 표준화 회귀계수 추정치를 확인하였을 때, 모든 문항의 추정치가 .50 이상으로 나타난 것을 확인할 수 있었다.

신뢰도 분석

한국판 실수 반추 척도(K-MRS)의 신뢰도를 확인하기 위해 표본 2를 대상으로 전체 문항의 내적 신뢰도를 검증하였다. 알파 계수는 .70~.80이면 양호한 수준으로, .80~.90이면 우수한 수준으로 판단하는데, 실수 반추 척도의 신뢰도 계수 Cronbach's α 는 .87로 나타나, 적합한 수준의 신뢰도를 보였다(Devellis & Thorpe, 2021). 문항 1부터 문항 7까지 각 문항 제거 시 내적신뢰도 계수는 각 .84, .85, .85, .84, .85, .85, .87로 나타나서 각 문항 제거 시에 척도 신뢰도의 큰 향상은 없었다.

타당도 분석

원척도 논문의 경우, 타당도 분석 방법의 명확한 구분은 없이 관련 변수들과의 상관분석과 회귀분석을 통해서 실수 반추 척도가 사회불안, 우울에 미치는 영향을 확인한 바 있다. 그러나 본 연구에서는 수렴 및 변별 타당도, 공인타당도 그리고 증분타당도로 구분하여 각각 살펴보려고 하였다.

각 타당도로 선정된 척도에 대한 근거는 다

음과 같다. 수렴 및 변별타당도 검증을 위해서 다차원적 완벽주의와의 상관분석을 실시하였다. 즉, 실수에 대한 반추 척도가 완벽주의에서 파생된 개념이지만, 서로 다른 척도라는 즉, 수렴되면서도 변별되는 척도라는 것을 검증하고자 하였다. 또한 자기자비는 부정사건에 대해 자신을 보호하려는 스스로에 행해지는 자비라는 면에서 본 연구에서 개발된 실수에 대한 반추 척도의 수렴 및 변별타당도 검증에 적합할 것으로 판단하였다. 또한, 기존의 반추적 반응 척도가 본 연구의 실수에 대한 반추 척도와 정적 상관을 보일 것으로 예측되어 수렴 및 변별 타당도에 적절할 것으로 보였다. 더불어, 공인타당도 검증을 위하여 실수에 대한 반추 척도와 우울, 사회불안 척도 간 상관을 확인하였다. 끝으로, 증분타당도의 경우는 원척도와 동일하게 우울 및 사회불안이 라는 종속변수를 실수에 대한 반추가 기존의 다차원적 완벽주의와 반추적 반응 척도 이상으로 설명력을 지니는지를 살펴보았다.

수렴 및 변별타당도

K-MRS의 수렴 및 변별타당도를 확인하기 위하여, 다차원적 완벽주의(HMPS), 자기자비, 반추적 반응 척도와의 상관분석을 실시하였으며, 그 내용은 표 5에 제시하였다. 실수에 대한 반추와 다차원적 완벽주의는 유의한 정적 상관을 보였다($r=.41, p<.001$). 또한 다차원적 완벽주의의 하위요인인 자기지향 완벽주의($r=.29, p<.001$)와 사회부과 완벽주의($r=.51, p<.001$)와도 정적 상관을 보였으나, 타인지향 완벽주의와는 유의한 상관을 보이지 않았다. 따라서 K-MRS 척도는, 타인이 아닌 자신의 실수 행위만을 반추하는 행동으로써, 다차원적 완벽주의 척도의 자기지향 완벽주의 그리고

표 5. 연구변인 간 상관계수 (n=211)

	1	2	2-1	2-2	2-3	3	3-1	3-2	4	5	6	6-1	6-2
1. 실수 반추	-												
2. HMPS	.41 ^{***}	-											
2-1. 자기지향	.29 ^{***}	.79 ^{***}	-										
2-2. 타인지향	.13 ^{***}	.74 ^{***}	.36 ^{***}	-									
2-3. 사회부과	.51 ^{***}	.77 ^{***}	.36 ^{***}	.44 ^{***}	-								
3. 반추적 반응	.65 ^{***}	.40 ^{***}	.30 ^{***}	.10 ^{***}	.50 ^{***}	-							
3-1. 자책	.70 ^{***}	.47 ^{***}	.33 ^{***}	.17 [*]	.56 ^{***}	.92 ^{***}	-						
3-2. 숙고	.48 ^{***}	.27 ^{***}	.23 ^{**}	.02 ^{***}	.36 ^{***}	.91 ^{***}	.68 ^{***}	-					
4. 우울	.61 ^{***}	.39 ^{***}	.14 [*]	.189 ^{**}	.59 ^{***}	.67 ^{***}	.68 ^{***}	.54 ^{***}	-				
5. 사회불안	.57 ^{***}	.29 ^{***}	.12 ^{***}	.07 ^{***}	.49 ^{***}	.55 ^{***}	.59 ^{***}	.42 ^{***}	.71 ^{***}	-			
6. 자기자비	-.55 ^{***}	-.41 ^{***}	-.25 ^{***}	-.21 ^{**}	-.48 ^{***}	-.47 ^{***}	-.61 ^{***}	-.25 ^{***}	-.58 ^{***}	-.46 ^{***}	-		
6-1. 긍정 자기자비	.03	-.09	-.06	-.09	-.07	.17 [*]	-.01	.32 ^{***}	.12	.20 ^{**}	.52 ^{***}	-	
6-2. 자기냉담 (부정 자기자비)	.64 ^{***}	.41 ^{***}	.25 ^{***}	.18 ^{***}	.51 ^{***}	.68 ^{***}	.70 ^{***}	.54 ^{***}	.77 ^{***}	.68 ^{***}	-.75 ^{***}	.17 [*]	-

