

한국심리학회지: 건강
The Korean Journal of Health Psychology
2003. Vol. 8, No. 1, 41 - 67

CBT 정서능력검사의 타당도 연구

이수정[†]

황혜정

경기대학교 심리학

경기대학교 유아교육

본 연구에서는 개인의 정서처리 상의 특성을 능력요인으로 개념화하였던 비언어성 CBT정서능력검사의 타당도 자료를 수집하였다. 연구 1의 결과 우선 정서능력과 전통적인 일반지능요인과의 상관은 학령 전 아동들에게 있어 통계적 관련성을 지니지 않는 것으로 확인되었다. 따라서 현재 측정된 정서능력 상의 개인차는 학업적 지능요인과는 별개로 배양되는 것이 아닌가 하는 점을 추정할 수 있었다. 그 다음으로는 연령대별 비교가 이루어졌는데, 현재 측정된 정서능력요인은 결정화된 지능의 형태를 지니는 것으로 나타났다. 분석의 결과, 연령이 증가할수록 정서능력은 향상되며 성인 중기에 이르러 정점에 이르렀다. 나이가 연령과 정서능력 총점간에는 이차함수적 관련성이 존재하는 것으로 확인되었다. 대학생을 대상으로 분석된 연구 1의 타당도 확인절차와 직장인을 대상으로 하였던 연구 2의 결과는 CBT 정서능력검사와 정신병리 지표들 사이에 적절한 수준의 공인타당도 증거가 존재함을 확인시켜 주었다. 나이가 CBT 정서능력검사는 정서관련 척도들과도 적절한 공인타당도를 지니는 것으로 나타났다.

주요어: 정서능력, 결정화된 지능, 우울, 불안

개인의 건강과 주변 상황에 대한 적응은 불가분의 관계이다. 개인의 적응력을 결정하는 데에 지능은 전통적으로 중요한 요인으로 취급되어 왔다. 지적 능력에 있어서의 개인차를 학업적인 적

성으로 간주하고 다양한 문제해결과제에서의 개인차를 측정하려는 시도는 일찍이 19세기부터 시작되었다. 그러나 지능의 근원을 개인 내의 능력 요인에서만 탐구하기보다는 상황과 개인의 상호

[†] 교신저자(corresponding author): 이수정, (442-760) 경기도 수원시 팔달구 이의동 산 94-6, 경기대학교 교양학부 심리학, E-mail : suejung@kuic.kyonggi.ac.kr
이 연구는 2001년도 경기대학교 일반연구과제 연구지원금으로 수행되었습니다. 논문의 완성도를 높여주시는 임명의 심사위원님들께 진심으로 감사드립니다.

작용으로 이해하려는 움직임(Stenberg, 1985)은 학업적성 이외에, 사회적인 상황 하에서의 적응에 필요한 능력요인들도 함께 탐색할 필요가 있음을 인식하게 하였다. 특히 McClelland(1973)는 인간의 '성공'을 이루기 위한 기본적인 역량은 전통적인 지능개념인 학업적성이기보다는 후천적인 경험에 의해 변화와 성장이 가능한 '실용적인 역능'이라 지적하기도 하였다.

지능개념의 다양화에 대한 논의는 인간의 지적 능력이 단 하나의 일반 지능요인만으로 구성된 것이 아니라 각기 개별적인 다지능으로 구성되어 있으며, 이런 다면적 지능의 기원은 생리학적으로도 근거함을 주장하는 Gardner(1983)의 제안으로 더욱 활발해졌다. 좀더 최근에는 다지능(Gardner, 1983) 중 개인지능은 자신과 타인의 감정을 잘 파악하고 전달하는 능력으로 구성되어 있다고 주장하는 정서지능(Goleman, 1995; Salovey & Mayer, 1990, 1997) 개념까지도 등장하기에 이르렀다. 그러나 Thorndike(1920)의 지능 이론 이후 다양한 이름으로 불리게 된 비학업적인 인간의 실제적 능력은, 강력한 사회적 시사성에도 불구하고, 정의의 명확성이나 측정가능성에 있어서는 지금까지 미완의 상태로 남아왔다(Cantor & Kihlstrom, 1987; Cronbach, 1960).

현 연구에서는 비학업적인 지능 중에서도 정서적인 측면에 초점을 맞추어 개인간의 차이가 어떻게 객관적인 측정방법을 통하여 구현될 수 있을 것인지를 제안하여 보려고 한다. 나아가 경험적인 자료들 속에서 개인의 정서능력이 그들의 적응에 어떤 의미를 지니는지를 관찰하려고 한다.

대안적 지능이론의 등장

일반지능이란 한 개인이 인지적 정보처리를 통하여 환경에 적응할 수 있는 능력을 통칭한다(Roberts, Zeider, & Matthews, 2001). 전통적으로 지능이론가들은 인간의 일반적인 지적 능력에 대하여, 이해 추리 문제해결 및 학습 등 고등한 정신작용을 수행할 수 있는 능력이라 정의하여 왔다(Brody, 1992). 그러나 심리학자들은 인간의 지적 능력이 하나의 공통적인 분모로 구성되어 있음에 반박하면서 지능은 훨씬 세분화될 것이라 주장하였다. 예컨대 추리논리와 같은 유동적 지능과 세상에 대한 지식처럼 그보다는 훨씬 방대한 결정화된 지능이 공존하여 존재할 수 있음을 지적하였다(Cattell, 1971). 지능에 대한 이런 분화된 개념은 이후 지능이론들을 보다 위계적인 구조를 지니도록 유도하였다(e.g., Carroll, 1993).

지능연구 분야에서 가장 자주 등장하는 논쟁거리는 따라서 각각의 세부적인 능력들이 서로 공유하고 있는 공통의 분모가 있느냐, 아니면 개별능력으로 독립되어 존재하느냐 하는 문제이다. 이에 대해 Gardner(1983)는 지능이 서로 다른 하위 영역들로서 구성될 수 있음을 여러 증거들을 동원하여 증명하려고 시도한 바 있으나, 지금까지 개발된 심리측정학적인 도구들을 이용하여서는 인간의 인지적 능력의 요소들은 서로 공통의 부분을 공유하고 있다는 사실이 잠정적으로 더 강력하게 지지된 바 있다(Guttman, 1965a, 1965b; Nunnally, 1978; Zeider & Feitelson, 1989).

그러나 일반지능이론의 한시적인 판정승을 객관적인 사실로 받아들이기 전에 고려해 보아야 할 사항은 지금까지 개발된 지능검사들의 측정의

방법이다. 이제까지 개발되어 온 지능의 측정도구들은 대부분 매우 인지적인 과제들로 구성되어 있었다. 다양한 난이도의 문제해결력 과제들을 제시하고 그 문제들을 성공적으로 해결한 양을 측정하여 지능점수를 환산한다. 언어적 혹은 수리적으로 구성된 지능검사에서 Gardner(1983)나 Sternberg(1985)가 언급하는 비학업적인 능력 특성을 측정하는 일은 사실상 불가능하다. 따라서 지적 능력의 실체를 밝히는 일은 측정방법의 개발과 필연적으로 맞물려 갈 수밖에 없는데(이순목, 송영숙, 2002; Wagner, 2002), 인간의 비학업적인 측면을 측정하려는 시도는 아직 공인된 것이 없는 실정이다.

정서지능의 개념

사회적 지능으로서의 정서지능. 정서지능에 관심이 있는 이론가들은 대부분 이 능력이 사회적 지능의 일부라고 생각하였다(e.g., Bar-On, 2000; Goleman, 1995). 인간의 사회적인 측면을 능력으로 이해하려 한 기원은 Thorndike(1920)로부터 찾아 볼 수 있다. 그는 지능이 사고를 이해하고 관리하는 추상적-학업적 능력, 사물을 이해하고 조작하는 기계적-공간·지각적 능력, 그리고 사람들을 이해하고 대응하는 사회적 능력으로 구성되어 있다고 생각하였다. 그는 사회적 지능의 측정방안에 대하여 사회적 맥락에 대해 개인이 지니고 있는 지식의 양을 측정할 수 있을 것이라 제안하기도 하였다. 그러나 지난 80년 동안 많은 지능이론가들이 사회적 지능에 대한 이와 같은 개념화에는 동의하였지만 사회적 지식의 양을 측정함에 있어서는 설득력 있는 대안을 찾지 못하

였다(e.g., Kihlstrom & Cantor, 2000; Mayer & Geher, 1996). 이는 개인이 처한 문화적인 환경이 매우 다양하고 이질적이기에 이 점을 모두 반영하는 일이 결코 쉽지 않기 때문이다.

행동적 지능으로서의 정서지능. 인간의 정서적 능력은 수리능력처럼 인지과제의 해결을 통하여 반영될 수 있는 것이 아니다. 이보다는 훨씬 광범위한 행동의 양태를 통하여 표현될 것인데, 예컨대 충동적인 공격행동을 통하여 감정조절력의 결여를 알 수 있는 것이다. 지능의 이런 행동적인 측면에 대하여서는 Guilford(1959)가 일찍이 언급한 바 있다. 그는 인간의 인지적인 능력 역시 행동패턴을 통하여 반영된다고 생각하였다. 그러나 논리력이나 추리력과 같은 인지적 능력이 성취도 문제를 통하여 쉽게 가시화되는데 비해 인간의 정서적인 측면은 구체적인 행동목록으로 쉽게 정의되기도 힘들며 제한된 상황에서 관찰하기도 힘들다. 이 점이 측정절차의 개발에는 고려되어야 한다.

결정화된 지능으로서의 정서지능. 앞에서 잠시 언급하였지만 Cattell(1971)은 인간의 다양한 능력요인은 유동적인 능력과 결정화되는 능력이 있다고 분류하였다. 유동적 지능이란 일반적인 정신능력으로서 귀납적 추리, 기억용량, 도형지각 등이 포함된다. 이에 반해 연령이 증가함에 따라 결정화되는 지능적 요소는 주로 경험이나 훈련 등을 통하여 획득되는데, 어휘력, 일반 상식, 지혜 등이 이에 해당한다. 지능이론가들(Horn, 1988; Horn & Noll, 1994)은 연령이 증가할수록 결정화된 지능은 증가하고 유동적 지능은 반대로 감소함을 발견하였다. 정서지능의 경우 대부분 대인간의 관계 속에서 발달(Goleman, 1995)이 되기에 세

상에 대한 경험이 넓어질수록 감정적인 대응전략도 증가할 것이라 추정하여 볼 수 있다. 이렇게 보자면 정서지능은 결정화된 지능으로 구분되어야 할 것이다.

대인지능으로서의 정서지능. 최근 정서지능을 개념화한 Salovey와 Mayer(1990)에 따르면 정서지능은 세 가지 범주로 요약되는데, 이들 세 가지 요소는 ① 자신이나 타인이 경험하고 있는 정서에 대한 정확한 인식 및 표현, ② 자신과 타인의 정서에 대한 조절, ③ 문제해결에 있어서의 정서적 내용의 활용 등이다. 이렇게 보자면 정서지능이라는 개념은 Gardner(1983)의 대인지능 개념과 흡사한데, 그는 성공적인 적응을 위해 필요한 능력을 개인간 지능과 개인 내 지능으로 나누어 보았다. 이 중 개인간 지능이 Salovey와 Mayer(1990)의 타인과 관련된 정서지능의 측면이 될 것이며 개인 내 지능은 자신의 정서문제에 관한 측면이 될 것이다. 다음절에서는 이와 같은 대인간 혹은 개인 내에서 경험되는 정서적인 측면이 어떤 방식을 통하여 측정될 수 있을 것인지를 살펴보기로 하자.

