

## 한(恨)과 주관적 정서 간 관계에서의 특성메타-기분의 중재효과

김진영                      고영건\*

고려대학교

본 연구의 목적은 한과 주관적 정서(긍정적 및 부정적 정서)의 관계에서의 메타-기분의 중재 효과를 검증하는 것이다. 대학생 191명(남자 76명, 여자 115명)에게 주관적 행복 척도, BDI(Beck Depression Index), 한국판 TMMS(Trait Meta-Mood Scale), 한 질문지, 사건영향 척도(Impact of Event Scale; IES)를 순서대로 실시하였다. 그 결과, 한과 주관적 정서(우울과 행복)의 관계에서 TMMS의 하위 척도들 중 명료성 하위 척도에서의 상·하 수준은 유의미한 중재 효과를 보였다. 하지만 TMMS의 주의집중 및 회복 하위 척도에서의 상·하 수준은 유의미한 중재 효과를 보이지 않았다. 본 연구의 결과는 어떤 사람이 단순히 과거에 한을 체험했다고 해서 그 사람이 일반 사람들보다 더 심한 우울감 속에서 생활하거나 또 누군가가 단순히 과거에 한을 유발하는 생활사건을 체험하지 않았다고 해서 한을 체험한 사람들보다 더 행복한 삶을 사는 것은 아니라는 점을 보여준다. 정서적 명료성 수준과 한의 체험이 지니는 심리적 의미 간 관계성이 논의되었다.

주요어: 한, 주관적 정서, 우울, 행복, 한국판 TMMS(Trait Meta-Mood Scale), 중재 효과

한(恨)은 한국인의 마음의 구조에서 가장 핵심적인 특성 중 하나라고 할 수 있다(김열규, 1980, 1998; 안신호, 1997; 최상진, 1991, 1993, 2000). 비록 ‘恨’이라는 한자어가 한국과 중국 그리고 일본 세 나라에서 모두 통용되고 있을 지라도, 한국인의 한은 그러한 한자어의 의미를 뛰어넘어 한국의 고유한 문화적 특성이 반영되어 있는 개념이라고 할 수 있다(민성길, 1991; 천이두, 1985). 최상진(1991)은 대학생 153명의 응답내용에 기초하여 한에 관한 문화적인 표상을 조사한 후, 한이 한국인의 대표적인 심리적 특성으로 규정될 수 있다고 제안하였다.

하지만 한이 한국인의 심리를 대표하는 개념 중 하나라고 하더라도, 구체적으로 한을 심리학적으로 개념화하는 작업은 결코 쉽지 않다(최상진, 1991). 왜냐하면, 이재호와 최상진(2003)에 따르면, 한은 복잡한 언어 표상의 구조를 포함하고 있기 때문이다. 이재호와 최상진(2003)은 한의 표상이 단어에 관한 단순한 의미 차원을 넘어 그 자체가 문화적 경험 내용을 포함하고 있다고 주장하였다. 그들에 따르면, 한은 적어도 다음과 같은 세 가지 정보들에 대한 표상을 포함하고 있다: (ㄱ) 한의 구체적 대상에 대한 표상, (ㄴ) 한의 정서적 표상, (ㄷ) 한의 인과적 표상.

지금까지 한에 관한 심리학적인 연구에서는 한을 ‘통제 불가능한 사건에 의해 유발되는 정서-정동-인지-성격의 복합체’(최상진, 1991, 1993, 2000), ‘불가항력적인 좌절 상황에 순응한(혹은 잘 대처한 후의) 감정’(안신호, 1997), ‘부적 정서의 승화’(조공호, 1997), ‘성숙한 정서적 대처기제로서의 억제’(Ko, Salovey, & Kim, 2004) 등으로 한을 개념화해 왔다. 반면에 정신의학적 접근에서는 ‘비애(悲哀)의 감정’(김중은, 1974), ‘한국인의 억압된 콤플렉스’(이규동,

1978; 김중주, 1998에서 재인용), ‘불완전한 역제의 방어기제’(민성길, 1991), ‘화병(火病)의 원인되는 동시에 치유책’(김중주, 1998) 등으로 한을 개념화해 왔다. 따라서 심리학적인 접근에 비해 상대적으로 정신의학적인 접근에서는 한의 부정적인 특성이 강조되는 경향이 있는 것으로 보인다.

세부적인 표현 형태는 이론들마다 차이를 보일 지라도, 한에 관한 이론들에서는 공통적으로 한을 유발하는 부정적인 생활사건이 존재한다는 점을 강조하고 있다. 최상진(1991)은 대학생들이 보고한 내용을 종합하여, 한을 유발하는 사건으로 통제가 불가능한 상황(예컨대, 운명적인 상황)과 부당한 피해를 받은 상황(권력에 의한 피해)의 두 가지를 제시하였다. 또 민성길(1991)은 어려서 조실부모 하는 것과 같은 불행한 경험, 가족 간 갈등, 가난, 핍박, 배우지 못한 것 등이 한을 유발하는 상황에 해당된다고 하였다.

비록 많은 학자들(김열규, 1980; 민성길, 1991; 천이두, 1985)이 한에 관한 문화적인 표상이 한국인이 전통적인 사회-문화적인 삶에서 겪는 고통스러운 생활 사건들과 밀접한 관계가 있다고 주장했을 지라도, 이러한 주장을 경험적인 연구를 통해 입증하고자 하는 시도는 거의 이루어지지 않았다. 이러한 문제의식에 기초하여 Webster와 Ko(2004, 2006)는 미국인과 한국인을 대상으로 한에 관한 문화적인 표상을 비교하는 연구를 수행하였다.

그들은 311명의 한국인과 340명의 미국인들에게 한(恨) 시나리오를 주고서 한과 관련된 정서적인 경험들에 관한 질문들에 응답하도록 하였다. 다차원적 척도화 분석(Multidimensional scaling analysis) 기법을 적용했을 때, 언어적인 분석 과정에서 두 집단 모두에서 세 차원의 유

클리디안 거리 모형(Euclidean distance model)이 산출되었다. 이러한 과정을 통해 산출된 세 차원은 정서가(valence)×각성(arousal)×지배성(dominance)이었다. 세 차원의 유클리디안 공간에서 한-서술어들(Han-descriptors)이 군집(cluster)으로 묶이는 패턴은 두 집단에서 사실상 동일하였다. 이러한 결과는 한-서술어들이 한국인과 미국인에게 언어적으로는 동등한 의미를 갖는다는 점을 시사한다.

