

한국판 정서전염 척도 개발 및 타당화*

김 미 애

이 지 연†

인천대학교

Hatfield, Cacioppo와 Rapson(1992, 1994)은 정서전염이 타인의 행동에 단순히 노출되면 무의 식적으로 감정에 전염되는 타인의 감정에 대한 특별한 민감성이라고 제안했다. 본 연구는 Doherty(1997)에 의해 개발된 정서전염 척도(Emotional Contagion Scale: ECS)를 한국판 정서전염 척도(Korean version of the Emotional Contagion Scale: K-ECS)로 개발하고, 타당화하기 위한 목적으로 이루어졌다. 예비 연구는 서울, 인천, 경기 지역에 거주하는 남녀 대학생 200명을 대상으로 탐색적 요인분석을 실시하였다. 탐색적 요인분석을 실시한 결과 2요인 구조(긍정적 정서전염, 부정적 정서전염)가 산출되었다. 최종 선정된 2요인 10문항은 문항-전체 간 요인 상관이 대체적으로 양호하며, 내적합치도는 .83으로 나타났다. 본 연구에서는 서울, 인천, 경기 지역에 거주하는 남녀 대학생 371명을 대상으로 확인적 요인분석과 구인타당도를 검증하였다. 확인적 요인분석 결과 탐색적 요인분석에서 발견한 2요인 모형이 적합한 것으로 나타났다. 또한 한국판 정서전염 척도(K-ECS)의 구인타당도를 검증하기 위해 정서적 공감, 자기존중감과 상관분석을 실시한 결과 모두 정적상관을 나타내었다. 마지막으로 연구의 제한점과 후속 연구를 위한 제언을 제시하였다.

주요어 : 정서전염, 정서적 공감, 자기존중감, 척도 타당화

* 본 원고는 김미애(2014)의 박사학위논문을 일부 수정한 것임.

† 교신저자 : 이지연, 인천대학교 창의인재개발학과, 인천광역시 연수구 아카데미로 119(송도동)

Tel : 032-835-8160, E-mail : becoming@inu.ac.kr

한 사람의 감정은 주변에 있는 사람에게 옮아가는 강력한 힘이 있다. 즐거운 사람과 함께 있으면 기분이 좋아지고, 우울한 사람과 같이 지내다보면 자신도 모르게 우울해진다. 정서전염은 대인간 정서의 전이 현상을 설명하는 심리적 개념(김정식, 김완석, 2007)이며, 우리가 다른 사람과 상호 작용하면서 흔히 겪는 보편적인 경험이다(Ickes, 2003/2008).

경제 철학자인 Smith(1759)는 사람들이 다른 사람의 상황을 자신들의 상황처럼 느끼고, '동작모방(motor mimicry)'을 나타낸다는 것을 관찰했다. Lipps(1907; Hatfield, Cacioppo, & Rapson, 1993에서 재인용)는 타인의 감정표현에 대한 학습되지 않은 결과로써 의식적 공감이 일어난다고 하였다. 반면에 발달이론가들은 근원적 공감, 혹은 정서전염의 과정은 연민이나, 좀 더 세련되고 사회적이며 인지적 처리과정을 거치는 공감과 다른 것으로 구분하고 있다(Lipps, 1907; Hatfield, Cacioppo, & Rapson, 1993에서 재인용). 그러나 이런 구분에도 불구하고, 정서가 전염되는 것처럼 보인다는 것은 오랫동안 주목되어 왔다(Darwin, 1965; Jung, 1968; Reik, 1948). 몇몇 이론가들은 정서전염이 1970년대부터 과학적 현상이라기보다는 과학적으로 설명하기 어려운 신기한 과정(occult process), 투사와 환상(Deutch & Madle, 1975) 그리고 학습 현상(Aronfreed, 1970; Klinnert, Campos, Sorce, Emde, & Sveida, 1983) 등으로 설명해왔다. 또 다른 이론가들은 타인의 정서적 표현과 행동으로부터 그들의 정서적인 상태를 개인이 추론하는 자아 인식과정이라고 설명했다(Adelman & Zajonc, 1989; Bem, 1972; Laird, 1974; Laird & Bresler, 1990). 반면 Hatfield, Cacioppo와 Rapson(1994)은 정서전염의 과정이 자동적이고, 신속하고, 빠르게 지나가고, 매

우 광범위하게 존재해서 인지적이고, 연합하기 쉬운 자아 인식과정으로 설명되기 어렵다는 것을 주장해왔다. Hatfield 등(1994)은 인지적 공감형태와 원초적이고 근원적인 정서전염 과정 간의 명확한 차이점을 도출하고 신생아조차도 타인이 느끼는 것을 느끼고 동조적으로 반응한다는 풍부한 증거를 제시하였다. 원초적인 정서전염은 다른 사람이 현재 느끼는 감정 상태를 '포착'하거나 그것에 '감염될' 때 일어나는 현상으로 다른 사람의 감정을 '우리의 의도와 무관하게 자동적이고, 통제할 수 없으며, 거의 자각되지 않는' 방식으로 포착한다. 특히 공감과 구분되는 특징으로 정서전염이 일어나기 위해서는 필요한 조건들이 있다. 어떤 사람들은 정서전염에 예민해서 다른 사람의 기분을 쉽게 느낄 뿐만 아니라 강렬하게 느끼는 경우가 많다. 반면에 어떤 사람들은 자신의 감정을 다른 사람들에게 잘 '감염'시켜서, 자신이 느끼는 감정의 강도나 전달하고자 하는 바를 쉽게 전달한다(Ickes, 2003/2008). 따라서 일부는 정서의 강력한 전달자(transmitters)인 반면 다른 사람들은 정서의 강력한 수용자(catchers)일 수 있다. 이와 같이 정서전염은 정서표현을 통해 타인에게 자신의 느낌을 전달하여 강력한 반응을 유도할 수 있는 강력한 비언어적 의사소통 수단이 될 수 있다는 점에서 공감과는 다른 차이점들을 찾아볼 수 있다.

일반적으로 우리가 정서를 경험하는 것은 인지적 과정이 정서 경험을 유도하는 것으로 볼 수 있는가 하면 주변의 다른 사람들이 가지는 정서 상태의 영향을 받아 슬퍼지거나 눈물을 흘리는 정서적 경험을 하게 되기도 한다(김정식, 김완석, 2007). 임상적 관점에서, 정서전염은 기분불안장애, 심리치료, 건강심리학

연구 분야에서 유용한 개념으로 알려져 왔다(Kevrekidis, Skapinakis, Damigos, & Mavreas, 2008). 특히 정서전염의 민감성 수준에 따른 폭식행동 연구에서 부정적 정서전염에 대한 민감성이 높은 여대생들은 날씬한 신체를 강조하는 사회문화적 압력에 더욱 쉽게 영향을 받고, 자신의 체중이 많이 나간다는 왜곡된 인지에서 기인한 부정적 정서를 더 많이 경험함으로써 폭식행동에 영향을 받는 것으로 나타났다(김미애, 2014). 이러한 정서전염은 우울증, 분노, 기쁨과 슬픔 등 다양한 정서에 걸쳐 관찰되며, 밀접한 대인관계를 가진 사람들 사이에서 확산될 수 있을 뿐만 아니라, 심리치료자와 내담자 사이처럼 모르는 사람들 사이에서도 쉽게 관찰된다(Joiner, 1994; Doherty, Orimoto, Singelis, Hatfield, & Hebb, 1995; Hess, Blairy, & Philippot, 1999; Jung, 1968; Malatesta & Haviland, 1982). 내담자의 목소리, 자세, 태도, 표정 등에서 발견할 수 있는 불안, 외로움, 화, 공포, 혼란스러움, 슬픔 등의 부정적인 감정들은 내담자의 정서에 집중하는 상담자에게 정서전염의 기제를 통해 전달되며, 상담과정에서 상담자의 감정적인 민감성과 내담자에 대한 공감적 몰입으로 인해서 상담자는 정서전염을 경험할 가능성이 매우 높다(김미애, 이지연, 2013). 특히 정서전염 현상은 상담자 소진의 다양한 원인들 중 일부로 확인되었고(최윤미, 양난미, 이지연, 2002), 적극적으로 소진에 대처하지 못하는 동안, 바이러스처럼 전염되며, 상담자들은 그들의 동료들과 빈번하게 상호작용하면서, 동료의 정서나 행동을 무의식적으로 모사하게 됨으로써 정서적으로 소진을 경험하게 된다(윤아랑, 정남운, 2011). 즉 궁극적으로 상담과정에서 겪게 되는 상담자의 심리적 어려움과 내담자가 보이는 불안감, 우