정서지능의 측정

인간의 비학업적인 능력을 측정함에 있어서 가장 대표적인 대안으로 꼽히는 Sternberg(1985)의 측정방법은 현실적인 직업 세계에서의 성공을 유도하는 '묵시적 지식(tacit knowledge)'의 양을

언어성 문항들로 측정한다(Wagner, 2002). Salovey와 그의 동료들(Salovey, Mayer, Goldman, Turvey, & Palfai, 1995) 역시 자기보고식 언어성 지필검사로 자신과 동료들이 제안하였던 정서지능을 측정하려고 시도하였다. 그러나 Salovey 등(1995)이 개발하였던 TMMS(Trait Meta-Mood Scale)는 정답형 문항들로 구성되었던 Sternberg(1985)나 Goleman(1995)의 측정도구들과는 차이가 있다. TMMS가 리커트형 반응지에 피검자들의 응답을 기록하도록 한 데 비해 후자는 직접 문제해결력을 측정하도록 개발되어 있다. 가상의 문제상황을 주고 제시된 대안 중 정답을 찾게 하는 양식으로 실제적 지능을 측정하려 한 시도는 우리나라에서도 시도된 바 있으며(김명소, 1998), 한편으로 정서지능을 측정한다고 알려져 있는 TMMS 역시 우리나라(이수정과 이훈구, 1997)에서 타당화된 적이 있다.

이들 비학업적 지능검사들은 비교적 우수한 심리측정학적인 증거들을 지녔음에도 불구하고 모두 심각한 결함을 한편으로 내포하고 있다. 우선 TMMS는 일종의 태도검사이므로 개인의 능력의 다소를 측정하기에는 반응경향성 등의 문제를 여전히 안고 있다. 따라서 평가결과가 불리하게 사용될 수도 있다는 점을 피검자들이 지각하는 경우 자신의 정서적인 상태를 솔직하게 반응하지 않을 위험을 이 도구들은 원천적으로 안고 있다.¹⁾ 반면 갈등상황들에 대한 적합한 대안을 찾아내도록 구성된 실제적 지능의 측정도구들은 개인의

1) 이수정(2001)은 리커트형 자기보고식 지필검사와 문제해결력 정서인식력 검사를 통하여 정상인과 정서장애 집단 그 중에서도 특히 정신분열증 집단의 평균 반응수준을 비교한 적이 있다. 통계분석 결과, 연구자는 정신분열증 환자의 정신능력 손상기전이 문제해결력 정서인력력 검사에서만 나타났음을 확인하였다. 정신분열증 환자의 경우 정서의 정리능력이 현저하게 감퇴하였음에도 리커트형 자기보고식 검사에서는 정상인들만큼 기능이 좋다고 대답하였다. 이는 리커트형 정서검사지들이 응답자들의 반응경향성으로부터 자유로울 수 없음을 강력하게 반증하여 준다.

환경·문화적인 다양성(Sternberg, 2000, Wagner, 2002)으로 인해 정답이 다르게 해석될 수도 있다는 문제점을 가지고 있다. 이런 결함 이외에도 이들 검사들은 모두 언어적인 문제들로 구성되어 있어서 피검사자들의 일반적인 정신능력으로부터 자유로울 수 없는 문제 또한 안고 있다. 만일 다지능으로서 정서지능을 개념화할 경우 일반 지능과 정서지능은 독립적이라 가정할 수 있을 터인데 일반지능을 측정하는 절차와 동일한 계통의 측정도구들로는 정서지능만의 독특한 특성들을 민감하게 포착하기 힘들 수밖에 없다. 즉 피검사자들은 실제적 지능이나 정서적 지능을 갖고 있지 않아서가 아니라 단지 언어에 대한 이해력의 결여로 검사점수를 나쁘게 받을 수도 있는 것이

다. 따라서 현 연구에서는 개별능력으로서의 정서적인 측면을 더 잘 반영할 수 있는 비언어성 측정도구를 개발하고 타당도를 확인하여 보려고 하였다. 개인의 정서처리의 특성을 태도형 문항들이 아닌 문제해결 과제를 통하여, 동시에 일반적인 지능으로부터 가능한 자유롭게 측정할 수 있는 보다 타당한 대안을 마련하는 것이 현 연구의 목적이다.

연구 1

본 연구는 개인의 정서경험이 과연 능력개념으로 구현될 수 있을 것인지를 탐색하여 보려고 한다. 정서지능에 대한 개념적 틀에 맞추어 측정

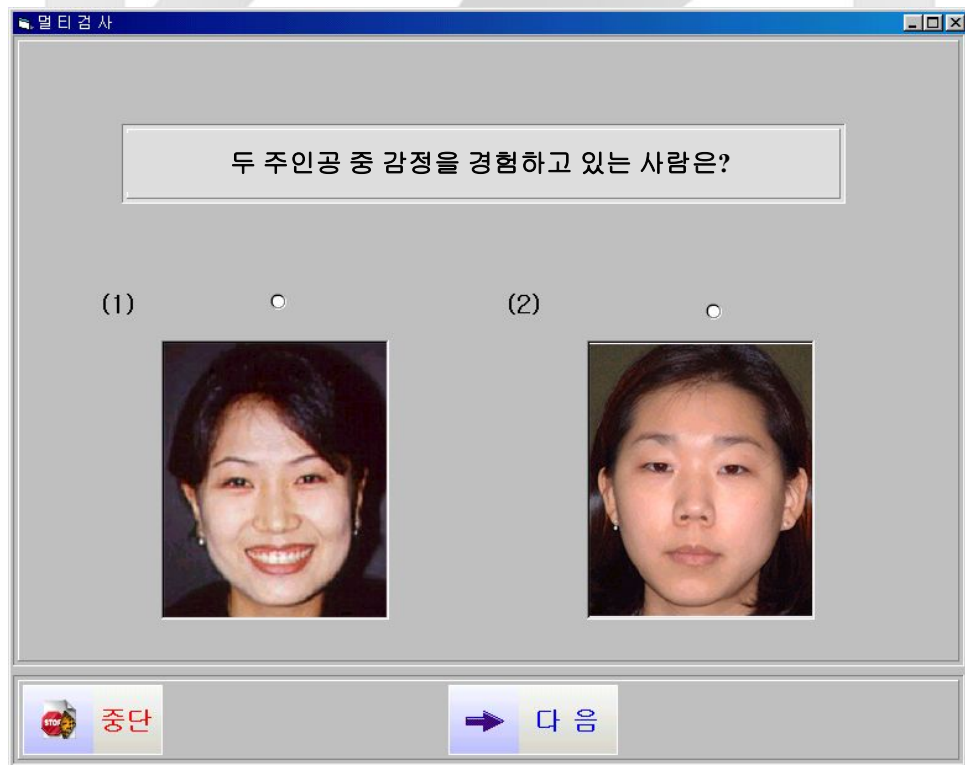


그림 1. 정서능력검사 문항 예 1

도구를 구성하려고 노력하였는데, 그랬음에도 불구하고 현재 개발된 검사문항들로는 Salovey와 Mayer(1990)가 애초에 개념화하였던 정서지능의 모든 측면들을 다 섭렵할 수는 없었다. 언어성 문제들을 피하기 위하여 사진 및 그림자극들로 문항들을 구성하였기에 응답자들의 정서자극에 대한 지각적 민감성 외에 정서의 표현력이나 조절력 등 다양한 측면을 포괄적으로 측정하지는 못하였다. 또한 타인의 정서적 반응에 대한 유기적인 대응력도 이와 같은 검사로는 측정할 수 없었는데, 이런 부분까지 보다 포괄적으로 측정할 목적으로 제작된 검사로는 Salovey와 동료들(Mayer, Caruso, & Salovey, 1999)이 개발한 배터리검사가 있다. MEIS(Multi-Factor Emotional

Intelligence)라고 불리우는 정서지능검사는 원 저자들의 정서지능에 대한 개념적 틀을 더 잘 반영하여 준다. 그러나 이 검사 역시 앞에서 지적하였던 대로 언어성 검사이기 때문에 필연적으로 유발되는 다양한 문제점을 그대로 안고 있다.

현 연구에서는 독립된 다지능 요인으로서 정서능력이 차지하는 비중을 확인하여 보는 것이 목적이었기에 언어능력이 개입되는 자극보다는 비언어적 그림자극을, 반응경향성의 개입을 방지하기 위해 태도측정치들보다는 문제해결력 과제를 개발의 원칙으로 삼았다. 본 논문에서는 이런 절차로 개발된 정서적 민감성을 측정하는 능력검사가 정서지능의 개념적 틀에 근거해 볼 때 예상대로의 타당도 증거들을 보여주는지를 깊이 있게



그림 2. 정서능력검사 문항 예 2

확인하려 하였다.

연구가설

앞에서 언급하였듯이 일반적인 정신능력과 독립적으로 다지능의 한 형태로서 개인의 정서적 능력이 존재한다면 첫 번째 도출되는 가설은, 정서능력 점수가 지능검사 점수와는 상관을 지니지 말아야 한다는 것이다. 이를 알아보기 위하여 현 연구에서는 일부 표본에 대하여 지능검사 점수를 함께 구하였다.

결정화된 지능의 형태로서 정서지능이 존재하는 것이라면 두 번째 생각해 볼 수 있는 가설로 연령의 증가에도 정서지능은 쇠퇴하지 않을 것이라는 점이다. 지각적 속도나 추리력과는 달리 정서지능은 일반상식처럼 연령이 증가할수록 점점 축적(Horn & Cattell, 1966)되어 성인기 이후에서 쇠퇴하지 말아야 한다. 이를 확인하여 보기 위하여 다양한 연령층으로부터 정서능력검사의 점수들을 수집하였다.

이외에도 정서적 능력의 타당도를 검증하여 보기 위하여 리커트형 정서특성검사, 우울, 불안 등의 정신병리 정도를 측정하였다. 정서지능 이론에서 제안하는 대로의 구성개념을 현재의 수행검사가 측정한다면, 정서특성검사와 정신병리 정도와는 부정적 상관을 확인할 수 있어야 할 것이다.

연구방법

피험자

결정화된 지능으로서의 정서지능의 특성을 확인하기 위하여 다양한 연령층의 응답자들로부터

정서능력검사 점수를 수집하였다. 최연소집단은 7세 아동들로서 경기도에 소재한 두 곳 유치원으로부터 협조를 받았다. 총 59명이 실험에 참가하였다. 이들 중 남학생은 26명(44.1%) 여학생은 32명(54.2%)이 포함되어 있었다.

그 다음 연령층으로는 12세에서 13세 아동 42명이 실험에 참가하였는데, 이들은 경기도에 소재한 공립초등학교 6학년생들이었다. 이들 중 남학생은 22명(52.4%) 여학생은 20명(47.6%) 있었다.