하지만 흥미로운 점은 한의 경험이 야기하는 결과에 대한 지각 내용이 두 집단 간 유의미한 차이를 보였다는 점이다. 한국인은 미국인에 비해 한의 결과에 대해 보다 복잡한 형태의 지각적 표상을 갖고 있는 것으로 나타났다. 미국인은 한과 관련해서 부정적인 결과들(우울, 피로, 기력상실 등)만을 지각하는 반면에 한국인은 한의 부정적인 결과뿐만 아니라, 긍정적인 결과들(자기-관리, 정신력, 인내 등)도 함께 지각하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 비록 언어적인 측면에서는 미국인과 한국인이 한 경험에 대해 유사하게 지각할 지라도, 한 관련 정서적 경험에 대한 문화적인 표상에서는 차이를 보일 가능성을 시사해 준다.

민성길(1991)은 화병 환자의 85.6%에서 한이 존재하며 또 화병 환자의 80.1%가 한이 화병의 원인이라고 응답하였다고 보고하였다. 그는 이러한 자료에 기초하여 화병은 한의 연장선상에 있는 동시에 한이 병리화한 것이라고 주장하였다. 하지만 비록 한과 화병이 밀접하게 연관되어 있다고 하더라도, Webster와 Ko(2004)의 연구 결과가 보여주는 것처럼, 한이 항상 부정적인 결과를 낳는 것은 아니다.

최상진(1993)은 한이 전개되어 나가는 과정을 분석하면서, 한에는 한을 유발하는 사건의 성격을 다각도로 조망하는 과정이 포함되어 있다

고 주장하였다. 그에 따르면, 한을 체험하는 사람들은 처음에 한을 유발한 사건의 책임을 외부로 전가하는 경향이 있다. 하지만 점차 시간이 흐르면서 한을 체험하는 사람들은 외부로 전가했던 책임의 일부를 스스로 수용하기 위해 노력하게 된다. 이처럼 한을 경험하는 사람들은 사건의 전체적인 의미에 대한 해석을 완결 짓기 위해 자신의 한과 관계된 경험들을 지속적으로 반추하고 재해석하는 모습을 나타낸다. 이렇게 한을 유발한 문제를 해결해 나가는 심리적인 과정을 한풀이라고 한다(김열규, 1980, 1998; 이규태, 1991; 최상진, 1993, 2000).

천이두(1985)는 개인이 고통을 유발하는 사건에 어떻게 대처하는가에 따라 한이 이중적인 의미를 가질 수 있다고 주장하였다. 그에 따르면, 한을 유발하는 사건에 대한 정서적 관리 및 조절이 불완전하게 이루어진 어떤 사람에게 한은 마음속에 응어리가 맺혀 있는 부정적인 상태를 의미하기도 하지만 정서적 관리 및 조절이 성공적으로 이루어진 또 다른 사람에게 한은 부정적인 정서를 승화(昇華)시켰을 때의 긍정적인 감정을 뜻할 수도 있다.

김중주(1998)는 이러한 한풀이가 이루어지기 위해서는 한을 삭히는 과정이 선행되어야 한다고 주장하였다. 또 Ko, Salovey 및 Kim(2004)은 한의 삭힘과 관계된 심리학적인 기제에 대한 모델을 제시한 바 있다. 그들에 따르면, 한의 삭힘은 정신장애의 진단 및 통계 편람(Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, 4th ed.; 이하 DSM-IV, American Psychiatric Association, 1994)에 나오는 성숙한 방어기제인 억제(suppression)와 정서적인 대처기제라는 측면에서 상통하는 개념이라고 할 수 있다. 여기서 주의할 점은 심리적인 부적응을 유발하는 사고억제(thought suppression; 예컨대, Newman, Duff, & Baumeister, 1997)에서

의 억제와 DSM-IV에서 기술하고 있는 억제(suppression)는 비록 동일한 단어로 표현될지라도, 그 구체적인 의미는 전혀 다르다는 점이다.

Vaillant(2000)에 따르면, 성숙한 방어기제로서의 억제는 혼란스러운 문제들, 욕구들, 감정들 혹은 경험들이 야기하는 심리적인 불편감을 효과적으로 참아내는 동시에 합리적으로 지연할 줄 아는 것을 뜻한다. 따라서 Newman 등(1997)의 사고억제는 DSM-IV의 방어기제와 비교할 경우, 그 효과 면에서 억제보다는 억압(repression)에 더 가까운 개념이라고 할 수 있다. 이런 점들을 고려해 볼 때, 한의 삭힘은 성숙한 방어기제의 하나인 억제(suppression)의 형태로 이루어 질 수도 있고 억압(repression)의 형태로 이루어 질 수도 있는 것으로 보인다(Ko, Salovey, & Kim, 2004).

Kim, Kim과 Choi(2002)에 따르면, 한을 유발하는 사건에 대한 정서적 관리 및 조절이 불완전하게 이루어진 상태에서 체험되는 분노와 원한의 감정은 한(恨)과 관계된 자기신체에 대한 조망양식에 부정적인 영향을 준다. 반면에 한을 유발한 사건에 대한 정서적 조절 및 통제가 효과적으로 이루어진 후에 체험되는 자기 연민감과 비애감은 한(恨)과 관계된 자기신체에 대한 조망양식에 긍정적인 영향을 준다. 한(恨)과 관계된 자기신체에 대한 조망양식은 문제 상황에서 타인을 덜 비판하고 이해하며 수용해 줄 수 있는 방향으로 비극적인 사건을 해석할 수 있도록 돕는다는 점에서 적응에 긍정적인 영향을 줄 수 있다. 한에 관한 이러한 이중적인 감정체험은 메타-기분의 개념을 참조할 때 더 명확하게 이해할 수 있을 것으로 기대된다.