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

특히, 사회부과 완벽주의와 관련 척도임을 확인하였다. 또한 실수에 대한 반추는 자기자비와 부적 상관을 보였다($r=-.53, p<.001$). 또한, 반추적 반응과 실수에 대한 반추는 정적으로 높은 상관이 나타났다($r=.65, p<.001$). 특히 실수에 대한 반추는 반추적 반응의 하위요인인 자책과 가장 높은 상관을 보였으며($r=.70, p<.001$), 반추적 반응의 또 다른 하위요인인 숙고와도 유의한 정적 상관으로 나타났다($r=.48, p<.001$). 따라서 K-MRS는 다차원적 완벽주의, 자기자비, 반추적 반응 척도와 관련되면서도 변별되는 측정도구임이 확인되었다.

공인타당도

K-MRS의 공인타당도를 확인하기 위하여 우울, 사회불안 변인과의 상관을 살펴보았다. 각 변인 간 상관은 표 5와 같다. 우선, 실수 반추는 부정적인 정신건강 변인인 우울($r=.61, p<.001$), 사회불안($r=.57, p<.001$)과 유의한 정적 상관을 보였다. 각각의 하위요인과의 상관을 더 살펴보면, 수행 상황에서의 사회불안($r=.49, p<.001$)과는 중간 수준의 정적 상관을, 일상적 사회상황에서의 사회불안($r=.51, p<.001$)과는 높은 정적 상관을 보였다.

위의 결과로 볼 때, 실수에 대한 반추는 부정적인 정신건강 변인들인 우울과 사회불안과의 총점이 유의한 정적 상관을 보임을 확인할 수 있었다. 이러한 변인 간의 상관은 선행이론 및 연구에 부합되며, 또한 이들 변인들 간의 상관 계수값(r)은 대체적으로 .2~.6으로, 적절한 것으로 나타났다(Rea & Parker, 2005). 따라서 K-MRS 척도의 공인타당도는 확인되었다고 할 수 있다.

증분타당도

한국판 실수 반추 척도가 우울과 사회불안에 대하여, 기존의 다차원적 완벽주의 척도(HMPS), 반추적 반응 척도의 설명량을 넘어 독립적인 설명량을 갖는지를 확인하기 위해 위계적 회귀분석(Hierarchical regression analysis)을 실시하여 증분타당도를 검증하였다. 우울과 사회불안에 대하여 다차원적 완벽주의와 반추적 반응을 1단계에, 실수에 대한 반추를 2단계에 투입하였다. 분석 결과는 표 6에 제시하였다. Durbin-Watson 통계량은 1.82로, 2에 근접한 값을 보임으로써 잔차의 독립성 가정에 대한 문제는 없다고 볼 수 있으며, 분산팽창지수(VIF)도 모두 10 미만으로 나와, 변인들

표 6. 우울, 사회불안에 대한 위계적 회귀분석 (n=211)

종속 변인	독립 변인	R^2	ΔR^2	B	S.E	β	t
우울	HMPS			.07	.03	.15	2.67**
	1단계 반추적 반응	.47***	.04***	1.11	.10	.61	11.02***
	2단계 실수 반추	.51***		.69	.17	.27	4.18***
사회불안	HMPS			.05	.04	.08	1.34
	1단계 반추적 반응	.31***	.07***	1.20	.15	.52	8.18***
	2단계 실수 반추	.38***		1.17	.24	.36	4.89***

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

간의 다중공선성 문제가 없는 것으로 판단되었다. 우울에 대한 회귀모형은 1단계($F=90.91$, $p<.001$)와 2단계($F=71.21$, $p<.001$)에서 모두 통계적으로 유의했으며, 실수에 대한 반추가 2 단계에서 추가되었을 때, 설명량이 약 4.1% 유의하게 증가하였다($t=4.18$, $p<.001$). 또한 사회불안에 대한 회귀모형 역시 1단계($F=46.23$, $p<.001$)와 2단계($F=42.16$, $p<.001$)에서 모두 유의함을 보이며, 실수에 대한 반추가 약 7.2%의 독립적인 설명량을 보였다($t=4.89$, $p<.001$).

논 의

본 연구는 Flett 등(2020)이 개발한 실수에 대한 반추 척도(Mistake Rumination Scale; MRS)를 K-MRS(한국판 실수 반추 척도)로써 번안 및 타당화하여 국내에서도 적용 가능한지 확인하고자 하였다. 이를 위해 국내 대학생들을 대상으로 자료를 수집하고, 두 표본으로 임의 분할하여, 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시함으로써 한국판 실수 반추 척도의 요인구조를 확인하였다. 이후 내적합치도를 통한 신뢰도와 타당도를 검증하여 K-MRS가 국내에서도 타당하게 활용될 수 있는 척도임을 밝히고자 하였다. 본 연구의 주요 연구 결과를 논의하면 다음과 같다.