울감, 무력감 등 다양한 부정적인 정서전염이 내담자로부터 상담자에게, 또 다른 동료 상담자에게 전달될 뿐만 아니라 다시 내담자에게 전달되는 순환적인 과정이 되어 상담자의 정서적 소진과 상담성과에 영향을 미치게 된다. 따라서 상담과정 중에 상담자가 내담자와 같이 상호작용하면서 느끼게 되는 강렬한 정서의 전염 현상을 효율적으로 관리해 나가는 것은 상담자로서 매우 중요한 일이다(김미애, 이지연, 2013).

상담장면에서 정서전염의 과정을 직접적으로 다룬 연구는 국내에서 거의 찾아보기 어렵다. 그러나 국외의 경우 정서전염에 대한 연구는 매우 활발하게 이루어져왔다. 초기의 연구는 대인관계에서 정서의 변화, 정서전염을 경험할 때의 개인의 반응 및 정서 상태에 초점이 맞추어졌다. 특히 Strupp와 Bergin(1969)은 치료는 환자가 치료자를 변화시키거나 영향을 미칠 가능성이 있는 교류(transaction)로 보고, 또 다른 연구자들은 환자들이 주도적인 감정을 만들어 내는 데에 주도권을 갖는다고 주장(Heller, Myers, & Kline, 1963; Moos & Clemes, 1967; Perlman, 1972)함으로써 상담과정에서 환자의 정서가 치료자에게 전염되는 현상을 주목해왔다. Donner와 Schonfield(1975)는 환자의 감정이 잠재적으로 전염성이 있기 때문에 초심 치료자들이 환자들에게 반응하고, 영향을 받기 쉽다는 것을 초심 치료자들의 정신건강과 정서전염의 관계에 대한 연구를 통해 확인하였다. 이를 구체적으로 살펴보면 현실과 이상에 대한 갈등이 심각한 초심 치료자들은 내담자가 우울이나 불안을 표현할 때 더욱 우울한 경향으로 반응하고, 좀 더 적응적인 초심 치료자들이 환자들을 더 잘 촉진시키는 것 같다고 하였다. 또한 Miller(1998)

는 환자의 외상경험과 반응이 심리치료사에게 전염될 수 있다고 하였는데 범죄 피해자를 상담하는 치료사들이 자주 그들의 안전에 대해 과도하게 걱정스러운 감정을 느끼고, 보다 더 안전한 대책을 모색하게 될 것이라고 하였다.

상담자의 정서가 안정되고 활력이 있으며, 적극적으로 내담자의 어려움을 함께 나누려고 하는 태도는 내담자의 침체되고, 불안한 정서 상태에 따뜻함과 희망이라는 긍정적인 정서전염을 유도할 수 있다. 이러한 정서전염의 긍정적 특성은 상담과정에서 내담자의 고통스러운 감정을 해소하는 환기(venting)(Skovholt, 2001/2010)를 불러오고, 내담자의 신체적, 정서적 건강에 긍정적인 영향을 준다. 그러나 상담자의 수행 불안, 내·외적 스트레스와 불안정 애착으로 인한 회피적인 정서는 내담자의 불안정한 정서 상태에 전이되어 치료동맹을 맺기 어렵게 한다. 이와 같이 정서전염은 상담과정에서 정적 결과와 부적 결과 두 가지를 모두 가져올 수 있다. 상담자는 내담자의 고통스러운 감정을 동시에 느낄 때 그 감정으로부터 벗어나기 위해 여러 가지 행동을 취할 수 있다. 즉 정서전염이 내담자의 고통의 전이를 가지고 오기 때문에 내담자를 돕는 행동의 강력한 유발원이 되어 치료적으로 활용하게 되면 정적 결과로 이어질 수 있는 가능성도 있고, 전이된 고통스러운 감정에 압도되어 통제가 안 될 경우 두려움, 분노, 상담시간을 피하거나 소진을 경험하게 되는 부적 결과를 갖고 올 수 있다. 따라서 상담자는 내담자에게 정서적으로 집중함으로써 내담자의 부정적 정서를 공유하게 되더라도 경계를 적절하게 유지하고, 본래 내담자로부터 유도된 부정적 정서의 전염을 수용과 신뢰, 안전감 등 긍

정적인 정서전염으로 다시 내담자에게 전달(재내사 과정)할 수 있을 것이다(김미애, 이지연, 2013).

이와 같이 상담 및 심리치료 과정에서 임상적으로 활용할 수 있는 정서전염에 대한 민감성의 개인 차이를 간결하고 신뢰롭게 측정하는 도구를 개발하는 것은 매우 중요하다. 기존의 정서전염의 민감도는 정서 자극이 유도 감정을 특성으로 하는 정서표현을 유발하는 빈도로써 측정된다. 그러한 정서적 반응은 인지적(경험상태, 평가, 공감, 상상, 그리고 관점 수용), 생리학적(신경생리학적 흥분, 패턴화된 자율신경시스템[ANS] 활동), 그리고 행동적(표현적 그리고 도구적 행동)으로 표현될 수 있다. 현재까지 정서전염에 대한 정의는 Hatfield와 동료들의 이론에 대한 지지가 우세하지만 정서전염의 민감도와 관련한 개인적 차이를 신뢰할 만한 측정도구는 거의 없었다(Doherty, 1997). Doherty와 동료들은 정서전염의 민감성에서 개인 차이를 간결하고, 신뢰로운, 단일차원 측정도구를 개발하기 위한 목적으로 정서전염 척도(Emotional Contagion Scale: ECS)를 처음 개발하였다(Doherty et al., 1995). 정서전염 척도는 정서적 자극에 일치되게 정서적인 표현이 뒤따르는 반응으로 측정한다. 문항이 5가지 기본감정(행복, 사랑, 공포, 분노, 슬픔)에 일치된 반응의 일관성과 타인의 감정에 주의를 기울이는 것을 평가한다. 처음에 38문항에서 18문항으로 두 번에 걸쳐 개정하였으며, 최종적으로 사랑, 행복, 분노, 두려움, 슬픔의 다섯 가지 기본정서에 대한 정서전염의 민감성을 측정하는 15문항을 확인하였다. 연구대상은 하와이 소재 대학교의 226명 학생들(남자 69명, 여자 157명)이었다. 요인 분석 방법은 주성분 분석을 실시하였고, 요인부하량이

.46에서 .69사이의 분포하는 단일요인 구조로 나타났다. 또한 서로 상관이 있는 긍정적 하위척도(행복과 사랑 문항)와 부정적 하위척도(분노, 두려움, 슬픔 문항)의 2요인 구조가 검토되었지만 단일요인 구조보다 적합성이 낮은 것으로 검토되었다(Doherty, 1997).