메타-기분(meta-mood)은 자신의 기분이나 정서에 대한 사고와 감정을 의미하는 것으로서, 스트레스 상황에서 성공적으로 적응하는 데 중

요한 역할을 한다(Salovey, 1996). 메타-기분은 특성 메타-기분 척도(Trait Meta-Mood Scale; 이하 TMMS, Salovey, Mayer, Goldman, Turvey, & Palfai, 1995)로 측정할 수 있는데 이 척도는 감정에 대한 주의집중(attention to feelings), 감정의 명료성(clarity of feelings), 회복(repair)의 3 가지 하위 척도로 구성되어 있다. Salovey 등(1995)에 따르면, 정서적으로 성숙한 사람들은 자신의 감정에 충분한 주의를 기울이며 자신이 체험하는 정서들을 명료하게 변별하고 스트레스 사건을 경험한 후에도 긍정적인 정서 상태로 잘 복귀할 수 있다는 특징을 갖고 있다. Salovey 등(1995)은 메타-기분 상에서 높은 수준의 명료성을 보이는 피험자들은 낮은 수준의 명료성을 보이는 피험자들에 비해 부정적인 사건을 겪은 후, 불쾌한 기분으로부터 상대적으로 쉽게 회복한다고 보고하였다. 특히, 이러한 명료성 수준의 차이는 시간이 경과했을 때 부정적인 사건에 대한 반추적인 사고에도 영향을 주었다. 메타-기분 상에서 높은 수준의 명료성을 보이는 집단은 시간이 지날수록 부정적인 사건에 대한 반추적인 사고가 감소하였다. 반면에, 평균 수준 및 낮은 수준의 명료성을 갖고 있는 집단은 계속해서 반추하고 있었다. 이러한 결과는 메타-기분의 수준에서 어떤 기술을 가지고 있느냐에 따라 스트레스 사건에 대한 심리적인 대응과정이 달라질 있다는 점을 시사한다.

Salovey(1996)에 따르면, 메타-기분에서의 개인차는 스트레스 상황 하에서 더욱 분명하게 나타나며 건강 상태에 직접적인 영향을 미친다. 메타-기분 상에서 부정적인 감정으로부터 회복하기 위해 많은 노력을 기울이는 사람은 스트레스 상황 하에서도 신체적인 증상을 더 적게 보고한다(Goldman, Kraemer, & Salovey, 1996). 또 메타-기분은 건강과 관계된 삶의 질에도

유의미한 영향을 미친다. 메타-기분 상에서 감정회복 수준이 높은 집단은 건강과 관련된 삶의 질 척도에서 높은 점수를 나타냈다(Extremera & Fernandez-Berrocal, 2002).

메타-기분에서의 이러한 개인차는 우리나라 사람들에게 한을 불러일으키는 사건에 대해서도 마찬가지로 적용될 수 있을 것으로 보인다. 메타-기분의 관점에서 본다면, 한에서는 어떤 생활사건을 경험하느냐 하는 점보다는 그러한 사건이 유발한 감정 상태를 메타-기분의 수준에서 어떻게 관리하고 조절하느냐 하는 점이 더 중요할 수 있다. 이러한 점은 한과 긍정적 혹은 부정적 정서의 관계에서 메타-기분이 중재변인의 역할을 할 가능성을 시사해 준다. 중재변인이란 종속변인에 대한 독립변인의 효과의 방향이나 강도에 영향을 주는 변인을 말한다(Frazier, Tix, & Barron, 2004). 변량분석에서 중재변인은 독립변인과 상호작용하여 종속변인에 효과를 미치는 변인으로서 상호작용 효과가 유의미할 경우 중재효과가 있다고 판단 내리게 된다.

이상의 논의에 기초하여, 본 연구에서는 한과 주관적 정서(긍정적 혹은 부정적 정서)의 관계에서의 메타-기분의 중재효과를 검증하고자 한다. Salovey 등(1995)에 따르면, 메타-기분 상에서 감정에 대한 주의집중 수준이 낮은 사람들은 스트레스 사건을 겪은 후에 신경증적인 형태의 억압적인 방어, 즉 문제에 직면하기 보다는 문제를 회피하는 형태의 비효율적인 대처전략을 사용하기 때문에 적응에 어려움을 겪을 수 있다. 반면에 메타-기분 상에서 감정에 대한 주의집중 수준이 높은 사람들은 스트레스 상황 하에서 성숙한 방어기제의 하나인 억제(suppression)적인 노력을 통해 심리적인 불편감을 회피하지 않으면서 동시에 합리적인 태도로 다룬다.

Gohm과 Clore(2002)에 따르면, 메타-기분 상

에서 명료성 수준이 낮은 사람들은 스트레스 상황 하에서 부정적인 감정을 증폭된 형태로 경험하는 경향이 있다. 반면에 명료성 수준이 높은 사람들은 심각한 스트레스 상황 하에서도 정서적으로 더 적게 동요한다.

Salovey 등(1995)에 따르면, 메타-기분 상에서 회복 수준이 낮은 사람들은 스트레스가 유발하는 정서적인 고통에 대해 무기력감을 나타내는 경향이 있다. 반면에 메타-기분 상에서 회복 수준이 높은 사람들은 스트레스가 유발하는 정서적인 고통을 적절히 통제할 수 있다.

일반적으로 한을 유발하는 부정적인 생활 사건들은 ‘불가항력적인 좌절 상황’(안신호, 1997) 또는 ‘통제 불가능한 사건’(최상진, 1991, 1993, 2000) 등으로 표현된다는 점에서 일상적인 생활 사건들보다는 상대적으로 더 심각한 스트레스를 유발하는 상황이라고 할 수 있다. 따라서 메타-기분에서의 개인차가 주관적 정서에 미치는 효과는 한을 체험하지 않은 집단보다는 한을 체험한 집단에서 상대적으로 더 클 것으로 기대된다.

본 연구의 가설은 다음과 같다. 첫째, 한과 주관적 정서 간 관계에서 TMMS 주의집중 하위 척도에서의 상·하위 여부는 중재 효과를 나타낼 것이다. 둘째, 한과 주관적 정서 간 관계에서 TMMS 명료성 하위 척도에서의 상·하위 여부는 중재 효과를 나타낼 것이다. 셋째, 한과 주관적 정서 간 관계에서 TMMS 회복 하위 척도에서의 상·하위 여부는 중재 효과를 나타낼 것이다.