첫째, 표본 1의 212명을 대상으로 한 탐색적 요인분석 결과, K-MRS(한국판 실수 반추 척도)는 원척도와 동일하게 단일 요인 7문항의 구조를 가지며 적절한 신뢰도를 보였다. K-MRS(한국판 실수 반추 척도)의 내적신뢰도(Cronbach's α)는 .868로 나타나, 적절한 신뢰도를 보였다. 원척도에서 두 개의 sample을 대상으로 한 내적신뢰도가 .84와 .85로 나타났고,

마찬가지로 본 연구에서도 신뢰도는 양호한 수준이었다. 또한 최대우도법 방식으로 추출한 요인과 스크리검정 결과를 고려하여 볼 때, 하나의 단일 요인이 가장 합리적이라고 볼 수 있었다. 한편, 탐색적 요인분석에서 도출된 단일 요인 구조가 적합한지를 확인하기 위하여, 표본 2의 211명을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 그 결과 모형 적합도는 $\chi^2(14)=28.46$, $p=.01$, TLI=.96, CFI=.98, RMSEA=.07라는 좋은 적합도를 보이며 단일 요인 구조가 적절하게 부합하였다. 이는 원척도의 확인적 요인분석 결과($\chi^2(14)=44.56$, $p=.00$, CFI=.95, TLI=.92, RMSEA=.10)를 지지하는 것이다. 이처럼 원척도와 동일한 단일요인 구조임이 확인되었다.

요인분석 결과에서 흥미로운 점은 문항 중 7번("나는 이것에 대해 다른 사람들에게 알리지 않을 거야."라는 생각을 얼마나 했나요?)에 대한 요인부하량 .62로 양호한 수준이나, 다른 문항 대비 상대적으로 낮게 나온 점이다. 하지만 이 또한 원척도에서도 마찬가지였으므로 문항은 유지되었다. 원척도에서 두 개의 sample을 대상으로 했을 때도 상대적으로 낮은 요인부하량이 나온 바 있다. 이에 원척도에서 처럼 비록 설명력이 상대적으로 적지만 해당 문항이 의미 있는 문항이며, 이를 포함하였을 때 전체적으로 좋은 모형 적합도를 보이며, 문항 수 등을 고려할 때도 해당 문항은 삭제하지는 않기로 하였다. 즉, 총 7문항을 그대로 사용하였다. 7번 문항이 낮은 요인부하량을 보인 이유를 고려해 볼 때, 앞서 언급한 것처럼 원척도에서도 해당 문항이 두 개의 서로 다른 표본 모두에서 다른 문항 대비 낮은 요인부하량을 보인 바 있다. 즉, 원척도 표본 1에서는 다른 문항들의 요인부하량이 .61에서

.73으로 나온 데 반해, 7번 문항이 .55로 나왔고, 원칙도 표본 2에서도 다른 문항(요인부하량 .63~.79) 대비, .50의 부하량을 보인바 있다. 이에 대해 원칙도에서 7번 문항 중 “I am not going to let other people know about this?”에서 this(이것)라는 표현을 주목해 볼 수 있다. 다른 문항에서는 이러한 대명사가 아닌, ‘mistakes’라고 구체적으로 표현이 되어 있었는데, 7번 문항에서 이러한 ‘this’ 용어가 지니는 모호함이 낮은 부하량의 원인이 되었을 가능성을 고려해볼 수 있다. 비록 본 연구에서는 그대로 사용하였을지라도, 다른 실수 반추 문항들의 의미와는 다르게 해석될 수도 있으므로, 후속 연구자들은 해당 문항에 더 유의할 필요가 있을 것으로 보인다. 가령, 7번 문항의 ‘이것’을 ‘실수’로 변환하여 사용하는 것을 고려해 볼 수 있을 것이다.

둘째, 타당도 분석 결과는 다음과 같다. 먼저, 수렴 및 변별타당도를 검증한 결과, 다차원적 완벽주의($r=.41, p<.001$)와는 정적 상관이 있으나, 하위요인인 자기지향 완벽주의는 상대적으로 낮은 정적 상관을 보였으며, 타인지향 완벽주의와는 상관이 없는 것으로 나타나 변별타당도를 지지하였다. 이는 원칙도 연구에서도 마찬가지였으며, 타인지향 완벽주의는 실수 반추와의 상관이 유의하지 않았었다. 다만 Flett 등(2020)의 연구에서의 결과에 비해, 본 연구에서 실수 반추 척도와 사회부과 완벽주의와의 상관이 비교적 높게 나왔다. 이는 비교문화적인 측면 측면에서 아시아 국가 및 민족이 원칙도를 연구한 서양 국가와 민족에 비해 타인을 더 많이 의식하는 경향과 관련이 있는 것으로 보인다(Yang, 1997). 또한 자신이 저지른 실수임에도, 그것이 자신에게 미치는 영향보다, 타인에게 미치는 영향을 더 우선으

로 고려하고, 타인의 시선에서 자신을 바라보듯, 자신의 실수를 인식하는 경향이 높은 것으로도 보인다.