그 다음으로 20대 자료는 역시 경기도에 소재한 K대학교에서 심리학개론과목을 수강하는 학생들로부터 수집하였는데, 이들은 총 173명이었으며 이중 19세 15명을 제외하고는 나머지는 모두 20대였다. 이들의 평균 연령은 21.78세($SD = 2.00$)였다. 이들 중 남학생은 86명(49.7%), 여학생은 87명(50.3%)이었다.

30대 이상의 자료를 수집하기 위해서는 K대학교의 교육대학원에 등록을 한 수강생들 47명으로부터 자료를 수집하였다. 이들의 평균 연령은 43.55세($SD = 5.33$)였고 남자는 9명(19.1%), 여자는 38명(80.9%)이 포함되어 있었다.

측정도구

정서능력검사. 본 연구에서는 리커트형 지필검사 대신, 실제로 자극의 정서적인 내용을 응답자들이 어느 정도 제대로 파악하는지를 문제해결과제를 활용하여 직접 측정하고자 하는 의도에 입각하여 개발된 정서능력검사를 통해 응답자들의 정서자극에 대한 민감도를 측정하였다. 컴퓨터로 운용되는 정서능력검사의 개발은 이수정(2001)의 연구를 통하여 이루어졌는데, 점수의 신뢰도는 약 .71 정도인 것으로 확인되었다. 정상인들을 대상



그림 3. 정서능력검사 문항 예 3

으로 하였을 때 각 문항들의 평균 변별도는 .33, 평균 난이도는 .74였다. 본 연구에서는 이들 검사 문항들을 난이도별로 정리하고 채점절차를 자동화한 프로그램을 사용하였다. 검사의 내용을 다시 한번 언급한다면, 쉬운 문항들의 경우 무표정한 얼굴들로부터 감정가가 있는 얼굴들을 구분해내는 양식으로 구성되어 있었으며(그림 1), 중간 난이도에 해당되는 문항들은 6개의 개별 정서가²⁾ 별로 수집된 사진들 중 서로의 감정가가 다른 얼굴들을 골라내는 문항들이었고(그림 2), 어려운 부류의 문항들은 상황의 정서적 맥락을 이해하여야만 해결할 수 있는 문항들로 구성되었다(그림 3).

난이도별 문항 수는 각기 6개, 6개, 18개였고 현재의 표본에서 산출된 이들 척도별 신뢰도는 각기 .67, .38, .62였다. 이 검사에서 사용되었던 사진과 그림들이 어떤 절차를 통하여 체계적으로 수집·선별되었는지는 이수정(2001)에 자세하게 설명되어 있다.

리커트형 정서특성검사. 정서지능의 기본 개념에 보다 치중하도록 구성된 정서특성검사(이수정, 이훈구, 1997)를 이용하여 정서인식력, 정서조절력, 정서표현력을 측정하였다. 이들 하위척도들은 각기 10문항씩으로 구성되어 있었는데, 모든 문항은 자신의 정서성만을 반영하도록 구성된 7

2) 인간의 기본 정서가 몇 개인가 하는 문제에 대하여서는 Ekman과 Davidson(1994)의 연구를 참조. 현 연구에서는 Scherer와 Wallbott(1994)이 영어권 37개 국가의 정서 표현 용어들을 조사하여 가장 가본적이라고 밝힌 7개의 정서들 중에서 범문화적 표현양식의 공통성에 있어 논란이 제기 참조 Ekman, 1994)의 의견을 제외한 여섯 가지 정서만을 연구범위 내에 포함시켰다.

점 리커트형으로 구성되어 있었다. 본 연구에서는 원본을 응답하기에 보다 간편하도록 컴퓨터화하여 정서능력검사와 함께 측정하였다. 이들 각 하위척도별 신뢰도 지수는 정서인식력 .81, 정서조절력 .86, 정서표현력 .80이었다. 부록 1에는 이들 총 30문항이 제시되어 있다. 현재의 표본 중 언어성 정서특성검사는 문항에 대한 이해력이 떨어졌던 7세 아동들을 제외한 262명에게 실시되었다.

지능검사. 능력으로서의 정서적인 측면이 지능의 한 개념으로 인정을 받아야 한다는 주장의 기저에는 Gardner(1983)의 다지능이론이 깔려 있다. 따라서 다지능의 한 형태로서 정서지능의 독립성을 알아보기 위하여 일부 표본에 대하여서는 지능검사를 실시하였다. 지능검사로는 MAT(Matrix Analogies Test)를 사용하였는데, 이 검사는 비언어성 문제들을 통하여 지능을 측정한다. 지능검사에 응한 피검자들의 나이가 7세였으며 현재 사용된 정서능력검사 역시 비언어성 과제였던 이유로 언어성 지능검사보다는 비언어성 지능검사를 사용하였다. MAT 검사의 하위척도는 형태완성, 추리논리, 계열논리, 공간지각이었으며 하위척도의 내적 일치도는 약 .88에서 .95까지였고 4주를 간격으로 한 재검사 신뢰도의 평균은 .75인 것으로 보고된 바 있다(Naglieri, 1985). 이 검사는 WISC-R의 동작성 검사와는 .41의 상관을 언어성 검사와는 .37의 상관을 지니는 것으로 나타났

다.

그 외 준거측정치들. 정서지능이 정신건강의 주요한 예측인자가 될 수 있으려면 현재 개발된 정서능력검사의 결과도 다양한 정신건강 지표들과 유의한 관련성을 지녀야 한다. 이를 확인하여 보기 위하여 대학생 집단을 대상으로 우울경향, 불안경향을 측정하였다. 우울경향은 Beck Depression Inventory (Beck, 1967; 이영호, 송종용, 1993)로 불안경향은 Trait Anxiety Scale (Spielberger, Gorsuch, & Lushene, 1970; 김정택, 1978)로 측정하였다. 정서자극에 대한 민감한 지각력과 이해력은 정신병리 지표들과는 부적 상관을 지닐 것으로 예상하였다.

연구절차

우선 표 1에는 정서지능의 하위 개념으로서 정서자극에 대한 지각력 및 정서적 상황에 대한 이해력 정도를 측정하였던 정서능력검사와 준거변수들의 기술통계적 특성들이 요약되어 있다. 전체 응답자들 321명 모두에게 대하여 컴퓨터화 된 정서능력검사가 실시되었다. 그 후 리커트형 정서특성검사를 실시하였는데, 이 검사는 모든 문구가 언어적 자극으로 구성되어 있었다. 따라서 한글에 대한 이해력이 떨어지는 유치원생들에게는 실시하지 않았다. 대신 유치원생들을 대상으로 하여서

표 1. 각 변수별 기술통계치

	정서능력검사	지능검사(MAT)	정서특성검사	우울	불안
문항 수	30문항	52문항	30문항	21문항	20문항
응답자 특성	전체 321명	59명 (7세아)	262명(7세제외)	173명(대학생)	173명(대학생)
평균(표준편차)	240.29(4.45)	117(18.43)	140.42(22.17)	7.72(5.85)	41.77(9.16)
신뢰도	.68	.93	.71	.84	.81

는 비언어적 지능검사를 현재 정서능력검사와 함께 실시하였는데, 이들 두 검사들은 모두 언어능력이 완전히 발달되지 않은 응답자들에게도 실시가 가능하도록 그림자극으로 구성·제작되어 있었다.

정서의 인식, 조절, 표현에 대해 자기보고식으로 응답하여야 하는 정서특성검사는 유치원생들을 제외한 그 이후 연령대 응답자들에게 실시되었는데, 이들은 CBT정서능력검사와 함께 수행하였다. 총 262명으로부터 수집한 점수들의 산술적 특성은 표 1에 요약되어 있다.

13세 아동과 교육대학원생들을 대상으로는 정서능력검사와 정서특성에 대한 자기보고식 리커트형 검사를 실시하였으나 173명의 대학생집단에 대하여서는 부가적인 준거측정치들에 대해서도 응답할 것을 요구하였다. 우울경향, 불안경향들이 부가적인 지필검사에 의하여 수집되었다. 이들 자료의 수집은 따라서 전산실과 교실상황에서 여러 번에 걸쳐 이루어졌으며 자료의 수집기간은 2002년도 2월부터 3월 말까지였다.

연구결과

특수지능으로서의 정서능력

인지적 능력과는 별개로 개인의 정서능력이 독립적인 다지능의 형태를 지니는지를 확인하여 보기 위하여 지능과의 상관계수를 산출하였다. 지능검사와 정서능력검사를 모두 함께 수행하였던 집단은 유치원생 표본이었다. 따라서 상관분석의 결과는 59명의 7세 아동들로부터 얻어진 것이다.

정서능력검사의 하위척도들은 우선 표정이 없는 얼굴로부터 표정가가 있는 얼굴들 찾기, 두 번

째로 정서적 표정 중에서 다른 정서가 찾기, 그 다음으로 정서적 맥락을 이해하여 적절한 표정과 연결짓기 등 문항들의 내용영역에 따라 하위점수들을 산출하였다. 이들은 각기 지능검사의 하위척도 점수들과 상관 분석되었는데, 이때 지능검사의 하위척도들은 형태완성, 추리논리, 계열논리, 공간지각 점수들로 구성되어 있었다.

우선 형태완성력과 쉬운 표정찾기는 통계적으로 유의한 상관이 있었다($r_{54}=.34, p<.05$). 그러나 나머지 11개의 하위척도별 상관계수는 유의한 수준에까지 도달하지 못하였다. 표 2에는 이들 상관지표들이 요약되어 있다. 정서능력 원점수 총점과 지능검사의 표준 총점간의 상관 역시 통계적 영가설을 기각하지 못하였기에($r_{54}=.03, n.s.$) 아동의 인지적 능력과 현재의 정서능력검사는 유의한 관련성을 지니지 못하는 것으로 결론지을 수 있었다. MAT의 하위척도와의 상관계수들의 크기는 표정 찾기보다는 정서별 표정분류과제들에서 더 낮았고 정서적 맥락에 대한 이해력은 MAT의 모든 하위척도들과 0에 근접하는 상관계수를 지니는 것으로 나타났다.

표 2. 지능검사 결과와 정서능력검사전 상관

	정서적 표정 찾기	정서별 표정 분류	정서적 맥락 이해
형태완성	.34*	.18	.14
추리논리	.22	.13	.05
계열논리	.23	.13	.06
공간지각	-.00	-.02	-.10

결정화된 지능으로서의 정서능력

정서지능은 결정화된 지능의 형태일 것이란 가정(Roberts, Zeider, & Matthews, 2001)을 확인

하여 보기 위하여 각 연령별로 수집된 정서능력 검사의 점수들을 분석하여 보았다. 개인의 정서처리능력이 지능의 한 요소일 것이라면 유동적 지능이기보다는 결정화된 지능의 형태를 갖출 것임이 이 가정의 핵심적인 주장인데, 이것이 사실이라면 연령에 따른 정서능력 상의 변화는, 연령이 높아질수록 증가추세를 보여야 할 것이며 나아가 이차 함수적 관련성을 지녀야 한다. 추리력과 지각속도와 같은 유동적 지능은 연령이 증가함에 따라 급격한 감소추세를 보이지만 상식 등과 같은 결정화되는 지능은 연령에 따라 점점 축적되어야 한다. 따라서 장년층이 되더라도 감소경향은 보이지 말아야 한다. 이 점을 확인하기 위하여 변량분석과 회귀분석이 실시되었다.