## 방 법

연구참가자

심리학 교양수업을 듣는 대학생 191명(남자

76명, 여자 115명)이 참여하였다. 이들은 연구에 참여한 후에 실험 참여 점수를 받았다.

#### 측정도구

##### **주관적 행복 척도(Subjective Happiness Scale)**

본 연구에서는 긍정적인 정서를 측정하기 위해 Lyubomirsky와 Lepper(1999)가 제작한 주관적 행복 척도를 번안하여 사용하였다. 이 척도는 주관적으로 경험하는 행복감을 측정하는 7점 척도로 된 4문항으로 구성되어 있다. 본 연구에서 얻어진 척도의 신뢰도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .81이었다.

##### **Beck 우울 척도(Beck Depression Index; 이하 BDI)**

BDI(Beck, 1972)는 우울 수준을 측정하는 대표적인 척도 중 하나이다. 본 연구에서는 부정적 정서를 측정하기 위해 이영호와 송중용(1991)이 BDI의 타당화 연구를 진행할 때 사용한 문항들을 사용하였다. 본 연구에서 얻어진 척도의 신뢰도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .79였다.

##### **한국판 TMMS**

이수정과 이훈구(1997)는 Salovey, Mayer, Goldman, Turvey 및 Palfai(1995)가 제작한 TMMS를 우리말로 번안한 후 517명의 대학생을 대상으로 타당화연구를 진행하였다. 본 연구에서는 이수정과 이훈구(1997)가 제작한 한국판 TMMS를 사용하였다. 본 연구에서 얻어진 척도의 신뢰도(Cronbach's  $\alpha$ )는 주의집중 하위 척도의 경우 .72, 명료성 하위 척도의 경우 .85 그리고 회복 하위 척도의 경우 .76이었다.

##### **한 질문지**

본 연구에서는 Webster와 Ko(2002, 2003)가 제작한 한 질문지를 사용하였다. 그들은 108명의 한국 대학생들에게 한에 관해 응답하도록 한 후, 그들의 반응을 질적으로 분석하여 한에 관한 기본적인 기술(basic description)들을 추출하였다. 한 질문지에서는 한에 관한 기본적 기술을 제시한 후, 자신이 한을 체험 했는지 여부에 관해 응답하도록 하였다. 만약 한을 체험했다고 응답하면, 그러한 경험에 관해 상세하게 기술하도록 하였다. 그리고 만약 한을 체험한 적이 없다고 응답하는 경우에는 '지금까지 겪었던 사건들 중에서 가장 스트레스를 많이 경험했던 사건'을 적도록 하였다. 이러한 정보를 추가로 수집한 이유는 한을 유발하는 생활 사건과 그렇지 않은 생활 사건의 영향력을 비교하기 위해서였다.

##### **사건영향척도(Impact of Event Scale; 이하 IES)**

Horowitz, Wilner 및 Alvarez(1979)는 주관적으로 경험하는 스트레스 수준을 평가하기 위해 IES를 개발하였다. 이 척도는 반복생각(intrusion)과 회피(avoidance)의 하위 척도를 포함하고 있다. 한덕웅과 박준호(2003)는 Horowitz, Wilner 및 Alvarez(1979)의 사건영향척도를 우리말로 번안한 후 타당화 연구를 수행하였다. 본 연구에서는 한덕웅과 박준호(2003)가 번안한 척도를 사용하였다. 본 연구에서 얻어진 척도의 신뢰도(Cronbach's  $\alpha$ )는 반복생각 하위 척도의 경우 .85 그리고 회피 하위 척도의 경우 .88이었다.

##### **절 차**

대학생들에게 먼저 현재 경험하고 있는 긍정적 및 부정적 정서 수준을 평가하기 위해 주관

적 행복 척도와 BDI 질문지에 응답하도록 하였다. 다음으로 한국판 TMMS에 응답하도록 요구 하였으며 마지막으로 한 질문지와 함께 IES에 응답하도록 하였다. 한 질문지와 사건영향 척도를 마지막으로 실시한 이유는 자신이 경험한 한에 대해 기술하는 것이 현재의 정서를 측정하는데 영향을 주는 것을 배제하기 위해서였다. IES에 응답할 때, 한을 경험한 집단은 한을 기준으로 답하도록 하고 한을 경험한 적이 없다고 보고한 집단은 가장 스트레스가 심했던 사건을 기준으로 응답하도록 하였다.

### 자료의 분석

본 연구에서는 한과 주관적 정서(우울감과 행복감)의 관계에서의 메타-기분의 중재효과를 검증하기 위해 이원 변량분석(Two-Way ANOVA)을 실시하였다. 상호작용 효과를 검증하기 위해 독립변인을 구성하는 과정에서 연구대상자들을 한의 경험 유무 그리고 한국판 TMMS의 하위 척도(명료성, 주의집중, 회복)별 평균치를 기준으로 상·하위 집단으로 분류하였다. 이원 변량분석에서 종속변인은 우울감과 행복감이었다.

### 결 과

191명의 대학생들 중에서 자신이 한을 경험

한 적이 있다고 응답한 사람들은 약 25%에 해당되는 45명이었다. 표 1은 한을 경험한 집단과 그렇지 않은 집단 간 IES의 하위 척도별 평균을 비교한 것이다. IES의 반복적 사고 척도에서는 한 경험 집단과 한 관련 무경험 집단 간에 유의미한 차이를 보이지 않았지만, IES 회피 척도에서는 한 경험 집단이 상대적으로 더 높은 점수를 나타냈다.

### 한과 주관적 정서 간 관계에서의 정서적 명료성의 중재 효과

표 2는 연구대상자들을 한 경험 유무 및 TMMS 명료성 하위 척도에서의 상·하 수준에 따라 네 집단으로 분류한 후 각 집단의 BDI 점수 평균을 나타낸 것이다. 한 경험 유무와 TMMS 명료성 하위척도에서의 상·하 수준이 BDI 점수에 미치는 효과에 대한 이원 변량분석 결과, 집단 간 유의미한 차이를 보였다,  $F(3, 187)=11.15, p < .001$ . 주효과 중에서 한 경험 유무는 BDI 점수에 유의미한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다,  $F(1, 187)=.04, p > .05$ . 반면에 TMMS 명료성 하위척도에서의 상·하 수준은 BDI 점수에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다,  $F(1, 187)=32.01, p < .001$ . 한 경험 유무와 TMMS 명료성 하위 척도에서의 상·하 수준 간 상호작용 효과 역시 유의미하였다,  $F(1, 187)=4.06, p < .05$ .