한편, 실수에 대한 반추 척도는 자기자비와는 부적 상관을 보였다. 예상대로 스트레스 상황에서 자신에게 친절한 태도를 지닐수록 실수에 대해 반추하는 면이 낮은 경향성이 있음을 확인하였다. 원칙도에서도 자기자비 전체점수라는 단일요인으로 실수 반추와의 부적 상관이 확인되었다. 하지만 본 연구에서는 추가로 자기자비를 긍정 자기자비와 부정 자기자비로도 나누어 실수 반추 간 상관을 확인해 보았다. 흥미로운 점은 자기자비를 단일요인으로 분석하였을 때에는 실수 반추 간 부적 상관을 보였으나, 긍정 자기자비와 부정 자기자비로 나누어서 상관을 살펴보았을 때, 긍정 자기자비는 실수 반추와 유의한 상관을 보이지 않았고, 부정 자기자비인 자기냉담만 실수에 대한 반추와 정적 상관을 보인 점이다. 이에 대한 이유로 자기자비 변인의 요인구조에 관한 혼재된 연구 결과를 고려해볼 수 있다. 최근 자기자비를 긍정 자기자비와 부정 자기자비인 자기냉담으로 구분하는 시도(박한솔 등, 2020; Muris & Petrocchi, 2017)를 토대로, 본 연구에서도 긍정과 부정 자기자비를 별개로 척도 간 상관을 살펴보았다. 하지만, 선행연구에서 긍정 자기자비와 부정 자기자비 하위척도들 간 상관이 비교적 낮게 나타난 바 있다(구도연, 정민철, 2016; 박한솔 등, 2020). 더군다나, 신나영(2018)에 따르면, 국내 대학생은 부정 자기자비는 각 하위요인(자기비판, 고립, 과잉동일시)으로 구성됨과 동시에 자기냉담이라는 부정 자기자비 요인으로도 수렴되나, 긍정 자기자비는 해당 하위요인(자기친절, 보편적 인간성, 마음챙김)이 개별적으로만 구성되

며, 긍정 자기자비 요인으로 수렴되지는 않은 바 있다. 한편, 박한솔 등(2020)에 따르면, 부정정서 그리고 우울에 있어서, 긍정 자기자비는 각각 -.25와 -.32라는 비교적 낮은 상관계수를 보였으나, 자기냉담은 .60과 .70이라는 상당히 높은 정적 상관계수를 보인바 있다. 유사하게, 김은석(2021)에서도 정서적 외상과 우울에 있어서, 긍정 자기자비는 각각 -.16과 -.23이라는 비교적 낮은 상관계수를 보였으나, 자기냉담은 .43과 .57이라는 상대적으로 높은 편에 속하는 상관계수를 보이기도 하였다. 종합하면, 긍정 자기자비와 부정 자기자비가 각기 다른 독립적 변인일 가능성과 함께, 개인의 심리 내적 어려움과의 관계성을 비롯해 요인 구조로서는 부정 자기자비만이 유의한 의미를 지닐 가능성을 시사한다. 이러한 자기자비 요인구조는 여전히 논쟁 중이므로 추후에는 자기자비를 면밀하게 이해하여 실수 반추에 대한 타당도 변인으로 제안할 필요가 있다.

다음으로 실수 반추 척도는 반추적 반응과 그 하위 요인들과도 상관을 보였다. 하위요인 중 자책과 상관이 .70으로 비교적 높은 수준으로 나오기는 하였으나, 숙고와는 .48로 적절한 수준의 상관을 보였다. 즉, 실수 반추척도가 자책 요인과 높은 상관을 보이기는 하지만, 반추적 반응과 실수 반추가 완전히 같은 것을 측정하는 척도는 아님을 보였다. 또한 우울, 사회불안 척도를 토대로 공인타당도를 위해 각각 상관분석을 실시하였다. 그 결과, 실수 반추는 우울, 사회불안과는 정적 상관을 보여, 공인타당도를 확인하였다. 뿐만 아니라 위계적 회귀분석을 통해 다차원적 완벽주의와 반추적 반응 변인이 우울과 사회불안에 미치는 영향을 통제하고도, 실수 반추가 우울에는 4.1%, 사회불안에는 7.2%의 추가 설명력을 가

지는 것을 확인함으로써 증분타당도를 확보하였다. 원칙도 개발 당시에서도 다차원적 완벽주의와 반추적 반응을 통제하고도 실수 반추가 우울에 있어서 6.6%의 설명량을 보인 바 있어, 본 연구 결과는 선행연구와 일맥상통하였다.

위의 결과를 밝힘으로써, 본 연구의 의의와 시사점은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 국내에서 대학생을 대상으로 한국판 실수 반추 척도를 타당화함으로써, 추후 국내의 실수 반추와 관련된 연구를 촉진하는데 이바지한다는 점에서 연구적 의미가 크다고 할 수 있다. Flett 등(2020)의 연구와 더불어 본 연구에서도 실수를 반추하는 정도를 측정하는 것이 의미가 있는 것으로 나타났다. 특히 증분타당도를 보는 과정에서 다차원적 완벽주의와 반추적 반응의 영향력을 통제하고도 고유의 설명량을 가짐을 확인하였다. Conway 등(2000)의 슬픔에 대한 반추, Sukhodolsky 등(2001)의 분노반추, Cann 등(2011)의 사건 관련 반추 등과 같이 개인의 반추의 유형에도 차이가 있으며, 개념적으로 반추도 세부적으로 구분되는 추세이다. 이에 실수라는 영역특수적 반추를 개념화하고 관련 변인을 살펴봄으로써 추후 세부적 이론을 확장하는데 이바지할 수 있을 것으로 보인다.