변량분석을 위하여서는 일단 응답자들의 연령층을 10대 이전, 10대, 20대 30대, 40대 이후 별로 범주화하였다. 그 후 연령대별로 정서능력검사점수의 평균들을 비교하였다. 표 3에는 이들 각 연령대별 정서능력의 평균점수가 제시되어 있다.

표 3. 연령대 별 정서능력검사 점수 평균

	정서적 표정 찾기	정서별 표정 분류	정서적 맥락 이해	총점
10대 미만	3.59 ^a (1.47)	2.84 ^a (1.57)	11.55 ^a (2.62)	17.98 ^a (4.18)
10대	4.78 ^b (1.22)	4.69 ^b (.98)	14.38 ^b (2.02)	23.86 ^b (3.19)
20대	4.82 ^b (1.34)	4.89 ^b (.86)	15.79 ^c (2.11)	25.50 ^c (3.06)
30대	6.00 ^b (.09)	5.00 ^{bc} (1.20)	16.25 ^c (1.58)	27.25 ^c (1.83)
40대	5.85 ^c	5.44 ^c	16.54 ^c	27.82 ^c
이상	(.59)	(.85)	(1.59)	(2.32)

우선 검사 총점 상에서의 연령별 수행평균간

차이는 통계적으로 유의한 차가 있는 것으로 나타났다($F_{4,313}=73.96, p<.001$). 유의도 수준을 .05로 하여 Bonferroni식 사후검정 결과, 10대 미만의 응답자보다 10대 응답자가 정서능력검사의 수행이 더 우수한 것으로 나타났으며 이보다는 20대 30대 40대 이상 집단들이 더 우수한 수행능력을 지니는 것으로 나타났다.

검사문항의 난이도별 연령집단간 차 역시 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 중립적인 표정속에서 표정정서를 찾아내도록 구성되었던 쉬운 과제에 있어서 연령대별 집단간 차는 통계적으로 유의하였다($F_{4,313}=21.19, p<.001$). 여러 정서별 표정 중 다른 정서가의 자극을 찾도록 구성되었던 중간 난이도의 문제에 있어서도 연령별 집단간 차는 통계적으로 유의하였다($F_{4,313}=50.04, p<.001$). 보다 복잡한 상황에 대한 이해가 필요하였던 어려운 난이도의 정서능력 문항들에서도 연령대별 집단간 차이가 나타났다($F_{4,313}=49.04, p<.001$).

난이도별 하위척도에 대한 Bonferroni식 사후검정의 결과는 역시 예상대로 연령이 증가할수록 정서능력 점수가 유의한 수준으로 증가함을 확인시켜 주었다. 사후검정 결과는 표 3에 첨자로 표시되어 있다. 세 가지 하위척도 모두에서 반복적으로 확인되는 결과는 10대 미만에 비하여는 10대가, 10대에 비하여서는 20대가, 20대에 비하여서는 30대 40대가 정서능력점수에 있어서 유의한 상승을 보인다는 사실이었다.

그림 4에는 정서능력검사의 총점 상에서 나타난 연령대별 평균 수행점수가 제시되어 있다. 난이도별로 각기 산출된 정서능력검사의 모든 하위척도 상에서 연령이 증가할수록 점차적으로 정서능력의 평균점수가 향상된다는 사실이 반복적으

정서능력 총점

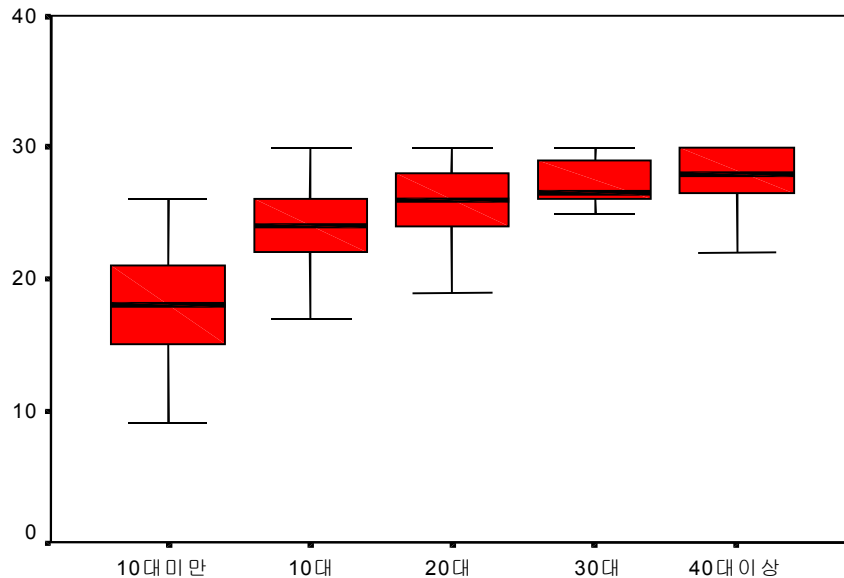


그림 4. 연령대 별 정서능력검사 총점

로 확인되었다. 사후검정에서 역시 이들 집단간 평균 수행점수들은 대부분 통계적 유의성을 기각하는 것으로 나타났다.

연령요인을 연속형 변수로 하여 회귀분석을 실시한 결과 정서능력검사의 총점은 연령변수에 의하여 약 29%의 변산이 설명되는 것으로 나타났다($F_{2, 316}=131.55, p<.001$). 연령에 대한 표준화된 회귀계수는 .54로서 통계적으로 유의한 설명력을 지니는 것으로 나타났다($t=44.17, p<.001$). 부가적으로 연령에 대한 이차함수 항이 포함되는 경우 회귀모형의 설명력은 43%에까지 증가하였는데, 14%에 해당하는 설명력은 통계적으로 유의한 증가분인 것으로 나타났다($F_{1, 315}=77.50, p<.001$). 두 개의 예측변수가 포함된 회귀모형의 경우 연령에 대한 표준화된 회귀계수는 1.88($t=11.78, p<.001$), 연령의 이차 함수 항에 대한 회귀계수는

-1.39($t=-8.70, p<.001$)인 것으로 나타났다. 이는 연령이 증가함에 따라 정서능력상의 증가분이 점차적으로 줄어든다는 사실을 암시한다. 현재 수집된 연령대별 자료에 있어서는 삼십대에 이르러 CBT 정서능력 점수가 정점에 이르는 것으로 보인다(그림 4).

CBT정서능력검사의 타당도 지표

정서 자극에 대한 민감한 지각력과 이해력이 개인의 정신적 건강을 결정하는 데에 어떤 유의한 영향력을 행사하는지를 확인하여 보기 위하여 정서특성검사 및 우울, 불안지표들과의 연관성이 탐색되었다.

우선 정서능력검사와 리커트식으로 측정된 정서특성검사 점수들간에 상관계수가 산출되었는데, 이때 상관계수들은 유치원생을 제외한 나머지 피

검자들의 자료로부터 산출되었으며 따라서 총 사례 수는 262명이었다.

자기보고식으로 측정되었던 정서특성검사의 총점과 비언어적 수행검사로서 측정되었던 정서능력검사 총점간에는 통계적으로 유의한 상호관련성이 존재하는 것으로 나타났다($r_{262}=.20$, $p<.001$). 이는 CBT정서능력검사 점수가 높았던 사람들이 자기보고식 정서특성검사에서도 더 건강한 정서경험을 한다고 보고하였음을 의미한다. 즉 스스로 정서경험에 문제가 없다고 느끼는 사람들이 정서능력 상에서도 더 우수한 수행을 보인다는 것이다.

표 4. 정서능력검사와 정서특성검사 간 상관

	정서 표현	정서 인식	정서 조절	정서 표정 찾기	표정 정서 분류	정서 맥락 이해
정서표현						
정서인식	.18**					
정서조절	.12	.25***				
정서적 표정 찾기	.10	.16*	.06			
정서별 표정 분류	.14*	.18**	.04	.22***		
정서적 맥락 이해	.14*	.15*	-.02	.25***	.33***	

정서특성검사의 하위척도들, 정서표현, 정서인식, 정서조절 점수와 정서능력검사의 하위척도들, 쉬운 문제 총점, 중간 난이도 총점, 어려운 문제 총점간 상관관계수는 표 4에 제시되어 있다. 하위척도간 상관 역시 정서능력 수행검사의 점수들과 자기보고식 검사점수들간에 유의한 관련성이 존재함을 확인시켜 주며 이는 현재 개발된 CBT정서능력검사의 타당도 증거가 적절한 수준임을 의미하기도 한다.

정서능력의 또 다른 타당도 준거치로 우울경향과 불안경향을 측정하였다. 이들 검사는 173명의 대학생들을 대상으로 하여서만 실시되었다. 이들 정신건강 준거치들과 정서능력검사 점수 상에는 부적 관련성이 있는 것으로 나타났다. 정서능력 검사점수는 우울경향과 $-.22(p<.01)$ 의 관련성을 지녔으며 특성불안과는 $-.21(p<.05)$ 의 관련성을 지녔다. 즉 현재 개발된 검사 상에서 정서능력이 우수할수록 정신병리 경향은 적다고 해석할 수 있었다. 표 5에는 정서능력검사의 하위척도별 점수들과 준거측정치들간의 상관관계수가 제시되어 있다.

표 5. 정서능력검사와 정신병리 점수 간 상관

	우울	불안
우울 불안		
정서적 표정 찾기	.77***	
정서별 표정 분류	.03	-.03
정서적 맥락 이해	-.17*	-.24**
	-.25**	-.17*

준거측정치 상에서 정서능력 검사 하위척도들의 예측력을 보다 더 자세히 관찰하기 위하여 개별 준거지표 상에서 사분위점을 기준으로 25백분위점과 75백분위점을 산출하였다. BDI 우울척도의 경우 현 연구에 포함되었던 대학생들 중 상위 25%의 응답자들은 각기 10점 이상과 3점 이하의 점수를 받은 것으로 나타났다. 기질불안 점수 상에서는 47점과 34점이 75백분위와 25백분위에 해당하는 점수들이었으므로 나타났다. 이들 기준을 토대로 편성된 개별 준거집단이 정서능력 상에 있어 유의한 차를 지니는지를 알아보기 위하여 t검정을 실시하였다.

우울경향이 높았던 41명의 대학생들(평균=24.78, 표준편차=3.06)은 우울경향이 낮았던 40명의 대학생들(평균=26.25, 표준편차=2.55)보다 정서능력 총점 상에서 유의하게 더 낮은 정서인식력 수행수준을 지니는 것으로 나타났다($t_{79}=2.34$, $p<.05$). 특히 이런 집단 간 차이는 정서적 맥락에 대한 이해 척도 상에서 더 두드러지는 것으로 나타났다($t_{79}=2.78$, $p<.01$). 우울경향이 높은 사람(평균=15.29, 표준편차=2.50)은 그렇지 않은 사람들(평균=16.55, 표준편차=1.41)에 비해 정서적인 자극의 맥락적 요소를 잘 이해하지 못하였다. 그림 5에는 우울점수 상의 준거집단 성원들의 평균 정서능력 총점이 도식화되어 있다.