Lundqvist(2006)는 정서전염 척도가 충분히 단일차원 측정하는지에 대해서 정확한 연구가 수행되지 않았거나 적어도 보고되지 않았으며, 더욱이 정서전염에 대한 민감도의 단일차원적 특질은 정서 구조에 관한 연구를 근거로 반박될 수도 있다고 보았다. 따라서 Lundqvist가 Doherty의 정서전염 척도를 스웨덴어로 번역하고, 스웨덴 대학생 665명을 연구대상(독립된 두 그룹, 각각 233명, 432명)으로 하여, 분노, 두려움, 슬픔을 묶어 부정적 정서로, 행복, 사랑을 묶어 긍정적 정서로 보는 고차 확인적 요인분석을 실시하였다. 그 결과 단일요인은 지지되지 않았다. 그 대신 차별적 정서 모델과 위계구조에 기반을 둔 다차원 모델이 지지되었으며, 5요인 구조가 확인되었다(Lundqvist, 2006). Kevrekidis 등(2008)도 Doherty의 원척도를 그리스어로 번역하고, 그리스 대학생 691명(남자 312명, 여자 379명)을 연구대상으로 하여, 주성분 분석을 실시하였다. 요인구조를 살펴본 결과 두려움 3문항이 탈락되고, 사랑, 행복, 슬픔, 분노의 4요인 모델이 지지되었으며, 남녀의 성차에 따라 정서전염의 민감도에 차이가 있는 것으로 확인되었다(Kevrekidis et al., 2008).

이처럼 정서전염 척도를 다양한 문화적 배경을 가진 대학생을 연구대상으로 하는 모형 검증 연구가 지속적으로 축적되고 있으나, 정서전염 척도의 요인 구조가 다양한 구조(단일요인, 2요인, 4요인, 5요인)로 나타나고 있다.

정서전염 척도는 실제로 정서전염에 대한 민감도의 구조를 포착한다는 명제 하에 다차원 모델이 1차원 모델보다 더욱 타당할 수도 있다. 예를 들어 타인의 긍정적 정서보다는 부정적 정서를 알아내기가 더욱 쉬운 사람들의 건강 상태는 긍정적 정서를 알아내도록 편향된 사람들보다 나쁠 것이다. 따라서 단일요인 척도로는 정서전염과 건강관계에 대해 자세히 밝히기 어려울 것이다(Wang, Li, & Du, 2010). 한편 사람들이 타인에 대해 관심을 집중하는 데에는 문화적 차이가 있을 수 있다. 정서는 문화적으로 특별할 수 있으며, 사회적 배경의 영향을 받는다(Becht & Vingerhoets, 2002; Wang et al., 2010에서 재인용). Kevrekidis 등(2008)의 연구에서 두려움의 정서를 나타내는 문항들이 하위요인으로 묶이지 않고 다른 하위요인에 흩어져 탈락된 것도 그리스의 정서가 미국, 스위스와 다른 문화적 특성이 반영된 것으로 유추해 볼 수 있다. 따라서 우리나라 대학생을 대상으로 정서전염 척도의 요인구조를 확인해 볼 필요가 있다. 또한 정서전염 척도의 타당성을 평가하기 위해, 정서전염과 잠재적으로 관련된 변인인 정서적 공감, 자기존중감 척도를 함께 실시하여 상관관계를 검토하고자 하였다. 정서적 공감은 공유된 정서 Lipps(1907: Hatfield, Cacioppo, & Rapson, 1993에서 재인용), 대리적 정서(Mehrabian & Epstein, 1972), 자기 자신의 상황보다는 다른 사람이 처한 상황에 보다 부합하는 정서적 반응 등으로 정의 내리고 있다. 따라서 정서적 공감은 다른 사람의 정서를 대리적으로 공유할 수 있는 능력으로 정서전염의 특징과 관련이 높다고 볼 수 있다. 또한 선행연구에서 정서전염이 인지적 공감보다는 정서적 공감과 더욱 강력하게 관련되고, 정서전염에 대한 민

감성이 자기존중감과 정적으로 관련된 것으로 보고되었다. 즉 정서전염이 잘 되는 사람일수록 타인에 대한 민감성이 높고, 높은 자기 존중감을 갖고, 감정이입을 더 잘 할 것이다 (Doherty, 1997). 또한 다른 사람의 정서적 경험에 대한 민감성이 증가하면 사회적 기능이 향상될 것이고, 이에 따라 자기존중감에 긍정적 효과를 줄 것이라고 예측할 수 있다.

국내에서는 정서전염에 대한 연구는 아직까지 활발하게 이루어지지 않고 있다. 김정식과 김완석(2007)은 정서전염과 이타행동 사이의 관계를 분석하기 위해서 Doherty 등(1995)이 정서전염 척도를 38문항에서 18문항으로 2차 개정한 척도를 역번역 방식에 의하여 번안하여 사용하였다. 이 척도는 5점 척도로 응답하게 되어 있고, 김정식과 김완석(2007)의 연구에서 신뢰도는 .73이었다. 그러나 외국에서 제작한 척도를 국내에서 단순히 한국어로 번안하여 사용하는 방식은 연구의 편리성과 용이성에서는 긍정적인 면이 있을지 모르나 연구결과의 엄정성과 실효성에는 제한점이 있다고 볼 수 있다. 아직까지 국내에서 Doherty(1997)가 3차 개정한 정서전염 척도 총 15문항에 대한 타당화 연구는 이루어지지 않은 실정이다. 따라서 본 연구는 정서전염 척도를 번안하고 대학생 집단을 표본으로 하여 신뢰도와 타당도를 살펴보고, 요인구조가 Doherty(1997)가 보고한 것과 일치하는지를 확인해 보았다. 본 연구를 통해 정서전염이 개인의 심리적 건강에 중요한 특성이며, 상담 및 심리치료 과정에서 내담자의 정서 상태를 이해하는 자료로 활용할 수 있을 뿐 아니라, 내담자와 치료자의 정서반응을 설명하고 이해하는데 도움이 될 수 있을 것으로 기대한다.

방 법

예비 연구

예비 연구에서는 정서전염 척도 원 문항을 본 연구자가 1차적으로 번역하고, 2차에 걸쳐 상담전공 박사과정생의 수정작업을 거친 후 영어와 한국어를 능숙하게 구사하는 이중언어 사용자(미국에서 심리학 박사과정에 있는 한국인)가 역번역을 실시하였다. 역번역된 검사지와 원문을 대조하면서 문항의 의미를 왜곡시키지 않는 범위에서 수정작업이 진행되었으며, 상담심리학 전공 교수 1인, 임상심리학 박사 1인의 검토를 거쳤다. 이어서 내용타당도를 확인하기 위하여 전문가들에게 검증을 의뢰하였다. 총 15문항의 한국어로 번안된 정서전염 척도를 상담전공 교수 3명에게 '매우 적절하다(5점)', '적절하다(4점)', '보통이다(3점)', '적절하지 않다(2점)', '전혀 아니다(1점)'의 5점 리커트 척도로 평정을 요청하였다. 3명의 전문가에게 평정을 부탁하여 얻은 문항에 대해서는 전체적으로 평균 3점 이상의 평점으로 평가되었다.

한국어로 번안된 15문항을 대상으로 문항의 적합성을 알아보기 위한 문항분석을 실시하였다. 문항분석 후 탐색적 요인분석(exploratory factor analysis)을 실시하여 한국형 정서전염 척도의 요인구조를 파악하였다.

연구 대상

서울, 인천, 경기 지역의 대학생들을 대상으로 설문지 210부를 배부하였다. 수거된 설문지는 204부였으나, 응답이 누락된 경우와 불성실하게 응답했다고 판단되는 설문지를 제외

하고, 총 200명의 설문문이 분석에 사용되었다.

그 중 성별로 보면 남자가 87명(43.7%), 여자가 113명(56.5%)으로 나타났고, 학년은 1학년이 79명(39.5%), 2학년 51명(25.5%), 3학년 26명(13.0%), 4학년 44명(22.0%)으로 1학년의 비율이 가장 높았다.