둘째, 본 연구를 토대로 할 때, 상담 장면에서 실수에 대한 반추하는 경향으로 인해 심리적 어려움을 겪는 이들의 경우, 그들의 실수 반추 경향 수준을 사전에 확인하여, 심리적 개입에 효과적으로 활용할 수 있을 것이다. 즉, 자신의 실수에 대한 반추 경향성이 우울이나 사회불안과 같은 부정적인 심리적 상태를 유발할 수 있음을 스스로 인식할 수 있도록 돕고, 실수에 대한 반추 경향을 줄이는 상

담적 개입이 심리적 고통을 줄이는 데 도움이 된다는 자료로 활용할 수 있는 것이다. 인지행동치료를 바탕으로, 역기능적인 인지적 특성인 실수에 대한 반추 경향과 경향성을 탐색하여, 반복되는 실수에 대한 반추적 사고의 악순환을 끊을 수 있도록 하는 개입을 함으로써 반추를 경감시킬 수 있을 것이다. 이와 더불어 과거의 실수 경험보다는 현재 순간에 머무르고 경험에 주의를 기울이는 마음챙김 기반 인지행동치료(Mindfulness-Based Cognitive Therapy; MBCT)를 함께 활용하여 현재 순간에 참여할 수 있도록 돕는 것이 도움이 될 수 있다(Gu et al., 2015; Martell et al., 2012). 이상의 개입 방법들의 비교 검증을 통한 효과의 차이를 보는 후속 연구를 통해 더 적절한 개입이 무엇인지 살펴보는 것도 의미가 있을 것이다.

특히, 본 연구에서 자기자비와 실수에 대한 반추 간 높은 부적 상관을 고려하여 볼 때, 실수에 대한 반추 경향이 높은 사람들은, 자기 자신에게 관대하기 어렵고, 자기 연민이나 용서를 하는 것을 어려워하여 심리적 고통을 유발하는 것으로 볼 수 있다. 따라서 자비의 개념을 활용하여 부정적 정서를 활성화시키는 위협적인 시스템을 낮추고, 진정과 안전 시스템을 촉진하는, 신경심리학적 이론과 연구에 기반하여 개발된 자비중심치료(Compassion Focused Therapy: CFT) 등을 활용한 개입이 효과적일 수 있다(Gilbert, 2009; Gilbert, 2014). 알아차림 자기자비 프로그램(The Mindful Self-Compassion Training Program: MSC)의 고통스러운 감정 조절하기, 자애 명상 등의 활동을 통해 자신에 대한 관대함을 증진시키는 근거기반의 치료적 개입이 이루어질 수 있을 것이다(장우혁, 2019). 이러한 자기자비 프로그램의 활동 요소를 대학생에 맞게 집단 프로그램

으로 수정하여 대학 상담 센터에서 활용해 볼 수 있을 것으로 보인다(김혜진, 2022). 이러한 자기자비에 대한 개입이 실수에 대한 반추 경향성 경감에도 도움을 줄 것으로 기대한다.

마지막으로, 본 연구는 다음과 같은 한계점을 가진다.

첫째, 본 연구는 자기 보고식 설문 의 횡단적 자료를 이용하였는데, 이는 변인들 간 인과관계를 정확히 확인하기 어려운 방법이다. 특히 문화적으로 한국을 포함한 동아시아 문화권에서는 겸손함을 미덕으로 보고, 현재 삶에 만족하여 잘못의 개선과 성취를 향한 도전을 게을리하는 것을 현실 안주로, 부정적으로 여기는 경향이 있다. 때문에 실수에 대한 반추 경향성의 수준을 잘못 인식하거나, 과장, 과소보고의 가능성이 있을 수 있다. 따라서 후속 연구에서는 종단적 연구를 통해 실수에 대한 반추의 변화가 실제로 심리적 고통을 유발하는 우울, 사회불안의 변화와 연관된다는 것을 더 구체적으로 탐색할 필요가 있다.

둘째, 본 연구에서는 Hewitt와 Flett(1991)이 개발한 다차원적 완벽주의와의 관계를 분석하였지만, 오늘날 완벽주의를 다양한 차원에서 측정하고자 하는 많은 다른 척도들이 있다. 특히 Flett 등(2020)의 연구에서도 Frost 등(1990)이 개발한 다차원적 완벽주의 척도가 측정하는 특성과의 관계를 보는 연구에서는 실수에 대한 반추 경향성이 어떻게 설명될 수 있을지 보는 것이 필요하다는 제언을 남겼다. 본 연구에서는 설문 참여자의 피로도를 고려하여 Frost 등(1990)의 다차원적 완벽주의 척도 문항은 설문에서 제외하였지만, 후속 연구에서는 이를 추가하여 연구함으로써 실수에 대한 반추 경향성과 완벽주의에 대한 다양한 해석과 설명량을 더할 수 있을 것이다.