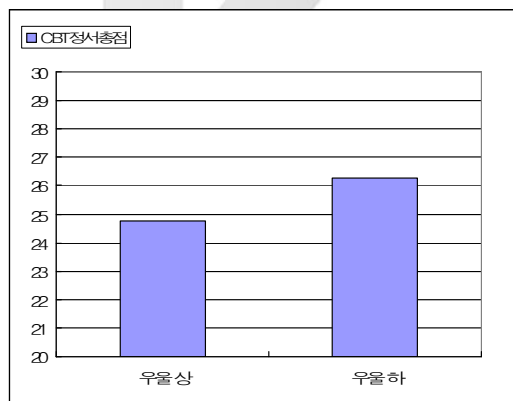


그림 5. 우울 상 하 집단의 정서능력검사 총점

불안경향을 준거변수로 하여 CBT 정서능력검사의 타당도를 확인하였다. 사분위점을 기준으로 불안이 높았던 41명의 대학생들(평균=24.73, 표준편차=2.39)은 불안이 낮았던 42명의 대학생들(평균=26.19, 표준편차=3.07)보다 정서능력 총점 상에서 유의하게 더 낮은 정서인식력 수행수준을 지니는 것으로 나타났다($t_{79}=2.41$, $p<.05$). 특히 이런

집단 간 차이는 정서별 표정분류 척도 상에서 더 두드러지는 것으로 나타났다($t_{79}=2.69$, $p<.01$). 불안경향이 높은 사람(평균=4.56, 표준편차=1.12)은 그렇지 않은 사람들(평균=5.12, 표준편차=.74)에 비해 표정에서 나타난 정서적인 요소를 잘 분류하지 못하였다. 그림 6에는 불안점수 상의 준거집단 성원들의 평균 정서능력 총점 도식화되어 있다.

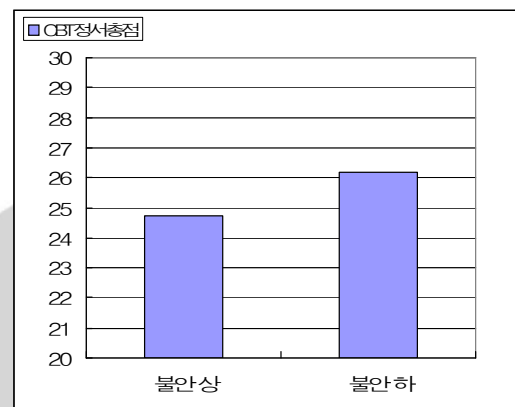


그림 6. 불안 상 하 집단의 정서능력검사 총점

논 의

현 연구의 결과는 우선 개인마다의 정서처리 특성이 능력의 개념으로서 측정이 가능하다는 사실을 확인시켜 준다. 예컨대 정서능력, 곧 정서적 지능이라는 개념이 전혀 근거 없는 개념이 아님을 확인시켜 주는 것이다. 자기보고식 리커트형 검사지가 아니더라도 개인간의 정서처리의 특성은 제한적이거나 현 연구에서 측정된 바와 같이 능력요인으로서 계량이 가능하며 이와 같은 수행검사 점수상의 개인차는 다시금 자기보고식 검사지에서도 일관된 결과를 산출하였다. 이런 발견은

능력요인으로서 정서처리 상의 개인차가 충분히 측정될 수 있음을 보여준다.

현재 측정된 정서자극에 대한 처리의 역량이 평생을 통하여 발달되는 결정화되는 지능의 요소 인지를 확인해보기 위하여 수집된 연령대별 자료에서는 예상대로의 결과가 발견되었다. 즉 연령이 증가할수록 정서적인 능력은 점차 향상되어 성인기 중기 정도가 되면 정점에 이르게 된다. 성인초기에서 보다 중기에서 정서적인 자극에 대한 민감성이 더 증가하는 이유는 결혼생활이나 사회생활을 통하여 개인이 경험하는 정서적인 유대가 더 다양해지기 때문이라 추정하여 볼 수 있다. 대학생 집단에서보다 교육대학원생 집단에서 CBT 정서능력검사의 수행평점이 유의하게 더 높았던 결과는 이런 추정을 가능하게 하여 준다.

그러나 이런 결론에 보다 확신을 갖기 위하여서는 현재 수집된 자료보다 훨씬 더 큰 표본을 대상으로 후속적인 연구가 수행되어야 할 것이다. 현재 검사에 참여하였던 삼십대 교육대학원생들은 일반 성인을 대표하는 집단이라고 보기 어렵다. 대부분 교사들이었기에 그들은 일반 성인들보다 대인관계에서 상대적으로 더 민감할 수 있으며 이런 개인적 경험이 이들의 정서자극에 대한 민감성을 그렇지 않은 일반인들에 비하여 더 향상시켰을 수 있다. 정서능력의 발달추세를 확인하기 위하여서는 보다 더 큰 표본이 필요하다. 또한 현 연구에서는 연령대별 패널집단을 대상으로 결과를 산출하였기에 출생시기별 사회문화적 특징이 결과에 혼입되었을 가능성이 있다. 연령대별 정서능력의 추세를 보다 명확히 조사하기 위하여서는 종단연구 등을 후속적으로 계획할 수 있을 것이다.

학업적 지능과 정서능력이 개별적인 지능요인일 수 있을 것이라는 가정은 10대 이전의 피검자들을 대상으로 하여서 부분적으로 확인되었다. MAT라는 비언어적 지능검사는 현재 사용된 비언어적 정서능력검사와 유의한 상관성을 지니지 않는 것으로 나타났다. 이는 일반지능이론보다는 개별지능이론의 입장을 부분적으로 지지해주는 결과이다. 그러나 상관계수를 산출한 표본이 매우 작았고, 성인을 조사대상으로 포함시키지 못하였다는 점, 그리고 언어성 검사를 실시하지 않은 점 등은 추후 연구를 통하여 보완되어야 할 것이다.

본 연구에서 사용되었던 정서능력검사는 개인의 정서처리의 특성이 능력요인으로서 충분히 간주될 수 있으며 수행검사를 통하여 측정이 가능하다는 것을 확인시켜 주었다. 물론 검사가 측정하는 정서경험의 부분들은 애초에 정서지능이론가들이 정서지능의 하위개념들로 제시하였던 모든 영역들을 다 섭렵하고 있지는 못하다. 정서자극에 대한 민감성, 그리고 정서적 상황해석 능력 등에 국한하여 검사의 문항들이 제작되었기에 정서를 표현함에 있어서의 개인차나, 정서의 조절력에 있어서의 개인차를 직접적으로 측정하지는 못하였다. 그러나 이런 측면 역시 현재 확인된 결과를 근거로 볼 때 정서능력의 하위요인으로서 계량이 가능할 수도 있을 것이라는 희망을 가지게 한다. 다양한 가상적인 과제를 개발하여 정서적인 촉발상황에 놓인 개인이 어떤 표현행동이나 조절행동을 하는지를 객관화된 행동지표로 측정할 수 있을 것이다. 이것이 정서의 표현 및 조절측면에 대한 계량화 방안이 될 수 있다.

연구 2에서는 정서능력 검사의 타당화 자료의 수집에 보다 더 집중하였다. 정서의 이론가들

(Izard, 1992; Lang, 1984)은 정서의 경험은 신경학적 반응 뿐 아니라 주관적 경험, 그리고 인지적인 명명화의 과정과 동반된다고 하였다. 이렇게 보자면 CBT 정서능력검사가 측정하는 정서적 역량 역시 정서명명화 과정과 관련이 있을 것인데, 연구 2에서는 이 같은 관련성을 확인하고자 하였다. 즉 자신의 정서상태를 잘 명명할 수 있는 사람이 타인의 표정을 인식하거나 변별하고 정서맥락을 이해할 때에도 더 효과적일 수 있는가 하는 것이다.

나아가 연구 2에서는 보다 더 많은 주거층정체치를 수집할 예정인데, 지금까지 정서연구 분야에서는 대부분 개인의 정서적 역량이 정신적인 부적응과 관련이 있는지만 탐색되어 왔다. 그러나 최근에 이르러서는 행복이나 주관적 안녕 등 보다 긍정적인 측면이 어떤 적응기제를 통하여 이루어지는지에 주의를 기울이려는 움직임이 있다. 긍정심리학(Seligman & Csikszentmihalyi, 2000)이라고 불리는 이와 같은 연구의 흐름에 따라 이번에는 개인의 부적응적 측면과 적응적 측면이 정서능력에 의해 어떻게 차별적으로 설명이 되는지를 탐색하고자 하였다.

연구 2

연구 1의 결과 CBT 정서능력검사가 측정하고 있는 정서적인 역량은 삼사십대에 정점을 이루는 것으로 보인다. 따라서 연구 2에서는 삼사십대 직장인들을 대상으로 하여서 정신건강과 정서능력간에 어떤 관련성이 있는지 조사하였다. 앞에서 언급했듯이 정신건강의 지표로서 본 연구에서는 정신병리 경향과 같은 부적응적 측면과 함께 개

인의 행복감 자료를 수집함으로써 정서능력이 행복감 경험에 어떤 연관성을 지닐지도 탐색하였다. 동시에 직장인들의 정신건강 지표와 관련한 관련성이 있다고 확인된 정서인식력 검사(Mood Awareness Scale)도 함께 측정하였다. 이때 정서인식력 검사는 정서에 대한 주의와 명명화 정도를 측정하는데, Swinkels와 Guiliano(1995)는 정서경험에 주의를 많이 기울이지만 명확하게 규명하지 못하는 사람들이 우울증과 같은 정신적인 문제를 더 많이 안고 있다고 주장한 바 있다. 따라서 본 연구에서는 CBT 검사에서 정서 자극에 민감하고 명명화도 잘 하는 사람들이 가장 정신건강이 좋을 것이라 예측하였다.

연구방법

피험자

K대학교 행정대학원과 교육대학원에 등록한 139명의 대학원생들이 연구에 참여하였다. 이들 중 2명은 CBT 정서능력검사를 수행하지 못하였기에 이들의 자료는 제외하였다. 분석에 포함되었던 사람들의 직업은 교사 61명(43.9%), 노동부 산하 공무원 23명(16.5%), 교정공무원 13명(9.4%), 일반기업체 근무자가 27명(19.4%)이었다. 본인의 직업에 대해 응답하지 않은 사람은 13명(9.4%)이 있었다. 남자는 60명(43.2%), 여자는 79명(56.8%)이 포함되어 있었고 이들의 평균 연령은 32.53세(표준편차 = 2.51세)였다.

측정도구

CBT정서능력검사. 연구 1과 동일하다.