연구 도구 및 분석 방법

한국어로 번안된 정서전염 척도 15개의 문항을 연구 도구로 사용하였고, 분석 방법으로는 문항분석을 실시하고, 개별 문항의 양호도를 알아보기 위하여 문항의 평균과 표준편차를 검토하고, 문항과 총점 간 상관, 공통성, 문항제거 시 신뢰도 계수를 살펴보았다. 문항 분석 후 탐색적 요인분석을 실시하여 한국형 정서전염 척도의 요인구조를 파악하였다. 분석방법으로는 SPSS가 제공하는 공통요인분석 중 주축요인추출 방법을 이용하였고, 직접 오블리민(Oblimin) 요인회전을 적용하였다.

연구 결과

문항분석(Item Analysis) 및 요인탐색

예비척도 문항들의 적절성을 확인하기 위한 문항분석을 실시하였다. 문항분석 과정은 다음의 두 가지 과정으로 이루어졌다. 첫 번째, 각 문항의 평균과 표준편차를 산출하여 평균이 극단적인 값을 갖거나 표준편차의 값이 작은 문항들을 검토하였다. 5점 척도로 구성된 검사에서 문항평균이 2.5 이하이거나 4.0 이상인 경우와 문항의 표준편차가 .7이하인 문항을 양호도가 좋지 않은 문항으로 판단하였다(Ebel, 1979). 두 번째로, 문항 간 상관, 문항-총점 간 상관과 문항제거 시 내적합치도를 산출

하여 검토하였다. 문항 간 상관은 .7 이상, 문항-총점 간 상관은 .3 이하인 문항을 문항의 양호도 평가의 기준으로 삼았다(Ebel, 1979). 위의 기준으로 문항들을 검토해 본 결과, 문항의 평균이 4점 이상에 해당하는 3문항과 문항 간 상관이 .7 이상인 1문항을 삭제하였다. 삭제된 문항을 살펴보면 '4. 사람들이 그들의 사랑하는 사람의 죽음에 대해 이야기 할 때 나는 슬퍼진다.(슬픔)', '10. 다른 사람들 간의 성난 말다툼을 들을 때 나는 긴장한다.(분노)', '14. 슬픈 영화를 보면 운다.(슬픔)', '5. 뉴스에서 화난 얼굴을 볼 때 나는 이를 악물고 어깨가 굳어진다.(분노)'로 문항으로서의 변별력이 낮은 문항으로 판단하고 척도에서 제외하는 것이 타당하다는 결론을 내렸다. 삭제 후 남은 11문항은 평균이 2.97~ 3.94, 표준편차가 .89~1.18의 범위를 가지고 있어 양호한 수준의 값을 나타냈다. 또 문항-총점 간 상관은 .41~.60의 범위로 나타나 양호한 수준을 보였다.

한국판 정서전염 예비척도의 구성요인을 확인하기 위하여 총 11문항에 대한 탐색적 요인 분석을 실시하였다. 분석방법으로는 주축요인추출 방법을 이용한 공통요인분석을 적용하였으며, 직접 오블리민 요인회전을 적용하였다. 적합한 요인수를 결정하기 위해 누적분산비율이 55~65%가 되는 지점과 스크리 검사 결과(그림 1)를 함께 고려하여 분석한 결과, 문항이 요인 간에 혼재되고, 요인을 대표하는 정서를 규정하기 어려운 구조로 나타나 본 연구에서는 문항이 긍정적 정서와 부정적 정서로 구분하여 해석이 가능한 2요인 구조의 특성을 반영하여 요인 수를 2개로 결정하였다.

요인의 수를 2개로 지정한 뒤 후속 요인 분석 과정에서 기초요인구조의 회전방법을 결정

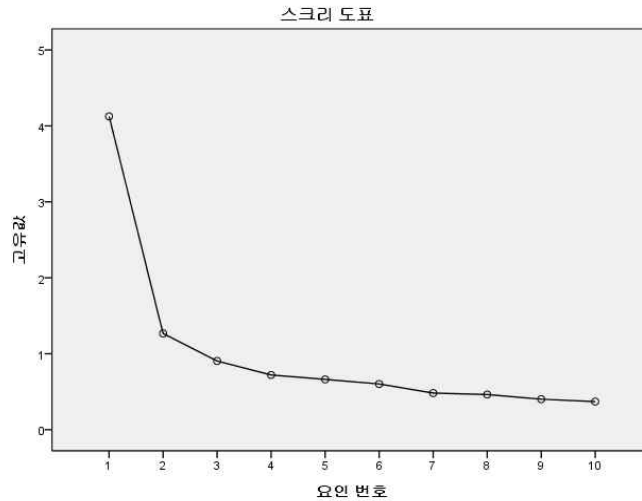


그림 1. 한국판 정서전염 척도 스크리도표

하기 위해 요인 간 상관을 살펴보았다. 요인 간의 상관이 존재하는 것으로 나타나 사각회전(oblique rotation)을 선택하였으며, delta 값을 -.3으로 하였을 때 최종 요인구조가 가장 간명하였다. 요인 수 지정 후 요인분석을 수행한 결과, 요인부하량이 높은 문항과 해석 가능성을 함께 고려하여 각 요인을 구성하는 문항들을 검토하였다.

그 결과, 총 1개의 문항이 제거되어 10개 문항이 선정되었다. 제거된 문항은 '7. 화난 사람 곁에 있는 것은 나를 짜증나게 한다.(분노)'의 문항이었다. 이 문항은 원척도에서 분노의 정서를 나타내는 문항이며, 일반적으로 분노의 정서는 짜증, 혐오의 상위 수준 정서로 알려져 있으나 서은국, 구재선, 이동귀, 정태연과 최인철(2010) 등의 연구에서 한국인들이 빈번하게 느끼는 정서들 중 짜증이라는 정서가 한국인들이 느끼는 고 각성 정서로서 분노의 하위 정서이기 보다는 독립된 정서로 조사되었다. 따라서 문항의 역번역 과정에서 짜증이라는 단어가 문장에 제시되어 대상자들이

이 단어에 민감하게 반응하였을 것으로 추측되며, 한 문장에 분노와 짜증이라는 차별 정서가 반영되어 문항 자체의 적절성도 낮고, 2요인 구조에서도 부합도가 낮게 나타난 것으로 판단된다.

요인분석 결과를 살펴보면 한국판 정서전염 척도는 사랑과 행복을 나타내는 긍정적 정서 전염과 슬픔, 두려움을 나타내는 부정적 정서 전염의 2요인 구조로 확인되었다. 따라서 한국판 정서전염 척도는 원척도의 단일요인과는 달리 2요인 구조를 통한 전체 설명력이 53.92%로 나타났다. 한국판 정서전염 척도는 표 1과 같다. 특히 요인분석의 결과 교차 부하되고 있는 문항(요인 1의 1번, 4번, 요인 2의 1번, 3번)은 커뮤니티가 높아 요인 모델에 중요한 변수로서 해당문항을 삭제하였을 경우 구성개념을 제대로 측정하는데 무리가 있을 것으로 판단되어 제거하지 않고, 표 1의 요인구조와 문항으로 교차타당도를 살펴본 확인적 요인분석에서 적합도 및 구인타당도가 부합하여 해당 문항을 그대로 포함하였다.