셋째, 본 연구는 원칙도 개발 연구와 같이 대학생을 대상으로 타당도를 검증하였기 때문에, 모든 대상에게 일반화하여 적용하기에는 어렵다고 볼 수 있다. 실수 행위는 누구나 할 수 있는 것이며, 나이, 직업 등의 특성에 따라 실수 경험의 차이를 보일 수 있다. 따라서 실수에 대한 두려움이 높아 수행에 어려움을 느끼는 예체능 계열의 대학생이나 서류 제출, 면접 등의 평가 상황과 실패의 경험을 반복하는 취준생 등으로 대상을 변경하여 타당도를 검증함으로써, 대상에 따른 더 적절한 개입을 할 수 있도록 돕는 것이 필요하다.

위와 같은 한계에도 불구하고, 본 연구는 국내에서 실수에 대한 반추 경향성을 신뢰롭고 타당하게 측정 가능한 척도임을 밝혔다는 데에 의의가 있다. 본 연구를 바탕으로 향후 실수 반추에 대한 활발한 연구가 촉진되기를 기대하며, 본 연구가 완벽주의 및 실수 반추를 호소하는 내담자를 위한 상담적 개입을 마련하는데 예도 기초자료 및 근거로 활용되기를 바란다.

참고문헌

- 구도연, 정민철 (2016). 한국판 자기자비 척도의 요인 타당성 연구. *한국콘텐츠학회논문지*, 16(9), 160-169.
- 김경의, 이금단, 조용래, 채숙희, 이우경 (2008). 한국판 자기-자비 척도의 타당화 연구: 대학생을 중심으로. *한국심리학회지: 건강*, 13(4), 1023-1044.
- 김내환, 김은정 (2020). 대학생의 평가염려 완벽주의와 우울 간의 관계: 자기비난과 반추의 연속매개효과. *청소년학연구*, 27(2), 225-252.
- 김병직, 이동귀, 이희경 (2012). 사회부과 완벽주의 및 자기지향 완벽주의와 우울간의 매개변인 탐색: 사회불안과 반추. *상담학연구*, 13(2), 417-436.
- 김소정, 김지혜, 윤세창 (2010). 한국판 반추적 반응 척도(K-RRS)의 타당화 연구. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 29(1), 1-19.
- 김윤희, 서수균 (2008). 완벽주의에 대한 고찰: 평가와 치료. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 20(3), 581-613.
- 김은석 (2021). 아동기 정서적 외상과 대학생의 우울 간의 관계: 자기자비로 조절된 자기냉담의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 33(4), 1651-1669.
- 김현정, 손정락 (2007). 평가염려 완벽주의와 불안 및 우울간의 관계에서 스트레스와 반복사고의 매개효과. *한국심리학회지: 일반*, 26(2), 183-205.
- 김혜진 (2022). 대학생의 내현적 자기애가 심리적 안녕감에 미치는 영향: 자기자비의 매개효과. *제주대학교 교육대학원 석사학위논문*
- 박지연, 이인혜 (2014). 완벽주의, 반추, 우울의 관계: 적응적 완벽주의와 부적응적 완벽주의. *한국심리학회지: 건강*, 19(1), 371-386.
- 박한솔, 김은하, 신희천 (2020). 한국판 자기자비척도의 요인구조 검증: 자기자비와 자기냉담의 차별적 효과. *상담학연구*, 21(3), 227-251.
- 배성우, 신원식 (2005). CES-D 척도(The Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale)의 요인구조 분석-확인적 요인분석 방법의

- 적용. *보건과 사회과학*, 18(1), 165-190.
- 신나영 (2018). 한국판 자기자비척도의 요인구조: 대학생을 대상으로. *인간이해*, 39(2), 73-85.
- 신을진, 고진경 (2011). 능동-수동지연행동과 자기조절학습전략과의 관계. *교육과학연구*, 42(2), 25-47.
- 신희건 (2013). 학령기 후기 아동의 삶의 질 측정도구 개발. 연세대학교 대학원 박사학위논문.
- 윤희원, 김희경 (2020). 대학생의 자기초점주의가 우울에 미치는 영향: 반추와 자기자비의 매개된 조절효과. *청소년학연구*, 27(10), 299-326.
- 이미화, 류진혜 (2002). 완벽주의 성향의 순기능과 역기능: 성취목표, 스트레스, 심리적 안녕감, 우울과 관련하여. *청소년학연구*, 9(3), 293-316.
- 이종은 (2016). 반추적 사고 척도들의 비교분석. 고려대학교 석사학위논문.
- 임소영, 민경화 (2017). 평가염려 완벽주의 및 사후반추사고가 발표불안에 미치는 영향: 사고통제방략의 조절된 매개효과. *상담학연구*, 18(3), 59-73.
- 장우혁 (2019). 자기자비 연구 동향 및 과제. *명상심리상담*, 22, 23-40.
- 전경구, 최상진, 양병창 (2001). 통합적 한국판 CES-D 개발. *한국심리학회지: 건강*, 6(1), 59-76.
- 조인애, 박기환 (2021). 부모의 심리적 통제와 사회불안의 관계에서 평가염려 완벽주의와 사후반추사고의 매개효과. *청소년학연구*, 28(6), 1-29.
- 최명희 (2018). 대학생 사회불안 척도 개발과 타당화. 경북대학교 대학원 석사학위논문.
- 하정희, 안성희 (2008). 대학생들의 자살생각에 영향을 미치는 요인들: 스트레스, 대처방식, 완벽주의, 우울, 충동성의 구조적 관계모형 검증. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 20(4), 1149-1171.
- 한기연 (1993). 다차원적 완벽성: 개념, 측정 및 부적응과의 관련성. 고려대학교 박사학위논문.
- 홍혜영 (1995). 완벽주의 성향, 자기효능감, 우울과의 관계연구. 이화여자대학교 대학원 석사학위논문.
- Bartlett, M. S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Statistical Psychology*, 3, 77-85
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological bulletin*, 107(2), 238.
- Burns, D. D., & Beck, A. T. (1978). Cognitive behavior modification of mood disorders. *Cognitive behavior therapy* (pp 109-134). Springer, Boston, MA.
- Cann, A., Calhoun, L. G., Tedeschi, R. G., Triplett, K. N., Vishnevsky, T., & Lindstrom, C. M. (2011). Assessing posttraumatic cognitive processes: The event related rumination inventory. *Anxiety, Stress, & Coping*, 24(2), 137-156.
- Chang, E. C., & Rand, K. L. (2000). Perfectionism as a predictor of subsequent adjustment: Evidence for a specific diathesis - stress mechanism among college students. *Journal of Counseling Psychology*, 47(1), 129.
- Conway, M., Csank, P. A., Holm, S. L., & Blake, C. K. (2000). On assessing individual differences in rumination on sadness. *Journal of*