표 1. 한의 경험 유무에 따른 IES의 하위 척도별 평균

|               | 한 경험 집단(n=45) | 한 관련 무경험 집단(n=146) | t      |
|---------------|---------------|--------------------|--------|
| IES 반복적 사고 척도 | 10.27(±3.99)  | 9.53(±4.41)        | 1.00   |
| IES 회피척도      | 11.51(±5.72)  | 8.93(±5.41)        | 2.76** |

\*\*p < .01

표 2. 한 경험 유무 및 TMMS 명료성 상·하 수준에 따른 집단 별 BDI 점수 평균

| 집단                    | BDI M(±SD)   |
|-----------------------|--------------|
| 한 경험 집단               |              |
| TMMS 명료성이 높은 집단(n=20) | 4.15(±2.74)  |
| TMMS 명료성이 낮은 집단(n=25) | 10.08(±5.31) |
| 한 관련 무경험 집단           |              |
| TMMS 명료성이 높은 집단(n=72) | 5.86(±4.53)  |
| TMMS 명료성이 낮은 집단(n=74) | 8.67(±4.56)  |

표 3은 연구대상자들을 한 경험 유무 및 TMMS 명료성 하위 척도에서의 상·하 수준에 따라 네 집단으로 분류한 후 각 집단의 주관적 행복 점수 평균을 나타낸 것이다. 한 경험 유무와 TMMS 명료성 하위 척도에서의 상·하 수준이 주관적 행복 점수에 미치는 효과에 대한 이원 변량분석 결과, 집단 간 유의미한 차이를 보였다,  $F(3, 187)=11.57, p < .001$ . 주효과 중에서 한 경험 유무는 주관적 행복 점수에 유의미한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다,  $F(1, 187)=.08, p > .05$ . 반면에 TMMS 명료성 하위 척도에서의 상·하 수준은 주관적 행복 점수에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다,  $F(1, 187)=33.84, p < .001$ . 한 경험 유무와 TMMS 명료성 하위 척도에서의 상·하 수준 간 상호

작용 효과 역시 유의미하였다,  $F(1, 187)=5.33, p < .05$ .

한과 주관적 정서 간 관계에서의 정서적 주의 집종의 중재 효과

표 4는 연구대상자들을 한 경험 유무 및 TMMS 주의집중 하위 척도에서의 상·하 수준에 따라 네 집단으로 분류한 후 각 집단의 BDI 점수 평균을 나타낸 것이다. 한 경험 유무와 TMMS 주의집중 하위 척도에서의 상·하 수준이 BDI 점수에 미치는 효과에 대한 이원 변량 분석을 실시한 결과, 집단 간 유의미한 차이를 나타내지 않았다,  $F(3, 187)=1.65, p > .05$ .

표 3. 한 경험 유무와 TMMS 명료성 상·하 수준에 따른 주관적 행복 점수 평균

| 집단                    | 행복 점수 M(±SD) |
|-----------------------|--------------|
| 한 경험 집단               |              |
| TMMS 명료성이 높은 집단(n=20) | 21.50(±3.50) |
| TMMS 명료성이 낮은 집단(n=25) | 16.68(±3.60) |
| 한 관련 무경험 집단           |              |
| TMMS 명료성이 높은 집단(n=72) | 19.96(±3.85) |
| TMMS 명료성이 낮은 집단(n=74) | 17.88(±2.97) |



표 4. 한 경험 유무 및 TMMS 주의집중 상·하 수준에 따른 집단 별 BDI 점수 평균

| 집단                         | BDI $M(\pm SD)$    |
|----------------------------|--------------------|
| 한 경험 집단                    |                    |
| TMMS 주의집중이 높은 집단( $n=23$ ) | 6.00( $\pm 4.43$ ) |
| TMMS 주의집중이 낮은 집단( $n=22$ ) | 8.95( $\pm 5.69$ ) |
| 한 관련 무경험 집단                |                    |
| TMMS 주의집중이 높은 집단( $n=84$ ) | 7.00( $\pm 4.74$ ) |
| TMMS 주의집중이 낮은 집단( $n=62$ ) | 7.67( $\pm 4.78$ ) |

표 5는 연구대상자들을 한 경험 유무 및 TMMS 주의집중 하위 척도에서의 상·하 수준에 따라 네 집단으로 분류한 후 각 집단의 주관적 행복 점수 평균을 나타낸 것이다. 한 경험 유무와 TMMS 주의집중 하위 척도에서의 상·하 수준이 주관적 행복 점수에 미치는 효과에 대한 이원 변량분석 결과, 집단 간 유의미한 차이를 보였다,  $F(3, 187)=4.84, p < .01$ . 주효과 중에서 한 경험 유무는 주관적 행복 점수에 유

의미한 영향을 주지 못하였다,  $F(1, 187)=.03, p > .05$ . 반면에 TMMS 주의집중 하위 척도에서의 상·하 수준은 주관적 행복 점수에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다,  $F(1, 190)=13.93, p < .001$ . 하지만 한 경험 유무와 TMMS 주의집중 척도에서의 상·하 수준 간 상호작용 효과는 유의미하지 않았다,  $F(1, 190)=1.67, p > .05$ .