표 1. 한국판 정서전염 척도의 탐색적 요인분석 결과 (N=200)

하위요인	문항 내용	구조행렬		b ²
		1	2	
요인 1 긍정적 정서전염	1. 내가 사랑하는 사람이 나를 꼬옥 끌어안을 때 나의 마음이 녹는다.	.772	.417	.596
	2. 내가 사랑하는 사람의 눈을 바라볼 때 나의 마음은 사랑의 기운으로 가득찬다.	.744	.374	.554
	3. 행복한 사람들과 함께 있으면 내 마음이 행복한 생각들로 채워진다.	.709	.396	.502
	4. 누군가 내게 따뜻하게 미소 지을 때, 나는 미소로 답하고 따뜻함을 느낀다.	.684	.446	.475
	5. 내가 사랑하는 사람이 나를 만지면 나는 내 몸이 반응하는 것을 감지한다.	.676	.352	.457
	6. 기분이 가라앉을 때, 행복한 사람과 함께 있는 것은 내 기분을 좋아지게 한다.	.594	.361	.405
요인 2 부정적 정서전염	1. 스트레스 받은 사람들과 함께 있을 때 나는 내 자신이 긴장하게 되는 것을 느낀다.	.468	.641	.433
	2. 치과 대기실에서 겁에 질린 아이의 날카로운 비명을 듣는 것은 나를 불안하게 한다.	.194	.555	.432
	3. 뉴스에서 희생자들의 공포에 질린 얼굴을 보게 되면 나는 그들이 얼마나 공포스럽게 느꼈을지를 상상하게 된다.	.422	.551	.415
	4. 나와 이야기하고 있는 사람이 울기 시작하면, 나는 눈물을 글썽거리게 된다.	.295	.437	.415

신뢰도 분석(Reliability Analysis)

탐색적 요인분석을 통해 개발된 한국판 정서전염 척도에 대한 신뢰도 분석을 실시하였

다. 최종적으로 선정된 10문항에 대한 전체 내적합치도 Cronbach's α 는 .83으로 양호한 값을 나타냈으며, 각 요인의 내적합치도를 검토해 보았을 때 요인 1은 .85, 요인 2는 .62로 나타났다. 또한 요인 간 상관인 $r=.31$ 로 나타났다. 표 2에 한국판 정서전염 척도의 요인 간 상관관을 제시하였다.

표 2. 한국판 정서전염 예비척도의 하위요인 간 상관

	요인 1	요인 2
요인 1(긍정적 정서전염)	1.00	
요인 2(부정적 정서전염)	.31**	1.00

주. ** $p < .01$

본 연구

본 연구는 예비 연구의 탐색적 요인분석 결

과가 다른 집단에도 적용가능한 지 아니면 예비 연구의 표집에 국한된 결과인지 검토하기 위해 확인적 요인분석을 실시하고, 구인타당도를 검증하였다. 첫째, 탐색적 요인분석으로 요인구조가 확인된 한국판 정서전염 척도와 관련된 변인인 정서적 공감, 자기존중감 척도를 함께 실시하여 관련성을 파악함으로써 구인타당도 분석을 실시하였다.

연구 대상

서울, 인천, 경기 지역의 대학생들을 대상으로 400부의 설문지를 배포하였다. 수거된 설문지는 386부였으나, 응답이 누락된 경우와 불성실하게 응답했다고 판단되는 설문지를 제외하고, 총 371명의 설문이 분석에 사용되었다. 그 중 성별로 보면 남자가 160명(43.1%), 여자가 211명(56.9%)으로 나타났고, 학년은 1학년이 124명(33.4%), 2학년 105명(28.3%), 3학년 78명(21.0%), 4학년 64명(17.3%)으로 1학년의 비율이 가장 높았다.

측정도구

한국판 정서전염 척도(K-ECS)

확인적 요인분석을 통해 개발된 최종 척도는 사랑, 행복의 긍정적 정서전염 하위요인 6 문항과 슬픔, 두려움의 부정적 정서전염 하위요인 4문항으로 총 10문항이다. 모든 문항은 5점 리커트 척도로 '전혀 아니다'가 1점, '항상 그렇다'가 5점으로 점수가 높을수록 정서전염에 대한 민감성이 높음을 의미한다. 본 연구에서 나타난 이 척도의 내적 합치도 Cronbach's α 는 .83이었다.

정서적 공감 척도(Emotional Empathy

Questionnaire: EEQ)

정서적 공감 수준을 측정하기 위해 Mehrabian과 Epstein(1972)의 정서적 공감 척도(Emotional Empathy Scale)를 박성희(1994)가 변안한 척도를 사용하였다. 이 척도는 정서감염에 대한 민감성, 낯선 타인에 대한 느낌의 인식, 극단적인 정서적 반응성, 타인의 정적 정서 경험에 동감을 느끼는 경향성, 타인의 부정적 정서에 동감을 느끼는 경향성, 동정적인 경향성, 곤경에 처한 타인과 접촉하려는 의지 등을 내용으로 하는 총 33문항으로 구성되어 있다. 이 척도는 원래 9점으로 채점하게 되어 있지만, 이 연구에서는 설현수, 김동민, 이수현(2006)이 5점 척도로 수정한 것을 사용하였다. 본 연구에서의 내적합치도 Cronbach's α 는 .83이었다.

자기존중감 척도(Self-Esteem Scale: SES)

Rosenberg(1965)의 자기존중감(Self-Esteem Scale)을 최정아(1996)가 번역한 척도를 사용하였다. 이 척도는 총 10문항으로 각 문항에 대한 응답은 대상자가 자기 자신에 대해 어떻게 생각하는지에 대한 정도를 4점 척도로 반응하도록 되어 있다. 원칙도는 자신에 대한 긍정적인 평가 문항(1, 2, 4, 6, 7번)과 부정적인 평가문항(3, 5, 8, 9, 10번)이 모두 포함되면서도 단일차원의 개념으로 설명하여 부정적인 평가 문항을 역채점한 후 척도를 구성하는 문항 점수의 합으로 자기존중감 수준을 측정하고 있다. 최정아(1996)의 연구에서 보고된 내적합치도 Cronbach's α 는 .83이었고, 본 연구에서의 내적합치도 Cronbach's α 는 .80이었다.

분석 방법

탐색적 요인분석을 통해 개발된 총 10문항의 한국판 정서전염 척도의 확인적 요인분석을 AMOS(Analysis of Moment Structure)프로그램을 이용하여 실시하였다. 모델의 적합도를 평가하기 위해 사용된 지수는 Tucker-Lewis Index(TLI 또는 NNFI, Bentler & Bonett, 1980)와 Root Mean Square Error of Approximation(RMSEA, Steiger & Lind, 1980), Comparative Fit Index(CFI, Bentler, 1990)를 모델 적합도 지수로 사용하였다. 한국판 정서전염 척도의 구인관련 타당도를 알아보기 위하여 정서적 공감 척도와 자기 존중감 척도와의 상관관계를 SPSS/WIN18.0 프로그램을 이용하여 분석하였다.

결 과

한국판 정서전염 최종 척도의 요인구조 검증

탐색적 요인분석 결과에 따른 2요인 구조가 가장 적절한 구조인지 확인하기 위해 확인적 요인분석을 수행하였다. 확인적 요인분석은 모형에 대해 적합도 정보를 제공함으로써 요인의 모형이 경험적 자료를 보다 잘 설명하는지 알려준다. 측정모델의 적합도(Goodness-of fit) 평가를 위해 사용된 지수는 다음과 같다.

먼저 카이제곱의 값은 표본의 크기에 민감하므로, 이 연구에서는 비교적 표본크기에 영향을 받지 않고, 모형의 간명성을 고려하는 Tucker-Lewis Index(TLI 또는 NNFI, Bentler & Bonett, 1980)와 Root Mean Square Error of Approximation(RMSEA, Steiger & Lind, 1980)등을 이용하여 모형의 적합도를 평가하였다. 또한 모형의 간명성을 고려하지는 않지만 표본크기에 영향을 받지 않고 모형오류를 측정하는 Comparative Fit Index(CFI, Bentler, 1990)를 적합도지수로 사용하였다. TLI(또는 NNFI)는 대략 .90이상이면 모형의 적합도가 좋은 것으로 간주되고, 모형의 간명성을 고려하는 RMSEA는 $RMSEA < .05$ 이면 좋은 적합도, $RMSEA < .08$ 이면 괜찮은 적합도, $RMSEA < .10$ 이면 보통 적합도, $RMSEA > .10$ 이면 나쁜 적합도를 나타낸다(홍세희, 2000).