- Personality Assessment*, 75(3), 404-425.
- DeVellis, R. F., & Thorpe, C. T. (2021). *Scale development: Theory and applications*. Sage publications.
- Dunkley, D. M., 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(1), 234-252.
- Flett, G. L., Coulter, L. M., Hewitt, P. L., & Nepon, T. (2011). Perfectionism, rumination, worry, and depressive symptoms in early adolescents. *Canadian Journal of School Psychology*, 26(3), 159-176.
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., Blankstein, K. R., & Gray, L. (1998). Psychological distress and the frequency of perfectionistic thinking. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75(5), 1363-1381.
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., Nepon, T., & Besser, A. (2017). Perfectionism Cognition Theory: The Cognitive Side of Perfectionism. In *The Psychology of Perfectionism* (pp. 89-110). Routledge.
- Flett, G. L., Madorsky, D., Hewitt, P. L., & Heisel, M. J. (2002). Perfectionism cognitions, rumination, and psychological distress. *Journal of Rational-Emotive and Cognitive-Behavior Therapy*, 20, 33-47.
- Flett, G., Nepon, T., Hewitt, P. (2016). Perfectionism, Worry, and Rumination in Health and Mental Health: A Review and a Conceptual Framework for a Cognitive Theory of Perfectionism. In: Sirois, F., Molnar, D. (eds) *Perfectionism, Health, and Well-Being* (pp. 121-155). Springer, Cham.
- Flett, G. L., Nepon, T., Hewitt, P. L., Zaki-Azat, J., Rose, A. L., & Swiderski, K. (2020). The Mistake Rumination Scale: Development, validation, and utility of a measure of cognitive perfectionism. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 38(1), 84-98.
- Frost, R. O., Marten, P., Lahart, C., & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, 14(5), 449-468.
- Frost, R. O., & Henderson, K. J. (1991). Perfectionism and reactions to athletic competition. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 13(4), 323-335.
- Gilbert, P. (2009). Introducing compassion-focused therapy. *Advances in Psychiatric Treatment*, 15(3), 199-208.
- Gilbert, P. (2014). The origins and nature of compassion focused therapy. *British Journal of Clinical Psychology*, 53(1), 6-41.
- Gu, J., Strauss, C., Bond, R., & Cavanagh, K. (2015). How do mindfulness-based cognitive therapy and mindfulness-based stress reduction improve mental health and wellbeing? a systematic review and meta-analysis of mediation studies. *Clinical Psychology Review*, 37(1), 1-12.
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor Retention Decisions in Exploratory Factor Analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191-205.
- Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1991). Dimensions of perfectionism in unipolar depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 100(1), 98-101.

- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: a Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Ingram, R. E., & Luxton, D. D. (2005). Vulnerability-Stress Models. In B. L. Hankin & J. R. Z. Abela (Eds.), *Development of psychopathology: A vulnerability-stress perspective* (pp. 32-46). Sage Publications, Inc.
- Juster, H. R., Heimberg, R. G., Frost, R. O., Holt, C. S., Mattia, J. I., & Faccenda, K. (1996). Social phobia and perfectionism. *Personality and Individual Differences*, 21(3), 403-410.
- Kabadayi, F., & Mercan, O. (2021). Reliability and validation of the Turkish adaptation of the mistake rumination scale. *Current Psychology*, 1-10.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36
- Kline, T. (2005). *Psychological testing: A practical approach to design and evaluation*. Sage.
- Leary, M. R., Knight, P. D., & Johnson, K. A. (1987). Social anxiety and dyadic conversation: A verbal response analysis. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 5(1), 34-50.
- MacBeth, A., & Gumley, A. (2012). Exploring compassion: A meta-analysis of the association between self-compassion and psychopathology. *Clinical Psychology Review*, 32(6), 545-552.
- Martell, R. M., Dimidjian, S., & Herman-Dunn, R. (2012). 우울증의 행동활성화 치료: 치료자를 위한 가이드북 (김병수, 서호준 공역). 서울: 학지사.
- Martin, L. L., & Tesser, A. (1996). Some ruminative thoughts. In R. S. Wyer (Ed.), *Ruminative thoughts* (pp. 1-47).
- McLaughlin, K. A., Borkovec, T. D., & Sibrava, N. J. (2007). The effects of worry and rumination on affect states and cognitive activity. *Behavior Therapy*, 38(1), 23-38.
- Muris, P., & Petrocchi, N. (2017). Protection or vulnerability? A meta analysis of the relations between the positive and negative components of self compassion and psychopathology. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 24(2), 373-383.
- Neff, K. D. (2003). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, 2(3), 223-250.
- Nolen-Hoeksema, S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology*, 100(4), 569.
- Pacht, A. R. (1984). Reflections on perfection. *American Psychologist*, 39(4), 386.
- Pérez-Rojo, G., Martín, N., Noriega, C., & López, J. (2018). Psychometric properties of the CASP-12 in a Spanish older community dwelling sample. *Aging & Mental Health*, 22(5), 700-708.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 385-401.
- Raes, F. (2010). Rumination and worry as mediators of the relationship between self-compassion and depression and anxiety.