표 5. 한 경험 유무와 TMMS 주의집중 상·하 수준에 따른 주관적 행복 점수 평균

| 집단                         | 행복 점수 $M(\pm SD)$   |
|----------------------------|---------------------|
| 한 경험 집단                    |                     |
| TMMS 주의집중이 높은 집단( $n=23$ ) | 20.34( $\pm 3.90$ ) |
| TMMS 주의집중이 낮은 집단( $n=22$ ) | 17.23( $\pm 4.13$ ) |
| 한 관련 무경험 집단                |                     |
| TMMS 주의집중이 높은 집단( $n=84$ ) | 19.55( $\pm 3.64$ ) |
| TMMS 주의집중이 낮은 집단( $n=62$ ) | 18.03( $\pm 3.32$ ) |

한과 주관적 정서 간 관계에서의 정서적 회복의 중재 효과

표 6은 연구대상자들을 한 경험 유무 및 TMMS 회복 하위 척도에서의 상·하 수준에 따라 네 집단으로 분류한 후 각 집단의 BDI 점

수 평균을 나타낸 것이다. 한 경험 유무와 TMMS 회복 하위 척도에서의 상·하 수준이 BDI 점수에 미치는 효과에 대한 이원 변량분석을 실시한 결과, 집단 간 유의미한 차이를 보였다,  $F(3, 187)=11.40, p < .001$ . 주효과 중에서 한 경험 유무는 BDI 점수에 유의미한 영향

을 지지 못하였다,  $F(1, 187) = 1.26, p > .05$ . 반면에 TMMS 회복 하위 척도에서의 상·하 수준은 주관적 행복 점수에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다,  $F(1, 187) = 24.46, p < .001$ . 하지만 한 경험 유무와 TMMS 회복 하위 척도에서의 상·하 수준 간 상호작용 효과는 유의미하지 않았다,  $F(1, 187) = .26, p > .05$ .

표 7은 연구대상자들을 한 경험 유무 및 TMMS 회복 하위 척도에서의 상·하 수준에 따라 네 집단으로 분류한 후 각 집단의 주관적 행복 점수 평균을 나타낸 것이다. 한 경험 유무와 TMMS 회복 하위 척도에서의 상·하 수준이 주

관적 행복 점수에 미치는 효과에 대한 이원 변량분석을 실시한 결과, 집단 간 유의미한 차이를 보였다,  $F(3, 187) = 9.55, p < .001$ . 주효과 중에서 한 경험 유무는 주관적 행복 점수에 유의미한 영향을 지지 못하였다,  $F(1, 187) = 1.44, p > .05$ . 반면에 TMMS 회복 하위 척도에서의 상·하 수준은 주관적 행복 점수에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다,  $F(1, 187) = 23.06, p < .001$ . 하지만 한 경험 유무와 TMMS 회복 하위 척도에서의 상·하 수준 간 상호작용 효과는 유의미하지 않았다,  $F(1, 187) = 1.05, p > .05$ .

표 6. 한 경험 유무 및 TMMS 회복 상·하 수준에 따른 집단 별 BDI 점수 평균

| 집단                       | BDI $M(\pm SD)$     |
|--------------------------|---------------------|
| 한 경험 집단                  |                     |
| TMMS 회복이 높은 집단( $n=33$ ) | 6.21( $\pm 5.22$ )  |
| TMMS 회복이 낮은 집단( $n=12$ ) | 10.83( $\pm 3.69$ ) |
| 한 관련 무경험 집단              |                     |
| TMMS 회복이 높은 집단( $n=84$ ) | 5.69( $\pm 3.80$ )  |
| TMMS 회복이 낮은 집단( $n=62$ ) | 9.45( $\pm 5.09$ )  |

표 7. 한 경험 유무와 TMMS 회복 상·하 수준에 따른 주관적 행복 점수 평균

| 집단                       | 행복 점수 $M(\pm SD)$   |
|--------------------------|---------------------|
| 한 경험 집단                  |                     |
| TMMS 회복이 높은 집단( $n=33$ ) | 19.84( $\pm 4.15$ ) |
| TMMS 회복이 낮은 집단( $n=12$ ) | 16.00( $\pm 3.33$ ) |
| 한 관련 무경험 집단              |                     |
| TMMS 회복이 높은 집단( $n=84$ ) | 19.96( $\pm 3.38$ ) |
| TMMS 회복이 낮은 집단( $n=62$ ) | 17.47( $\pm 3.34$ ) |

## 논 의

본 연구에 참여했던 191명의 대학생들 중 45명, 즉 약 25%가 자신이 한을 경험한 적이 있

다고 응답하였다. 이러한 결과는 이재호와 최상진(2003)의 연구에서 대학생 196명 중 약 44%가 자신이 한을 경험한 적이 있다고 응답했던 것과 비교하면 상대적으로 더 적은 편에

속한다. 아마도 이러한 차이는 본 연구에서는 한 질문지(Webster & Ko, 2002, 2003)에 있는 한에 관한 기본적인 기술(basic description)에 기초하여 응답하도록 요구한 반면에 이재호와 최상진(2003)의 연구에서는 참여자 개인의 문화적 지식에 기초하여 응답하도록 했기 때문에 나타난 것일 수 있다.

본 연구에서 자신이 한을 경험한 적이 있다고 응답했던 대학생들은 부모의 사망, 가정 폭력, 성폭행, 가족의 질병, 경제적인 어려움, 진학의 반복적 실패, 전공에 대한 불만족 등 다양한 한 관련 생활 사건들을 보고하였다. 한 경험 집단은 IES 회피척도에서 한 관련 무경험 집단보다 상대적으로 더 높은 점수를 보였다. 따라서 한 관련 생활 사건들은 한 관련 무경험 집단이 ‘지금까지 겪었던 사건들 중에서 가장 스트레스를 많이 경험했던 사건’으로 보고했던 생활 사건들에 비해 상대적으로 더 큰 회피적인 노력을 요구하는 것으로 보인다.

본 연구 결과, 한과 주관적 정서 간 관계에서 TMMS의 주의집중 및 회복 척도에서의 상·하 수준은 유의미한 중재 효과를 보이지 않았지만 명료성 척도에서의 상·하 수준은 유의미한 중재 효과를 나타냈다. 이러한 결과는 특성메타-기분의 측면에서 어떤 수준의 명료성을 갖고 있느냐에 따라 한의 체험이 정서에 미치는 효과가 달라진다는 점을 뜻한다.