정서인식력검사. 1995년 Swinkels와 Guiliano

가 개발하고 이수정과 이훈구(1997)가 변안한 Mood Awareness Scale(MAS)을 사용하였다. 이 척도는 두 가지 하위요인을 측정하는데, 정서에 대한 주의와 정서명명화에 있어 개인차를 측정한다. 이들 하위 척도들의 내적합치도는 각기 .88, .77이었고 4주를 시간간격으로 하여 확인된 재검 사신뢰도는 .94, .76이었다. 각각의 하위척도는 각 기 5문항씩으로 이루어져 있었으며 반응양식은 5 점 Likert 척도로 구성되어 있었다. 따라서 점수의 총 범위는 10점에서 50점까지였다. 본 연구에서 산출된 하위척도간 상관은 $-.08(ns)$ 이었기에 두 척도로부터의 점수는 독립된 별개의 요인이라 가정하였다.

준거행동측정치, 우울경향과 불안경향을 측정 하기 위하여 사용되었던 측정도구들은 연구 1과 동일하다. 실험참가자들의 긍정적인 정신건강 지 표를 측정하기 위해서는 Hills와 Argle(2002)이 개 발한 행복질문지(Oxford Happiness Scale)를 사용 하였다. 이 척도는 6점 척도로 구성된 29개 문항 들로 구성되어 있었다. 이 척도는 하나의 하위요 인으로 구성된 바 있으며 내적 합치도는 .90, 7주 를 간격으로 하였을 때 재검사신뢰도는 .78, 공인 타당도는 .43인 것으로 확인된 바 있다(Argyle, Martin, & Crossland, 1989). 본 연구를 위하여서 는 문항분석 결과 문항과 총점 간 상관계수가 부 적 관련성을 보인 19번 문항을 제외하고 총 28개 문항(최요원, 2002)으로부터의 총점을 행복점수로 사용하였다.

연구절차

피험자들이 CBT 정서능력검사를 수행하기 전

과 후에 지필검사 자료들을 수집하였다. 네 개의 검사로 구성되었던 지필검사를 수행하는 데에는 약 30분이 소요되었으며 CBT 정서능력검사를 수 행하는 데에는 20분 정도가 소요되었다. CBT 정 서능력검사의 수행절차는 연구 1과 동일하다.

연구결과

우선 각 측정치들의 기술통계치를 알아 본 결 과 정서주의의 평균은 17.12(3.37) 정서명명의 평 균은 17.32(3.55) 우울증 평균은 7.35(5.47) 기질불 안 평균은 41.81(10.20) 행복감 평균은 116.00 (17.62) CBT 정서능력검사 총점의 평균은 26.76 (2.66)인 것으로 나타났다. CBT 정서능력검사의 세 개 하위척도들의 평균은 표정찾기 척도가 5.23(1.29), 표정변별 척도가 5.56(.91), 정서맥락에 대한 이해가 16.01(1.84)인 것으로 나타났다.

예측변수들과 준거측정치들간 상관

각각의 측정치들간 상관정도는 표 6에 제시 되어 있다. 우선 CBT검사 총점과 정서에 대한 명 명화는 $.37(p<.001)$ 의 상관을 지니는 것으로 나타 났다. 따라서 정서적 자극이나 맥락의 이해력을 측정하는 CBT 정서능력검사는 적절한 수준의 공 인타당도를 지니는 것으로 보인다. 그러나 정서인 식의 또 하나의 요인이었던 정서에 대한 주의 정 도와는 유의한 관련성을 지니지 않았다.

정신건강의 준거지표로서 포함되었던 우울경 향, 불안경향과는 연구 1의 결과와 동질적인 관련 성을 보였는데, 모두 유의한 부적 상관을 지니는 것으로 나타났다. 정서능력검사 총점과 우울간에는 $-.27(p<.01)$, 불안과는 $-.30(p<.001)$ 의 관련성이

확인되었다. 연구 2에서 준거지표로서 추가로 포함되었던 행복감과는 CBT 총점 .33($p<.001$), 표정 정서 분류 .23($p<.01$), 정서맥락 이해 .33 ($p<.001$)의 상당히 높은 유관성을 보였는데, 이는 정서적 자극을 민감하게 잘 파악하는 사람이 행복감의 경험에도 더 유능할 수 있음을 시사하는 결과이다.

표 6. 정서능력검사와 나머지 척도들간 상관

	정서표정 찾기	표정정서 분류	정서맥락 이해	총점
정서주의	-.21*	-.09	-.04	-.16
정서명명화	.21*	.19*	.31***	.38***
우울	-.07	-.21*	-.38***	-.38***
불안	-.14	-.33***	-.36***	-.44***
행복	.16	.26**	.40***	.45***

정서인식력의 하위요인이었던 정서에 대한 주의와 명명화 정도는 이전 연구(변지은, 유재호, 이수정, 이훈구, 1997)에서처럼 삼사십대 직장인들의 정신건강 지표를 설명함에 있어 일관된 관련성을 보였는데, 정서에 대한 주의경향은 기질불안과 유의한 상관을 지니는 것으로 나타났다($r_{137}=.18$, $p<.05$). 자신의 상태에 무분별하게 주의를 많이 기울이는 사람들이 그렇지 않은 사람들보다 더 높은 불안감을 호소한다고 해석할 수 있을 것이다. 반면 정서경험에 대한 명명화 정도는 정신병리적 지표와는 부적 상관을, 긍정적 경험과는 정적 상관을 지니는 것으로 나타났다. 우울과 명명화는 $-.38(p<.001)$, 불안과 명명화는 $-.40(p<.001)$, 행복과 명명화는 $.48(p<.001)$ 의 상관을 지녔다. 즉 자신의 정서상태에 대해 명료한 사람일수록 더 바람직한 정신건강 상태를 지닐 것이라 해석할 수 있다. 특히 정서능력검사의 하위척

도들 중에서도 정서유발 상황의 맥락적 이해가 우수한 사람들이 우울감도 덜 느끼고($r_{137}=-.30$, $p<.001$) 불안감도 덜 느끼며($r_{137}=-.28$, $p<.001$) 더 행복한 것으로 나타났다($r_{137}=.33$, $p<.001$). 정서변별능력이 우수하였던 사람 역시 우울감($r_{137}=-.18$, $p<.05$)이나 불안감($r_{137}=-.27$, $p<.001$)을 덜 느끼며 행복감의 경험($r_{137}=.23$, $p<.01$)은 더 많이 하는 것으로 나타났다. 반면 정서적 표정자극을 찾아내는 과제는 그 어떤 정신건강 지표와도 유의한 상관을 지니지 못하는 것으로 나타났다.

CBT 정서능력검사의 상대적 설명력

다음으로 정신건강 지표에 대한 CBT 정서능력검사의 하위척도들과 Likert식 정서인식력 검사 점수들의 상대적인 예측력을 알아보기 위하여 세 차례에 걸친 회귀분석을 실시하였다.

표 7에는 우선 우울경향을 설명함에 있어 MAS의 하위척도들과 정서능력검사의 하위척도들간 비교 결과가 제시되어 있다. stepwise 방식이 적용된 회귀분석 결과 정서인식력 검사의 정서명명화 점수는 우울경향을 가장 많이 예측하여주었고($\beta=-.31$, $t=-3.81$, $p<.001$), CBT 검사 중 세 번째 척도였던 정서맥락에 대한 이해 정도도 개인의 우울경향을 유의하게 예측하여 주는 것으로 나타났다($\beta=-.21$, $t=-2.58$, $p<.01$). 이 두 변수가 포함되었던 모형의 전체 설명력은 약 18%였다($F_{1,134}=14.84$, $p<.001$). CBT 정서능력검사의 나머지 두 척도와 정서에 대한 주의 정도는 개인의 우울감을 유의하게 설명하여 주는 예측치들은 못 되는 것으로 나타났다.

표 7. 정서관련 특성의 우울경향에 대한 예측력

	B	β	t	R ²
정서명명	-.47	-.31	-3.81***	.14
맥락이해	-.63	-.21	-2.58**	.18

다음으로 기질불안에 대한 예측력을 조사하기 위하여 또 한 번의 stepwise식 회귀분석을 실시하였다. 결과는 표 8에 제시되어 있다. 정서인식력 하위척도들과 정신건강 지표의 상관분석 상에서는 정서에 대한 주의와 명명화 정도가 모두 불안 정도와 통계적 유관성을 지니는 것으로 나타났으나 회귀분석 결과에서는 예측치들 중 정서 명명화만이 불안 경향을 잘 예측하여 주는 것으로 나타났다. 이는 회귀분석에서는 예측변수들간의 공변량이 통제되기 때문일 것인 바, 자신의 정서상태에 명확한 사람들이 불안감을 덜 경험하였다($\beta = -.36, t = -4.68, p < .001$). CBT 정서능력검사 중에서는 정서자극의 변별력($\beta = -.22, t = -2.77, p < .01$)이 불안 경향을 예측함에 있어 유의한 것으로 나타났다. 이들 두 변수를 예측변수로 한 회귀모형의 설명력은 약 20%였다($F_{1,135} = 17.22, p < .001$).

표 8. 정서관련 특성의 불안경향에 대한 예측력

	B	β	t	R ²
정서명명	-.96	-.36	-4.68***	.16
정서변별	-2.27	-.22	-2.77**	.20

행복경험을 준거측정치로 하여 같은 방법으로 수행된 회귀분석 결과 삼사십대 직장인들의 행복감 경험은 정서의 명명화($\beta = .42, t = 5.39, p < .001$)에 의해 정서적 맥락의 이해 정도($\beta = .20, t = 2.64, p < .01$)에 따라 유의하게 예측될 수 있는 것으로 나타났다. 이들 두 개의 예측변수를 포함한 회귀

모형의 설명력은 약 26%였다($F_{1,134} = 24.31, p < .001$).

표 9. 정서관련 특성의 행복경험에 대한 예측력

	B	β	t	R ²
정서명명	2.07	.42	5.39***	.23
정서맥락 이해	1.95	.20	2.64**	.27

정신건강지표를 설명함에 있어서 정서관련 특성들간의 인과관계

연구 1과 연구 2는 정서적 자극에 대한 민감한 인식력과 이해력이 개인의 정신건강에 중요할 수 있음을 반복적으로 확인시켜준다. 정서적인 상황을 적절히 이해하여 정신건강을 유지함에 있어 정서의 명명화 과정이 중재적인 영향력을 행사하는지를 알아보기 위하여 이번에는 인과모형분석을 실시하였다.

그림 7에는 변수들간의 상관분석을 통하여 설정된 이론모형이 제시되어 있다. 일단 이론적인 모형에서는 개인의 정서자극에 대한 이해는 정서에 대한 기질적인 주의 정도와 명명화 능력에 의거하여 궁극적으로 정신건강 준거치에 영향을 미칠 것이라 가정하였다(그림 7). 모형 1의 상대적 우수성을 확인하여 보기 위해 비교되었던 모형2는 MAS 대신 CBT 정서능력검사를 중재변수로 두었던 두 번째 모형(그림 8)과 이들 둘간의 인과관계를 설정하지 않고 두 내생변수의 상호관련성만을 가정하였던 세 번째 모형이었다.