- Personality and Individual Differences*, 48(6), 757-761.
- Rea, L. M., & Parker, R. A. (2005). Selecting a representative sample. *Designing and conducting survey research: A comprehensive guide (3rd ed., pp. 157-173)*. San Francisco, CA: John Wiley & Sons.
- Rice, K. G., & Slaney, R. B. (2002). Clusters of perfectionists: Two studies of emotional adjustment and academic achievement. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 35(1), 35-48.
- Silk, J. S., Steinberg, L., & Morris, A. S. (2003). Adolescents' emotion regulation in daily life: Links to depressive symptoms and problem behavior. *Child Development*, 74(6), 1869-1880.
- Sukhodolsky, D. G., Golub, A., & Cromwell, E. N. (2001). Development and validation of the anger rumination scale. *Personality and Individual Differences*, 31(5), 689-700.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38(1), 1-10.
- Watson, D., & Clark, L. A. (1984). Negative affectivity: the disposition to experience aversive emotional states. *Psychological Bulletin*, 96(3), 465.
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 56-75). Sage Publications, Inc.
- Yang, K. S. (1997). Theories and research in Chinese personality: an indigenous approach. In H. S. Kao & D. Sinha (Eds.), *Asian perspectives on psychology* (pp.236-262). New Delhi, India: Sage.

원 고 접 수 일 : 2023. 02. 06

수정원고접수일 : 2023. 03. 21

게재결정일 : 2023. 05. 03

Validation of the Korean Mistake Rumination Scale

Hyunyoung Joo

Chosun University / Researcher

Na-Rae Kim

Chosun University / Professor

The purpose of this study was to translate and validate the Mistake Rumination Scale (MRS), developed by Flett, Nepon, Hewitt, Zaki-azat, Rose, and Swiderski (2020), for use with Korean college students. Data were analyzed using SPSS 27.0 and AMOS 27.0. The results of confirmatory factor analysis on data from 212 college students out of a total of 423 indicated that the Korean version of the scale resembled the original, appearing as a single variable. Confirmatory factor analysis on the remaining 211 data showed that the K-MRS exhibited an appropriate goodness of fit. Validity was further confirmed through correlation analysis with other variables. Finally, incremental validity was established through hierarchical regression analysis, indicating the significance of the K-MRS even after controlling for HMPS and RRS. In conclusion, the K-MRS can be used as a reliable and valid instrument. Limitations, and recommendations for future were discussed.

Key words : perfectionism, mistake rumination, depression, social anxiety, self compassion

부 록

부록 1. 한국판 실수 반추 척도 (K-MRS) 질문지

어떤 사람들은 자신이 저지른 실수를 돌이켜 생각하는 것을 멈추기 어려워 보이는 반면, 어떤 사람들은 실수가 일어난 직후 그것에 대해 생각하는 것을 멈춥니다. 당신이 중요한 실수를 저지른 마지막 때를 떠올려 보십시오. 이 실수와 관련하여, 아래의 각 문장에 대해 각각 자신이 해당되는 정도를 선택하여 표시해 주시기 바랍니다.

문항 내용	전혀 그렇지 않다	약간 그렇다	그런 편이다	매우 그렇다
1. “나는 어떻게 그렇게 멍청할까?”라는 생각을 얼마나 했나요.	①	②	③	④
2. “왜 나는 이런 실수를 멈출 수 없을까?”라는 생각을 얼마나 했나요.	①	②	③	④
3. 아직도 그 실수에 대해 생각하고, 그것이 더 잘 되었으면 하는 생각을 얼마나 하나요.	①	②	③	④
4. “왜 나는 다른 사람들이 하지 않는 실수를 하는 걸까?”라는 생각을 얼마나 했나요.	①	②	③	④
5. 당신이 저지른 다른 실수에 대한 생각을 얼마나 했나요.	①	②	③	④
6. “나는 왜 이런 일이 벌어지는 것을 보지 못했고, 그것을 피할 방법을 찾지 못했을까?”라는 생각을 얼마나 했나요.	①	②	③	④
7. “나는 이것에 대해 다른 사람들에게 알리지 않을 거야.”라는 생각을 얼마나 했나요.	①	②	③	④