본 연구의 결과는 어떤 사람이 단순히 과거에 한을 체험했다고 해서 그 사람이 일반 사람들보다 더 심한 우울감 속에서 생활하거나 또 누군가가 단순히 과거에 한을 유발하는 생활사건을 체험하지 않았다고 해서 한을 체험한 사람들보다 더 행복한 삶을 사는 것은 아니라는 점을 보여준다. 한을 체험한 사람들 중 메타-기분의 측면에서 자신의 감정을 명료하게 인식

하지 못하는 사람은 한을 체험하지 않은 사람보다 더 높은 수준의 우울감을 보이는 것으로 나타났다. 한을 체험한 사람들 중 정서적 명료성이 부족한 집단은 BDI에서 평균 약 10점의 점수를 나타냈으며 이는 그들이 경도(輕度)의 우울증상을 가지고 있을 가능성을 시사해 준다. 하지만 한을 체험한 사람들 중 메타-기분의 측면에서 자신의 감정을 명료하게 인식하는 집단은 한을 체험하지 않은 집단보다 더 낮은 수준의 우울감을 보일 뿐만 아니라, 더 높은 수준의 주관적인 행복감을 보고하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 메타-기분의 측면에서 어떤 수준의 명료성을 갖고 있느냐에 따라 한의 체험은 이중적인 의미를 가질 수 있다는 것을 보여준다. 다시 말해, 정서적 명료성의 수준에 따라, 한의 체험은 더 높은 수준의 주관적인 행복감을 얻을 수 있는 계기가 될 수 있는 반면에 우울감이 증가하게 될 위험성을 높이기도 하는 것으로 보인다.

앞에서 소개했듯이, 민성길(1991)의 연구에서는 화병 환자의 약 80%가 한을 화병의 원인이라고 믿고 있었다. 하지만 본 연구에서 한의 경험 유무 요인의 주효과는 BDI 및 주관적 행복 점수 모두에서 유의미하지 않았다. 따라서 비록 심각한 스트레스를 유발하는 생활사건 후에 겪게 되는 한이 화병과 밀접한 관계가 있다 하더라도, 본 연구 결과는 화병에서 한을 체험하는 것 그 자체보다는 메타-기분에서 어떤 수준의 정서적 명료성을 가지고 있느냐 하는 점이 더 중요하다는 점을 보여준다.

본 연구의 제한점으로는 다음의 네 가지를 고려할 필요가 있는 것으로 보인다. 첫째, 본 연구의 결과를 일반화 하는 과정에서 연구 대상이 대학생 집단이었다는 점에 각별한 주의를 기울일 필요가 있다. 본 연구에서는 TMMS의

하위 척도들 중 한과 주관적 정서 간 관계에서 TMMS의 주의집중 및 회복 척도에서의 상·하 수준은 유의미한 중재 효과를 보이지 않았다. 하지만 한을 경험하는 과정에서 한 관련 생활 사건에 의해 촉발된 부정적인 정서 상태에서부터 효과적으로 벗어나고 또 내면의 심리적인 과정을 지속적으로 모니터링 하는 것은 매우 중요하다. 왜냐하면 만약 한을 체험한 후에 부정적인 정서 상태에서 벗어나 한과 관련된 자신의 감정과 사고 그리고 행동에 대해 지속적인 주의를 기울이지 않는다면, 보다 성숙하고 발전된 방식의 해한(解恨) 또는 승한(乘恨)을 추구하는 것은 불가능할 것이기 때문이다.

최상진(1991)에 따르면, 우리나라 사람들은 대학생 보다는 중년기 이후의 사람들이 한을 더 많이 체험하는 것으로 믿고 있다. 따라서 만약 대학생 집단이 아닌 중년기 이후의 사람들을 대상으로 연구를 진행했을 경우, 상이한 결과가 도출될 가능성이 있는 것으로 보인다. 따라서 후속 연구에서는 중년 및 노인들을 대상으로 한의 경험에 대해 보다 심층적인 분석을 진행하는 것이 필요할 것으로 생각된다.

둘째, 한을 경험하지 않은 집단에 비해 한을 경험한 집단의 사례가 너무 적었다는 점이다. 한을 경험한 집단의 사례가 적었기 때문에 본 연구에서는 한을 유발하는 구체적인 생활 사건의 하위 유형에 따른 메타기분의 중재효과를 분석하지 못하였다. 향후 보다 더 큰 표본을 사용한 후속 연구를 통해 이러한 점에 대한 추가적인 분석이 필요할 것으로 보인다.

셋째, 본 연구에서는 긍정적 정서와 부정적인 정서를 각각 하나씩만 다루었다. 하지만 긍정적 정서에는 본 연구에서 활용한 행복 이외에도 애정, 기쁨, 유쾌감 등 다양한 정서들이 존재한다. 또 부정적 정서에도 본 연구에서 다

룬 우울 이외에도 불안과 공포 그리고 분노 등 다양한 정서들이 존재한다. 따라서 후속 연구에서는 본 연구 결과가 보다 다양한 정서들에게도 일반화 될 수 있는지를 검토하는 것이 필요할 것으로 생각된다.

마지막으로, 본 연구에서 사용된 한국판 TMMS의 타당도 문제이다. 이수정과 이훈구(1997)가 제작한 한국판 TMMS는 총 21문항으로 Salovey, Mayer, Goldman, Turvey 및 Palfai(1995)가 제시한 30문항의 TMMS에 비해 무려 문항 수가 9문항이나 적다. 특히 본 연구에서 가설이 지지되지 않았던 주의집중과 회복 하위 척도 문항 수가 두드러지게 줄어들었다. 이런 점에서 본 연구에서 TMMS의 명료성 하위 척도와 주의집중 및 회복 하위 척도 간 상이한 결과가 나타난 것은 한국판 TMMS의 타당도 문제와 관계가 있을 가능성도 있는 것으로 보인다.

## 참고문헌

- 김열규 (1980). 원한: 그 짙은 안개. 서울: 범문회출판사.
- 김열규 (1998). 한국인의 원한론: 그 이야기의 정체. 라깡과 현대정신분석학회 (편). 코리안 이마고 (pp. 27-39). 서울: 인간사랑.
- 김종은 (1974). 素月の 病跡: 恨의 精神分析. 문학사상, 7월호, 200-216.
- 김종주 (1998). 한(恨)의 정신분석. 라깡과 현대정신분석학회 (편). 코리안 이마고 (pp. 71-104). 서울: 인간사랑.
- 민성길 (1991). 횃병(火病)과 한(恨). 대한의학협회지, 34(11), 1189-1198.
- 안신호 (1997). 한: 한국인의 부적 감정? 심리과학, 6(2), 61-74.