한국판 정서전염 척도의 2요인 구조의 확인적 요인분석 결과를 보면($df = 34, N = 371 = 154.34, p < .05$), CFI .936, TLI .915로 나타나 양호한 값을 보였고, RMSEA도 .079(90% 신뢰구간: .067-.092)로, 양호한 적합도로서의 가이드라인(Browne & Cudeck, 1993) .08이하를 만족시켰다. 한편, 분석결과 단일요인 구조모형에서는 CFI, TLI 값이 .90이하로 신뢰할 수 없는 결과를 보였다. RMSEA 값도 단일요인에서는 .101 이었으나 2요인에서는 .079로 1이하인 보통모형으로 나타났다. 따라서 한국판 정서

표 3. 한국판 정서전염 척도의 연구모형의 합치도 지수

모형	χ^2	df	p	TLI	CFI	RMSEA (90% 신뢰구간)
연구모형	154.34	34	.000	.915	.936	.079 (.067-.092)

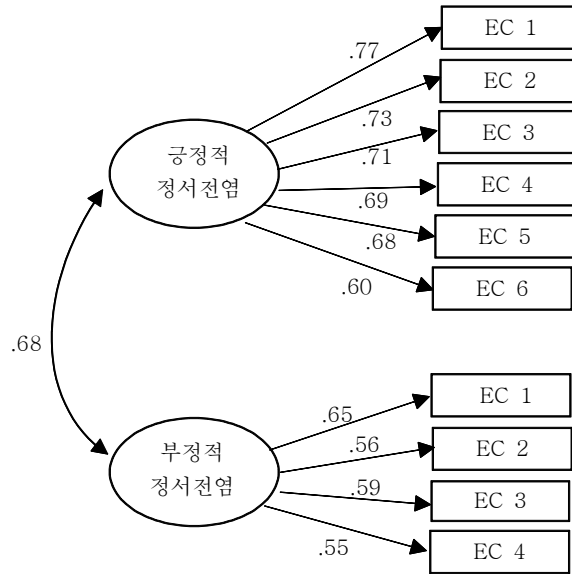


그림 2. 한국판 정서전염 척도의 요인구조
 주. 요인구조의 계수는 표준화 계수임

전염척도는 2요인 구조가 적절하다고 결론지었다. 확인적 요인분석 결과 모델의 적합도는 표 3과 같고, 한국판 정서전염 척도의 요인구조를 그림 2에 제시하였다. 최종 2요인 구조의 표준화 적재치를 살펴보면 긍정적 정서전염이 .60~.77, 부정적 정서전염이 .55~.65로 모두 .5 이상의 값을 나타내었다.

한국판 정서전염 척도의 구인타당도 분석

상관분석

정서전염 척도와 관련이 깊은 정서적 공감 척도, 자기존중감 척도와의 관련성을 파악함으로써 구인타당도 분석을 실시하였다. 정서적 공감은 다른 사람의 정서를 대리적으로 공유할 수 있는 능력으로 정서전염의 특징과 관련이 높다고 볼 수 있으며, 정서전염이 인지적 공감보다는 정서적 공감과 더욱 강력하게

관련되고, 정서전염에 대한 민감성이 자기존중감과 정적으로 관련된 것으로 보고되었으므로, 정서적 공감과 자기존중감 척도를 함께 실시하여 정서전염과의 관련성을 파악하고자 하였다.

분석 결과, 정서전염과 정서적 공감, 자기존중감과의 상관은 표 4와 같다. 정서전염은 정서적 공감($r=.35, p<.01$), 자기존중감($r=.37, p<.01$)과 정적상관을 나타내어 수렴타당도가 확보되었다고 볼 수 있다. 한편, 정서전염 하위요인들과 정서적 공감, 자기존중감과의 상관은 정서적 공감은 부정적 정서전염의 상관($r=.42, p<.01$)이 긍정적 정서전염의 상관($r=.19, p<.01$) 값보다 높게 나타났으며, 자기존중감은 긍정적 정서전염의 상관($r=.33, p<.01$)이 부정적 정서전염의 상관($r=.26, p<.01$)보다 높게 나타났음을 알 수 있다. 따라서 정서전염에 대한 민감성 수준이 높은 개인

표 4. 한국판 정서전염 하위요인과 정서적 공감, 자기존중감과의 상관

	정서전염			정서적 공감	자기 존중감
	긍정적 정서전염	부정적 정서전염	전체		
정서전염					
긍정적 정서전염	1				
부정적 정서전염	.28**	1			
전체	.87**	.73**	1		
정서적 공감	.19**	.42**	.35**	1	
자기존중감	.33**	.26**	.37**	.22**	1
<i>M</i>	3.71	3.22	3.51	2.92	2.54
<i>SD</i>	.67	.70	.75	.69	.57

주. 정서전염(1-5), 정서적 공감(1-5), 자기존중감(1-4)

** $p < .01$.

은 정서적 공감과 자기존중감이 높다는 것을 알 수 있다. 이처럼 정서전염이 정서적 공감, 자기존중감과 유의미한 상관을 보인 결과는 정서전염 척도의 타당성을 보여주는 증거로 해석할 수 있다.

논 의

본 연구에서는 Doherty(1997)에 의해 개발된 정서전염 척도(ECS)를 번안하고, 한국 대학생들을 대상으로 타당화하여 한국판 정서전염 척도(K-ECS)를 개발하기 위해 실시되었다. 탐색적 요인분석으로 2요인 구조를 발견하였고, 확인적 요인분석을 통해 요인구조의 적절성과 관련 변인과의 상관을 살펴봄으로써 타당도 검증을 하였다. 연구의 결과 및 논의는 다음과 같다.

첫째, 서울, 인천, 경기 지역의 대학생 200명을 대상으로 예비 연구를 실시하여 원척도

의 총 15개의 문항 중 문항분석 과정에서 문항으로서의 변별력이 낮은 3문항과 문항 간 상관관이 .7 이상인 1문항을 제외하였다. 탐색적 요인 분석 과정에서는 문항 자체의 적절성도 낮고, 2요인 구조에서도 부합도가 낮게 나타나 적절하지 않은 1개의 문항이 제거되어 총 5개의 문항이 척도에서 제외되고, 최종 10개 문항이 선정되었다. 구체적으로 살펴보면 삭제된 4문항은 연구 대상자의 대다수가 해당 문항에 대해 높은 공감반응을 보여 문항으로서의 변별력이 낮은 문항으로 판단하고 척도에서 제외하는 것이 타당하다는 결론을 내렸다. 또한 탐색적 요인분석에서 제외된 1문항은 원척도에서 분노의 정서를 나타내는 문항으로 문항의 역번역 과정에서 짜증이라는 단어가 문장에 제시되어 대상자들이 이 단어에 민감하게 반응하였을 것으로 추측되며, 한 문장에 분노와 짜증이라는 차별 정서가 반영되어 부합도가 낮고, 문항 자체의 적절성도 낮아 척도에서 제외하는 것이 타당하다고 판단

하였다. 따라서 탐색적 요인분석 결과 2요인 10문항의 한국형 정서전염 척도(K-ECS)를 구성하였다. 요인 1은 사랑과 행복을 나타내는 긍정적 정서의 특성을 포함하여 긍정적 정서전염으로 명명하였고, 요인 2는 두려움, 슬픔을 나타내는 부정적 정서의 특성을 포함하여 부정적 정서전염으로 명명하였다. 즉 한국형 정서전염 척도(K-ECS)는 긍정적 정서전염(6문항)과 부정적 정서전염(4문항)의 2요인 구조를 보였다.

둘째, 본 연구는 총 371명의 자료를 분석하여 한국형 정서전염 척도(K-ECS)의 요인구조와 신뢰도를 확인하였다. 그 결과 2요인 모형의 적합도는($\chi^2(df=34, N=371)=154.34, p<.00$), CFI .936, TLI .915로 나타나 양호한 값을 보였고, RMSEA도 .079(90%신뢰구간: .067-.092)로 양호한 적합도로서의 가이드라인(Browne & Cudeck, 1993) .08이하를 만족시켰다. 최종 척도에 대한 전체 내적합치도는 .83으로 양호한 값을 나타냈으며, 각 요인의 내적합치도를 검토해 보았을 때 요인 1은 .85, 요인 2는 .62로 비교적 신뢰로운 결과를 얻을 수 있었다.