AMOS 4.0판을 이용하여 분석한 결과, MAS로 측정된 정서인식력을 CBT와 정신건강간의 중재요인으로 한 모형($\chi^2_{18} = 69.50, GFI = .992, NFI = .991, RFI = .983, IFI = .994, TLI = .987, CFI = .994, RMSEA = .099$)이나 CBT 정서능력 점수

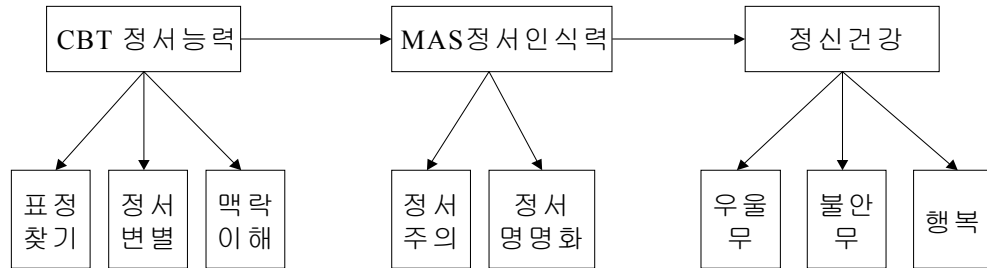


그림 7. MAS 정서인식력을 중재변수로 한 인과모형 1

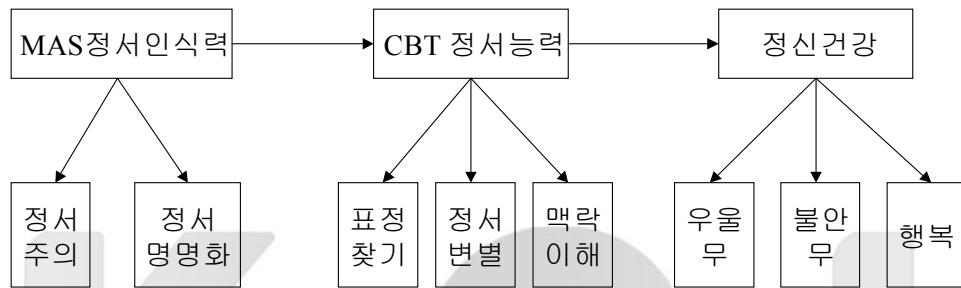


그림 8. CBT 정서능력검사를 중재변수로 한 인과모형 2

를 중재요인으로 한 모형($\chi^2_{18}=71.75$, GFI= .992, CFI=.993, RMSEA=.101)은 모두 삼사십대 직장인
들의 정신건강을 설명함에 있어 적합도 수치상에

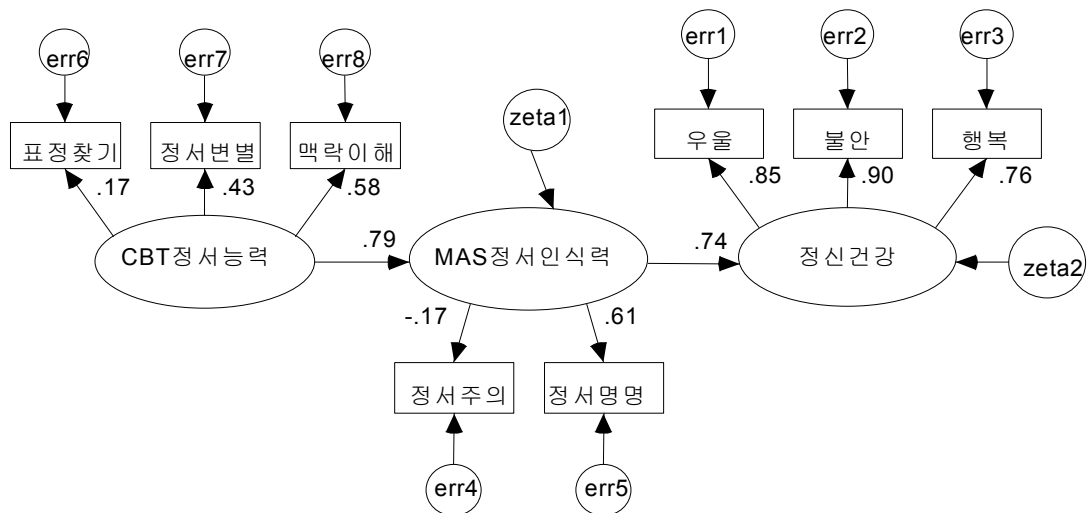


그림 9. 최종적인 인과모형

서 매우 우수한 것으로 나타났다. 두 모형의 적합도 지수들은 모두 우수하였으나 MAS 정서능력검사를 중재요인으로 둔 모형이 모든 적합도 지수 상에서 조금 더 우수한 것으로 나타났다.

부가적으로 CBT 정서능력검사와 정서인식력 검사 중 하나가 다른 하나에 인과적 영향을 지니기보다는 각각을 개별적인 독립변수로 취급하는 것이 오히려 더 적합한지 하는 의문을 확인하여 보기 위하여 두 내생변수들간에 상호상관을 가정하고 CBT와 MAS가 직접 정신건강에 인과적 영향을 주도록 설계하여 다시 인과모형분석을 실시하였다. 결과는 χ^2_{18} 값이 높아져서 165.72가 되었고 GFI는 .980, NFI는 .980, RFI는 .959, IFI는 .982, TLI는 .964, CFI는 .982, RMSEA는 .169로 증가하였다. 따라서 모든 적합도 지수가 더 나뉘었던 이 모형보다는 모형 1과 모형 2 중 하나를 채택하는 것이 이 표본자료에는 더 적합하다고 결론지었다.

표 10. 인과모형 1의 각 경로에 대한 표준화된 경로계수

		계수	C.R.
MAS 정서인식력	← CBT 정서능력	.78	2.04*
정신건강	← MAS 정서인식력	.74	5.33***
표정찾기	← CBT 정서능력	.17	
정서변별	← CBT 정서능력	.44	2.07*
맥락이해	← CBT 정서능력	.58	2.11*
정서명명	← MAS 정서인식력	.61	
정서주의	← MAS 정서인식력	-.17	-2.21*
우울(r)	← 정신건강	.86	
불안(r)	← 정신건강	.90	17.03***
행복	← 정신건강	.76	14.37***

표 10에는 MAS 검사점수를 중재요인으로 한 인과모형의 통계치가 요약되어 있다. 각 경로의 계수로는 표준화된 회귀계수를 제시하였다. 예상했던 대로 CBT 정서능력검사에서의 수행정도는 정서명명과정³⁾에 의해 중재되어 최종적으로 정신건강에 유의한 영향력을 행사하는 것으로 나타났다. 표 11에는 모형 2의 각 경로에 대한 표준화된 회귀계수가 제시되어 있다. 물론 적합도 지수 상에서는 모형 1과 모형 2가 모두 우수한 수리적 특성을 지니는 것이 확인되었다. 그러나 경로계수를 살펴 본 결과 MAS로 측정되었던 정서의 명명화 능력은 CBT의 수행에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다(C.R.=1.26, n.s.). 따라서 모형 2보다는 모형 1이 예언대로의 훨씬 그럴듯한 인과적 관련성을 상정하는데, 즉 CBT로 측정하는 정서과제의 수행에 정서의 명명화 과정이 개입되어 궁극적으로는 직장인들의 정신건강에 영향을 미치게 된다고 해석할 수 있겠다. 정서자극에 대한 민감한 이해력은 정서의 명명 정도에 따라 유의한 영향을 받을 수 있다.

표 11. 인과모형 2의 각 경로에 대한 표준화된 경로계수

		계수	C.R.
CBT 정서능력	← MAS 정서인식력	1.26	1.26
정신건강	← CBT 정서능력	.70	2.64**
우울(r)	← 정신건강	.85	
불안(r)	← 정신건강	.90	17.02***
행복	← 정신건강	.75	14.33***
정서주의	← MAS 정서인식력	-.15	-2.34**
정서명명	← MAS 정서인식력	.49	
정서변별	← CBT 정서능력	.37	2.45*
표정찾기	← CBT 정서능력	.20	
맥락이해	← CBT 정서능력	.49	2.59**

3) MAS 정서인식력은 정서주의(-.17)보다는 정서명명(.61) 정도에 의해 더 많이 좌우되었다.

논 의

삼사십대 직장인들을 대상으로 하였던 연구 2에서는 정서능력검사의 타당도 지표들이 비교적 더 향상된 것을 발견할 수 있었다. 이는 연구 1과 연구 2에서의 준거측정치들의 분산을 비교하여 보면 그 이유를 알 수 있는데, 대학생들에 비하여 직무로 인한 스트레스가 더 많은 직장인들을 대상으로 하였을 때는, 정신건강 지표 상의 개인간 차이가 정서능력에 의해 더 많이 설명되어짐을 의미한다. 특히 정서적인 맥락을 이해하는 능력은 직장인들의 건전한 정신건강 유지에 더 변별력 있는 예측치가 되는 것 같다. 주변의 인간관계에서 발생하는 여러 가지 정서적인 촉발사건에 대하여 더 우수한 이해력을 지니고 있다는 사실은 본인의 정신건강을 유지하는 데에 도움이 되며 만일 자신의 상태에 대해서도 보다 명료하다면 정신건강의 유지에 보다 더 유리할 수 있을 것이다.

CBT 정서능력검사 점수와 정서명명화간의 인과적 관련성은 정서자극을 판단함에 있어 인지적인 명료화과정이 개입될 가능성을 시사하여 준다. 이는 정서의 경험과정에 있어서 상황에 대한 명료화 능력이 우수한 개인들이 더 적응적이라는 점도 추정하게 하는데, 이를 보다 넓게 해석하자면 개인의 언어적 명료화 능력이 정서처리를 더 효율적으로 만들 수 있을 것이라고도 볼 수 있는 것이다. 만일 정서적 명료화과정이 언어 인식력과 무관하지 않다고 한다면, 애초에 본 연구에서 가정하였던 일반지능요인과 현재 측정된 정서의 능력이 과연 연구 1의 결과에서처럼 완전히 무관할 수 있을 것인가를 다시 의심하게 한다. 즉 연구 1

에서 발견하였던 논리적 추리력과 정서능력간의 무관성은 언어능력과 정서능력간의 관계에서도 과연 재검될 수 있을 것인가? 정서의 명명과정은 개인의 언어능력과 전혀 무관할 수는 없을 것이기에 정서적 상황에 대한 파악 단계에 언어능력이 개입될 가능성을 배제하기 힘들다. 그러나 정서명명화 과정과 언어능력간의 관련성에 관하여서는 본 연구자가 아는 한 자료가 별로 축적된 적이 없다. 따라서 개인의 언어능력을 확인하지 못한 현 단계에서는 이 부분에 대한 의문점을 여전히 해결하지 못한 채 남겨둘 수밖에 없다. 따라서 후속연구에서는 정서 명명화처럼 정서경험에 있어 개입될 수도 있는 인지적인 판단과정이 언어지능과는 어떤 연관성을 지니게 되어 궁극적으로 정서적 적응력에 어떻게 영향을 줄 것인가가 확인하여야 할 것이다. 개인의 언어능력과 정서명명화 능력과의 관계, 그리고 정서 명명화 능력과 CBT로 측정하는 정서적 민감성간의 관계가 다 해명될 수 있을 때만이 현재 측정된 개인간 정서능력의 차이가 일반지능으로부터 진정 자유로울 수 있을 것인가가 확인될 수 있을 것이다.