- 이규태 (1991). 韓國人の 버릇. 서울: 신원문화사.
- 이수정, 이훈구 (1997). Trait Meta-Mood Scale 의 타당화에 관한 연구: 정서지능의 하위 요인에 대한 탐색. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 11(1), 95-116.
- 이영호, 송종용 (1991). BDI, SDS, MMPI-D 척도의 신뢰도 및 타당도에 대한 연구. 한국심리학회지: 임상, 10(1), 98-113.
- 이재호, 최상진 (2003). 문화적 개념의 인지 표상과 활성화 과정: 한(恨)의 담화 분석과 온라인 점화 효과. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 17(1), 1-16.
- 조궁호 (1997). 문화유형과 정서의 차이: 한국인의 정서이해를 위한 시론. 심리과학, 6(2), 1-43.
- 최상진 (1991). '한'의 사회심리학적 개념화 시도. 한국심리학회 연차학술발표대회 논문초록, 339-350.
- 천이두 (1985). 한국문학과 한. 서울: 이우출판사.
- 천이두 (1985). 한(恨)의 미학적 윤리적 위상-그 개념정립을 위한 시론, 한국문학과한 서울: 이우출판사.
- 최상진 (1991). '한'의 사회심리학적 개념화 시도. 한국심리학회 연차학술발표대회 논문초록, 339-350.
- 최상진 (1993). 한국인의 심정심리학: 情과 恨에 대한 현상학적 한 이해. 한국심리학회 연차학술발표대회 심포지움 초록, 77-92.
- 최상진 (2000). 한국인 심리학. 서울: 중앙대학교 출판부.
- 한덕웅, 박준호 (2003). 스트레스 사건에 관한 반복생각과 분노 경험이 주관안녕과 건강지각에 미치는 영향. 한국심리학회지: 건강, 8(1), 147-168.
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4th ed.). Washington D. C.: Author.
- Beck, A.T. (1972) *Depression: Causes and treatment*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press.
- Extremera, N., & Fernandez-Berrocal, P. (2002). Relation of perceived emotional intelligence and health-related quality of life of middle-aged women. *Psychological Reports, 91*, 47-59.
- Frazier, P. A., Tix, A. P., & Barron, K. E. (2004). Testing moderator and mediator effects in counseling psychology. *Journal of Counseling Psychology, 51*, 115-134.
- Gohm, C. L., & Clore, G. L. (2002). Affect as information: An individual-differences approach. In L. F. Barrett, & P. Salovey (Eds.), *The wisdom in feeling: Psychological processes in emotional intelligence* (pp. 89-113). New York: The Guilford Press.
- Goldman, S. L., Kraemer, D. T., & Salovey, P. (1996). Beliefs about mood moderate the relationship of stress to illness and symptom reporting. *Journal of Psychosomatic Research, 41*, 115-128.
- Horowitz, M. J., Wilner, N., & Alvarez, W. (1979). Impact of event scale: A measure of subjective stress. *Psychosomatic Medicine, 41*, 209-218.
- Kim, K. B., Kim, J. Y., & Choi, S. C. (2002). Palzha as self-reflective mode and attributional dimension for Korean women's rugged life story, *The Korean Journal of Women Psychology, 7*, 17-29.
- Ko, Y-G, Salovey, P., & Kim, J-Y. (2004). Sakhim of Han as a mature suppression:

- Implications for cancer patients' emotional coping. *The Korean Journal of Health Psychology*, 9, 1003–1026.
- Lyubomirsky, S., & Lepper, H. (1999). A measure of subjective happiness: Preliminary reliability and construct validation. *Social Indicators Research*, 46, 137–155.
- Newman, L. S., Duff, K., & Baumeister, R. F. (1997). A new look at defensive projection: Thought suppression, accessibility, and biased person perception. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72, 980–1001.
- Salovey, P. (1996). *Emotional intelligence: another way to be smart?* Korea Institute of Social Psychiatry & Samsung Life Insurance Company.
- Salovey, P., Mayer, J. D., Goldman, S., Turvey, C., & Palfai, T. (1995). Emotional attention, clarity, and repair: Exploring emotional intelligence using the Trait Meta–Mood Scale. In J. Pennebaker (Ed.), *Emotion, disclosure, and health* (pp. 125–254). Washington, DC: American Psychological Association.
- Vaillant, G. E. (2000). Adaptive mental mechanism: Their role in a positive psychology, *American Psychologist*, 55, 89–98.
- Webster, S. K., & Ko, Y–G. (2002). *Generational and gender effects on Korean perceptions of Han*. American Psychological Association 2003 Annual Conference. Poster—presented.
- Webster, S. K., & Ko, Y–G. (2003). *South Korean and American negative emotion attributions: Gender and age*. American Psychological Association 2003 Annual Conference. Poster—presented.
- Webster, S. K., & Ko, Y–G. (2004). *Gender and generation effects on perceived consequences of Han*. 2004 International Congress of Psychology. Poster—presented.
- Webster, S. K., & Ko, Y–G. (2006). *Linguistic analysis of Korean and English emotion descriptors for Han*. American Psychological Association 2006 Annual Conference. Poster—presented.

1 차원고접수 : 2007. 10. 25.  
수정원고접수 : 2007. 11. 28.  
최종게재결정 : 2007. 12. 3.

한국심리학회지: 일반  
*Korean Journal of Psychology*  
2007, Vol. 26, No. 2, 245-259

## The moderator effects of trait meta-mood on the relation between *Han* and subjective emotion

Jin-young Kim

Young-gun Ko

Korea University

The purpose of the present study is to examine the moderator effects of trait meta-mood on the relation between *Han* and subjective emotion (positive and negative). The Subjective Happiness Scale, the BDI (Beck Depression Index), the TMMS (Trait Meta-Mood Scale), the Han Questionnaire and the IES (Impact of Event Scale) were administered to 191 university students (male 76, female 115). The results showed that the Clarity among the TMMS subscales exerted significant moderator effects on the relation between *Han* and subjective emotion (depression and happiness). These results suggest that mere experience of *Han* does not necessarily cause individuals to be more depressive than others who do not have *Han* experience. In the similar context, the absence of *Han*-provoking life events does not guarantee a life happier than that of those who have experienced *Han*. However, no significant moderator effect was detected for the Attention and the Repair. The relationship between the level of emotional clarity and the psychological significance of *Han* experience was discussed.

*Key words:* *Han*, subjective emotion, depression, happiness, TMMS(Trait Meta-Mood Scale), moderator effects