셋째, 정서전염 척도의 구인타당도를 검증하고자 정서적 공감, 자기존중감 척도와의 상관분석을 수행하였다. 분석 결과 정서전염은 정서적 공감과 자기존중감 모두 정적상관을 나타내었다. 이러한 결과는 정서전염에 대한 민감성이 인지적 공감보다는 정서적 공감과 더욱 강력하게 관련되고, 자기존중감과는 정적으로 관련된다는 Doherty(1997)의 연구 결과와 일치한다. 따라서 다른 사람의 정서적 경험에 대한 민감성이 증가하면 사회적 능력이 향상될 것이고, 이에 따라 자기존중감에 긍정적 효과를 주며, 자기존중감이 높은 사람은 다른 사람들과 있을 때 불안을 덜 느낄 것이

고, 사회적 상호작용에 덜 위축될 것이다. 또한 정서전염이 되기 쉬운 사람들은 주의력이 타인에게 고정되는 경향이 있어서 그들은 타인의 정서의 영향을 더욱 많이 받을 가능성이 높고, 타인들과의 공감대 구축을 더욱 쉽게 만들 수도 있다. 그렇기 때문에 민감한 사람들은 자신과 대화하는 사람을 더욱 편안하게 만들어서 그들로 하여금 더욱 많은 정보를 공유하도록 만드는 경우가 많다(Hatfield et al., 1994).

본 연구의 의의와 시사점은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 한국의 문화적 맥락에서 정서전염이 어떻게 나타나는지를 확인하기 위해 정서전염에 대한 민감성을 측정하는 척도의 두 가지 하위요인을 밝혀냈다는 데 의의가 있다. 즉, 사랑과 행복의 긍정적 정서에 영향을 받는 긍정적 정서전염과 슬픔과 두려움의 부정적 정서에 영향을 받는 부정적 정서전염의 2요인 구조를 확인하였다. 이로써 Doherty(1997)의 연구에서 확인된 정서전염에 대한 민감도의 일차원적 구조는 반박될 수 있으며, Ekman(1994)이 일차적인 기본정서는 단일한 하나의 정서라기보다는 관련된 정서들의 집합이라고 주장한 내용을 경험적으로 확인하였다. 특히 정서는 문화적으로 특별할 수 있으며, 사회적 배경의 영향을 받는다(Becht & Vingerhoets, 2002; Wang, Li, & Du, 2010에서 재인용)는 것을 고려해볼 때 선행연구와 본 연구에서 정서전염 척도의 요인의 구조가 다양하게 나타난 것은 사람들이 타인에 대해 관심을 집중하는 데에는 문화적 차이가 있을 수 있다는 것을 시사한다.

둘째, 본 연구에서 정서전염 척도가 긍정적 정서와 부정적 정서의 두 하위 요인으로 나타난 것을 통해 정서전염과 심리적 건강과의 관

계를 살펴볼 수 있는 유용한 도구로 활용될 수 있을 것이다. 정서전염의 민감성과 기질적 요소 간의 차이 연구(Hatfield et al., 1994)와 고강도의 정서 반응에 영향을 받는 사람들의 대리적인 정서 반응 경향과 내성적인 사람들은 타인의 적극적 감정에 영향을 받고, 외향적, 사회 현실 지향적 사람들은 타인의 부정적 감정 경험에 영향을 받는다는 연구(Doherty, 1997) 등이 매우 다양하게 진행되어왔다. 정서전염이 단일차원 모델로 측정하게 되면 정서전염과 건강관계의 차별화를 드러내는 데 어려움이 있을 수 있으므로(Wang et al., 2010), 정서전염이 긍정적 요인과 부정적 요인으로 2요인 구조일 경우 정서전염과 건강관계의 차별화를 드러내기 쉬운 것이다. 이는 상담 및 심리치료 과정에서 정서전염 과정의 역동성을 확인하고, 부정적 정서에 전염되기 쉬운 내담자에 대해 부정적 정서전염의 영향력에 대한 최상의 통제 방법을 제시하는 데 유용할 것이다. 특히 정신건강 전문가들 사이의 소진이나 우울을 측정하는 척도로 활용하여 전문가의 기분과 불안장애의 위험을 식별하고, 예방 및 관리를 위한 유용한 측정 도구가 될 것이다(Kevrekidis et al., 2008). 아울러 정서전염은 폭식행동의 발생·유지에 영향을 미치는 부정적 정서에 대한 민감도를 측정하는 데에도 매우 유용하게 활용될 수 있을 것이다(김미애, 이지연, 2014).

셋째, 구인타당도 검증을 통해 한국판 정서전염 척도(K-ECS)가 타당한 도구임을 밝혔으며, 정서전염이 개인의 심리적 건강에 중요한 특성임을 실증적으로 검증하였다. 따라서 한국판 정서전염 척도(K-ECS)는 개인의 정서전염에 대한 민감성을 측정하는 자료로 활용할 수 있을 것이다.

본 연구의 한계와 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 수도권 일부 대학생들을 대상으로 제한적인 연구가 이루어졌기 때문에 다른 집단을 대상으로 일반화하는 데는 한계가 있다. 따라서 다양한 연령과 성별을 대상으로 표본을 선정하여 신뢰도와 타당도를 살펴보는 것이 필요하다.

둘째, 원칙도에 포함된 정서에 적은 수의 문항(3문항)으로 척도의 요인구조를 확인하는 것이 어려울 수 있다. 본 연구에서는 원칙도의 15문항 중 5문항이 탈락됨으로써 척도의 문항수가 매우 축소되는 결과를 나타냈다. 특히 문항분석 시 삭제된 문항은 대상자의 대부분이 높은 공감반응을 보임으로써 문항의 변별성이 낮은 것으로 판단되었다. 따라서 후속 연구에서는 정서전염의 민감성을 나타내는 새로운 문항의 개발이 필요하다.

셋째, 한국판 정서전염 척도(K-ECS)의 부정적 정서전염 하위척도에 분노의 정서가 포함되지 않았는데, 한국판 정서전염 척도(K-ECS)가 자부심이나 분노 같은 자기중심적 정서표현은 적극적으로 억제되는 한국 문화를 잘 반영한 것으로 볼 수 있는지에 대해서 후속 연구를 통해 확인해 볼 필요가 있다.

넷째, 한국판 정서전염 척도(K-ECS)의 타당도 확인을 위해 정서적 공감과 자기존중감과의 관계만을 확인하였는데 정서적 안정, 소외, 우울 등 정서전염과 관련된 여러 변인간의 관련성을 더 살펴 볼 필요가 있다.

다섯째, 정서전염 원칙도(ECS)의 자료를 확보하여 언어가 다른 두 국가 간 다집단 분석을 실시하여 문항 자료에 기초한 측정 동등성에 대한 연구를 해보는 것도 의미 있을 것이다. 즉, 한국판 정서전염 척도(K-ECS)와 미국

원칙도 간의 측정 동등성을 검토하여 정서전염에 대한 민감성의 측정 기능이 문화가 다른 하위집단 간에 비교 문화적으로 일반화될 수 있는지를 검토하여 상이한 집단 간 직접적 비교가 가능한 지를 확인할 필요가 있다.