종합논의

본 연구에서는 개인의 정서적인 민감도 및 이해력이 일반지능의 주요 요소인 논리적 추리력과 어떤 관련성을 보이는지, 이 능력의 발달추세는 결정화된 지능의 형태를 지니는지, 나아가 각종 준거측정치들과는 예상대로의 관련성을 지니는지가 광범위하게 탐색되었다. 결과는 사전 예상을 부분적으로 지지해주었다. 기존의 언어성 지필 검사로는 측정이 되지 않았던 능력요인으로서의

정서자극에 대한 민감한 이해력은 각종 정신건강 준거치들을 유의한 수준으로 설명·예측하여 주었다. 그러나 이 같은 정서능력 상의 개인차가 전통적인 일반 지능요인과 과연 완전히 변별이 가능한 또 다른 능력요인이지에 대하여서는 본 연구만으로는 확실한 답을 얻기 힘들다. MAT 지능요인과 CBT 하위척도간 상관계수를 제시한 표 2의 결과는 현재 개발된 정서적 문제해결 과제도 그림으로 구성되어 있었기에 형태재인 능력과 원천적으로 무관할 수 없음을 보여준다. 그러나 공간지각력이나 추론능력의 경우에는 현재 측정된 정서능력과 상관 정도가 매우 낮은 것으로 확인되었다. 유동적 지능의 전형적인 예인 공간지각력과 추론능력이 CBT와는 무관하다는 사실은 연령대별 정서능력의 추세에서도 확인되는데, 일반적으로 14에서 16세에 정점에 도달하는(Horn & Donaldson, 1980) 공간지각력과 추리력에 비해 현재 CBT로 측정된 정서능력은 삼사십대 또는 그 이후에 최고조에 도달하는 것으로 나타났다. 물론 출생동시집단으로 인한 효과를 현재 수집된 표본 자료에서는 원천적으로 통제하지 못하였기에 이런 결론에 대해 완전히 확신할 순 없지만 20대 이후에도 개인의 정서적 대처능력은, 대인관계의 확장을 통하여 계속 배양될 수 있다는 사실은 상당히 설득력 있어 보인다.

이 같은 긍정적인 결과들에도 불구하고 현재 개발된 CBT 정서검사가 일반 성인들을 대상으로 활용되기 위해서는 비교적 준거관련 타당도들이 모두 우수하다고 확인된 세 번째 척도를 확장·개편하여야 할 것이다. 정서적 표정을 무표정한 얼굴사진들에서 찾아내는 과제들로 구성되었던 첫 번째 척도는 건강한 정상 성인들에게 있어서

는 정서능력 예측치로서 적절한 수준의 변별력을 확보하지 못한다. 물론 아동이나 정신병리 집단(이수정, 2001)에 대해서는 어느 정도 활용가능성이 있겠으나 조직장면에서 성인들에게 이 검사를 실시하기 위하여서는 각 문항이 적절한 수준의 난이도를 확보하여야 하는 것이다. 따라서 난이도 수준에서 보다 우수한 정서적 상황에 대한 이해력 과제를 다양하게 제작한다면 검사의 변별력은 향상될 것이다. 이런 문제들이 해결되어야만 현재 개발된 것과 같은 비언어성 정서능력검사가 정서 경험에서의 개인차를 객관적으로 측정할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김명소(1998). 신입사원 선발용 실용적 지능검사의 변별타당도. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 11(1), 97-112.
- 김정택(1978). 특성 불안과 사회성과의 관계. 고려대학교 석사학위 청구논문.
- 변지은, 유재호, 이수정, 이훈구(1997). 개인의 윤리적 가치관과 조직 중심적 경향이 관료 부패에 대한 용인도에 미치는 영향, 한국심리학회지: 사회문제, 3(1), 107-122.
- 이수정(2001). 문제해결과제를 이용한 정서인식력 검사의 개발. 한국심리학회: 사회 및 성격, 15(3), 65-86.
- 이수정, 이훈구(1997). Trait Meta-Mood Scale의 타당화에 관한 연구: 정서지능의 하위요인에 대한 탐색. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 11(1), 95-116.

- 이순목, 송영숙(2002). 목시지의 측정: 연수원 조직에서의 사례. '2002 한국 산업 및 조직심리학회 춘계학술대회 발표논문집, 81-90.
- 이영호 · 송중용(1993). BDI, SDS, MMPI-D 척도의 신뢰도 및 타당도에 대한 연구. 한국심리학회지: 임상, 10(1), 98-113.
- 최요원(2002). 정서주의 및 명명화과정이 행복경험에 미치는 영향. 연세대학교 석사학위 청구논문.
- Argyle, M., Martin, M., & Crossland, J. (1989). Happiness as a function of personality and social encounters. In J. P. Forgas, & J. M. Innes (Eds), *Recent advances in social psychology: An international perspective* (pp. 189-203). Amsterdam: North Holland, Elsevier Science.
- Brody, N. (1992). *Intelligence*. New York: Academic Press.
- Bar-On, R. (2000). Emotional and social intelligence: Insights from the emotional quotient inventory (EQ-i). In R. Bar-On & J. D. A. Parker (Eds.), *Handbook of emotional intelligence* (pp. 363-388). San Francisco: Jossey-Bass.
- Beck, A. T. (1967). *Depression: Causes and Treatment*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press.
- Cantor, N. & Kihlstrom, J. F. (1987). *Personality and social intelligence*. Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall.
- Carroll, J. B. (1993). *Human cognitive abilities: A survey of factor-analytic studies*. New York: Cambridge University Press.
- Cattell, R. B. (1971). *Abilities: Their structure, growth, and measurement*. Boston: Houghton Mifflin.
- Cronbach, L. J. (1960). *Essentials of psychological testing* (2nd ed.). Boston: Houghton Mifflin.
- Gardner, (1983). *Frames of mind: The theory of multiple intelligences*. New York: Basic Books.
- Goleman, D. (1995). *Emotional Intelligence*. New York: Bantam Books.
- Guilford, J. P. (1959). *Personality*. New York: McGraw-Hill.
- Guttman, L. (1965a). A faceted definition of intelligence. In R. Eiferman (Ed.), *Studies In psychology. Scripta Hierosolymitana* [Jerusalem Scripts in Greek] (Vol. 14, pp. 166-181), Jerusalem: Magnes Press.
- Guttman, L. (1965b). The structure of interrelations among intelligence tests. In *Proceedings of the 1964 Invitational Conference on Testing Problems* (pp. 53-65). Princeton, New Jersey: Educational Testing Service.
- Hills, P., & Argle, M. (2002). The Oxford Happiness Questionnaire: A compact scale for the measurement of psychological well-being. *Personality and Individual Differences*, 29(1),

- 523-535.
- Horn, J. L. (1988). Thinking about human abilities. In J. R. Nesselroade & R. B. Cattell (Eds.), *Handbook of multivariate experimental psychology* (2nd ed., pp. 645-685). New York: Plenum.
- Horn, J. L., & Cattell, R. B. (1966). Refinement and the test of the theory of fluid and crystallized intelligence. *Journal of Educational Psychology*, 57, 253-270.
- Horn, J. L. & Donaldson, G. (1980). Cognitive development in adulthood. In O. G. Brim, Jr., & J. Kagan (Eds.), *Constancy and change in human development*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Horn, J. L., & Noll, J. (1994). System for understanding cognitive capabilities: A theory and the evidence on which it is based. In D. K. Detterman (Ed.), *Current topic in human intelligence: Volume IV* (pp. 151-203). New York: Springer-Verlag.
- Izard, C. E. (1992). Basic emotions, relations among emotions, and emotion-cognition relations. *Psychological Review*, 99, 561-565.
- Kihlstrom, J. F., & Cantor, N. (2000). Social intelligence. In R. J. Sternberg (Ed.), *Handbook of intelligence* (2nd ed.). New York: Cambridge University Press.
- Lang, P. J. (1984). Cognition in emotion: concept and action. In: Izard, C., Kagan, J., & Rajone, R., (eds), *Emotion, cognition, and behavior*. New York: Cambridge University Press, pp.192-226.
- Mayer, J. D., & Geher, G. (1996). Emotional intelligence and the identification of emotion. *Intelligence*, 22, 89-113.
- Mayer, J. D., Caruso, D., & Salovey, P. (1999). Emotional intelligence meets traditional standards for an intelligence. *Intelligence*, 27, 267-298.
- MacClelland, D. C. (1973). Testing for competence rather than for "Intelligence." *American Psychologist*, 28, 1-14.
- Naglieri, J. A. (1985). *Examiner's Manual for Matrix Analogies Test*. The Psychological Corporation: Harcourt Brace & Company.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2nd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Roberts, R. D., Zeider, M., & Matthews, G. (2001). Does emotional intelligence meet traditional standards for an intelligence? Some new data and conclusions. *Emotion*, 1(3), 196-231.
- Salovey, P., & Mayer, J. D. (1990). Emotional intelligence. *Imagination, Cognition, and Personality*, 9, 185-211.
- Salovey, P., & Mayer, J. D. (1997). What is emotional intelligence? In P. Salovey, & D. Sluyter (Eds.), *Emotional development and emotional intelligence*.

- Implications for educators* (pp. 105-153). New York: Basic Books.
- 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. Pannebaker (Ed.), *Emotion, disclosure and health* (pp. 125-154). Washington, DC: American Psychological Association.
- Seligman, M. E. P., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, 55, 5-14.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1970). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Pal Alto, CA: Consulting Psychologist Press.
- Sternberg, R. J. (1985). *Beyond IQ: A triarchic theory of human intelligence*. New York: Cambridge University Press.
- Sternberg, R. J. (2000). *Handbook of intelligence*. New York: Cambridge University Press.
- Thorndike, E. L. (1920). Intelligence and its use. *Harper Magazine*, 140, 227-235.
- Wagner, B. M. (2002). *Practical Intelligence: Applying practical intelligence to employment and training*. Unpublished manuscript.
- Zeider, M., & Feitelson, D. (1989). Probing the validity of intelligence tests for preschool children: A smallest space analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 7, 175-193.

원고 접수: 2003년 2월 14일
수정원고 접수: 2003년 3월 31일
게재 결정: 2003년 4월 7일

Assessment of Emotion as a Capability Factor

Soo-Jung Lee

Hae-jung Hwang

Dept. of Psychology, Kyonggi University Dept. of Education, Kyonggi University

This study collected validity indices related to a CBT of emotional capability. In study 1, in a sample of preschoolers, emotional capability was found not to have significant relations to most of the G elements. Comparison of different age groups presented that emotional capability measured by a CBT might have the characteristics of crystallized intelligence. Test scores augmented according to age increase and it reached to the peak at the middle of adulthood. Specifically, a quadratic relationship was found between age and emotional capability. Criterion validity indices gathered in Study 1 and 2 showed that a computer-based emotional capability tests should have a proper level of validity to predict respondents' mental health and good evidences of convergent validity with measurement tools of emotion.

Keywords: emotional capability, crystallized intelligence, depression, anxiety