참고문헌

- 김미애 (2014). 폭식행동에 대한 이중경로모형의 검증: 내적 자각, 정서적 섭식의 매개효과와 정서전염의 조절효과를 중심으로. 인천대학교 대학원 박사학위 논문.
- 김미애, 이지연 (2013). 상담과정에서의 정서전염에 대한 이해와 임상적 활용. 상담학연구, 14(2), 753-778.
- 김미애, 이지연 (2014). 폭식행동에 대한 이중경로모형의 검증: 내적 자각, 정서적 섭식의 매개효과와 BMI 수준에 따른 다집단 분석. 상담학연구, 15(6), 2165-2189.
- 김정식, 김완석 (2007). 이타행동의 유발요인으로서 정서전염: 문화변인의 조절효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 13(2), 55-76.
- 박성희 (1994). 공감, 공감적 이해. 서울: 원미사.
- 서은국, 구재선, 이동귀, 정태연, 최인철 (2010). 한국인의 행복지수와 그 의미. 한국심리학회 연차학술발표 논문집.
- 설현수, 김동민, 이수현 (2006). 정서적 공감척도의 타당화 및 차별기능문항 탐색. 교육평가연구, 19(2), 179-201.
- 윤아량, 정남운 (2011). 상담자 소진: 개관. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 23(2), 231-256.
- 최윤미, 양난미, 이지연 (2002). 상담자 소진 내용의 질적 분석. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 14(3), 581-598.
- 최정아 (1996). 자의식과 자존감이 상담에 대한 태도에 미치는 영향. 연세대학교 대학원 석사학위 논문.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. 한국심리학회지: 임상, 19, 161-177.
- Adelman, P. K., & Zajonc, R. (1989). Facial efferece and the experience of emotion. *Annual Review of Psychology*, 40, 249-280.
- Aronfreed, J. (1970). The socialization of altruistic and sympathetic behavior: Some theoretical and experimental analyses. In J. M. L. Berkowitz (Ed.), *Altruism and helping behavior* (pp.103-126). New York: Academic Press.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative Fit Indices in Structural Model. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bem, D. J. (1972). Self-perception theory. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (pp.1-62). New York: Academic Press.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp.136-162). New Bury Park, CA: Sage.
- Darwin, C. (1965). *The expression of the emotions in man and animals*. Chicago: University of Chicago Press.

- Deutch, F., & Madle, R. A. (1975). Empathy: Historic and current conceptualizations, measurement, and a cognitive theoretical perspective. *Human Development, 18*, 267-287.
- Doherty, R. W. (1997). The emotional contagion scale: A measure of individual differences. *Journal of Nonverbal Behavior, 21*(2), 131-154.
- Doherty, R. W., Orimoto, L., Singelis, T. M., Hatfield, E., & Hebb, J. (1995). Emotional contagion: Gender and occupational differences. *Psychology of Women Quarterly, 19*, 355-371.
- Donner, L., & Schonfield, J. (1975). Affect contagion in beginning psychotherapists. *Journal of Clinical Psychology, 31*(2), 332-339.
- Ebel, R. L. (1979). *Essentials of educational measurement* (3rd ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Ekman, P. (1994). All emotions are basic. In P. Ekman & R. Davidson (Eds.), *The nature of emotion: Fundamental questions*. New York: Oxford University Press.
- Hatfield, E., Cacioppo, J. T., & Rapson, R. L. (1993). Emotional contagion. *Psychological Science, 2*(3), 96-99.
- Hatfield, E., Cacioppo, J. T., & Rapson, R. L. (1994). *Emotional Contagion*. London, England: Cambridge University Press.
- Heller, K., Myers, R. A., & Kline, L. V. (1963). Interviewer behavior as a function of standardized client roles. *Journal of Consulting Psychology, 27*, 117-122.
- Hess, U., Blairy, S., & Philippot, P. (1999). Facial mimicry. In P. Philippot, R., Feldman, & E. Coats (Eds.), *The Social Context of Nonverbal Behavior* (pp.213-241). New York: Cambridge University Press.
- Ickes, W. (2008). *마음읽기*[*Everyday mind reading*]. (권석만 역). 서울: 중앙 P&L. (원전은 2003에 출판).
- Moos, R., & Cledes, S. R. (1967). Multivariate study of the patient-therapist system. *Journal of Consulting Psychology, 3*(2), 119-130.
- Joiner, T. E. (1994). Contagious depression: Existence, specificity to depressed symptoms, and the role of reassurance seeking. *Journal of Personality and Social Psychology, 67*, 287-296.
- Jung, C. G. (1968). *Lecture five: Analytical psychology: Its theory and practice*. New York: Random House.
- Kevrekidis, P., Skapinakis, P., Damigos, D., & Mavreas, V. (2008). Adaptation of the emotional contagion scale(ECS) and gender differences within the Greek cultural context. *Annals of General Psychiatry, 1*-6.
- Klinnert, M. D., Campos, J. J., Sorce, J. F., Emde, R. N., & Sveida, M. (1983). Emotions as behavior regulators: Social referencing in infants. In R. Plutchik & H. Kelierman (Eds.), *Emotion: Theory, research and experience* (pp.47-86). New York: Academic Press.
- Laird, J. D. (1974). Self-attribution of emotion: The effects of expressive behavior on the quality of emotional experience. *Journal of Personality and Social Psychology, 33*, 475-486.
- Laird, J. D., & Bresler, C. (1990). William James and the mechanisms of emotional experience. *Personality and Social Psychology Bulletin, 16*, 636-651.
- Lundqvist, L. O. (2006). A Swedish adaptation of the emotional contagion scale: Factor structure

- and psychometric properties. *Scandinavian Journal of Psychology*, 47, 263-272.
- Malatesta, C. Z., & Haviland, J. M. (1982). Learning display rules: The socialization of emotional expression in infancy. *Child Development*, 53, 991-1003.
- Mehrabian, A., & Epstein, N. (1972). A measure of Emotional Empathy. *Journal of personality*, 40, 525-543.
- Miller, L. (1998). Our own medicine: Traumatized psychotherapists and the stresses of doing therapy. *Psychotherapy*, 35(2), 137-146.
- Reik, T. (1948). *Listening with the third ear: The inner experience of a psychoanalyst*. New York: Farrar, Strauss and Giroux.
- Perlman, G. (1972). Change in self- and ideal self-concept congruence of beginning psychotherapists. *Journal of Clinical Psychology*, 28, 404-408.
- Skovholt, T. M. (2010). 건강한 상담자만이 남을 도울 수 있다[*The Resilient Practitioner*]. (유성경, 유정이, 이윤주, 김선경 역). 서울: 학지사. (원전은 2001에 출판).
- Smith, A. (1759). *The Theory of Moral Sentiments*. Oxford England: Clarendon Press.
- Steiger, J. H., & Lind, J. C. (1980). *Statistically based tests for the number of factors*. Paper presented at the annual spring meeting of the Psychometric Society, Iowa City. IA.
- Strupp, H. H., & Bergin, A. E. (1969). Some empirical and conceptual basis for coordinated research in psychotherapy. *International Journal of Psychiatry*, 7, 18-90.
- Wang, X., Li, W., & Du, J. (2010). The development research of the emotional contagion theory. *Software Engineering and Service Sciences*, 628-632.

원 고 접 수 일 : 2014. 11. 14
수정원고접수일 : 2015. 02. 13
게 재 결 정 일 : 2015. 02. 25

Development and Validation of the Korean version of the Emotional Contagion Scale

Kim, Mi-Ae

Lee, Jee-Yon

Incheon National University

Hatfield, Cacioppo, and Rapson(1992, 1994) suggested that the emotional contagion is a special sensitivity in which people unintentionally “catch” emotions from exposure to others' behavior. This study was aimed to validate the Korean version of the Emotional Contagion Scale which was originally developed by Doherty(1997). Exploratory factor analysis was conducted on responses from 200 college students in Seoul, Incheon, Gyeonggi. The result showed that two factor structure consisting of positive and negative emotional contagion fitted to the data well. The scale having 10 items showed high item-total correlation and internal consistency reliability of .83. Additionally confirmatory factor analysis was employed on the data from 371 college students in Seoul, Incheon, Gyeonggi in order to evaluate the construct validity. Result exhibited that the two-factor solution was acceptable. Correlations analysis was conducted among emotional contagion, emotional empathy, self-esteem showing significant positive correlation. Finally, the limitations and suggestions of the study are discussed.

Key words : emotional contagion, emotional empathy, self-esteem, scale validation