

한국판 5요인 마음챙김 척도의 타당화 연구

원 두 리[†] 김 교 현
충남대학교 심리학과

본 연구는 Baer, Smith, Hopkins, Krietemeyer, 그리고 Toney(2006)의 5요인 마음챙김 질문지(Five Facet Mindfulness Questionnaire: FFMQ)를 번안하여 척도의 심리측정적 속성에 대해 검토해보았다. 대학생과 일반 성인을 대상으로 척도의 신뢰도와 타당도를 검증한 결과 탐색적 요인 분석에서는 Baer 등(2006)의 결과와 유사하게 비자동성(nonreactivity), 관찰(observing), 자각행위(acting with awareness), 기술(describing), 비판단(nonjudging of experience)의 5요인이 나타났으며 각각 적절한 내적 합치도를 나타내었다. 확인적 요인분석결과 1요인 모형보다 5요인 모형이 더 적합한 것으로 드러났고 위계적인 확인적 요인분석 결과 비판단을 제외한 4개의 요인들은 모두 하나의 마음챙김 구성개념으로 확인되었다. 또한 준거관련 변인들과의 상관을 살펴본 결과, 마음챙김을 다차원적인 구성개념으로 보는 것이 타당함을 시사 받았다.

주요어 : 마음챙김, 탐색적 요인분석, 확인적 요인분석

마음챙김은 순간순간 '주의의 장'에서 일어나는 생각이나 감정 및 감각을 있는 그대로 인정하고 수용하면서, 비 사변적이고 비 판단적이며 현재 중심적으로 또렷하게 알아차리는 것을 의미한다(Kabat-Zinn, 1990). 마음챙김은 변화하는 경험의 대상에 대해 주의를 집중하되 어떠한 선입관

도 개입하지 않는, 분별심 없는 순수한 주의 판단을 가하지 않고 있는 그대로 경험하는 것)를 기울이는 것이고 그러한 주의를 기울이면 그에 따른 알아차림이 있게 되는 것이다(김정호, 2004).

이러한 마음챙김 개념은 정의나 그 구성요소에 대한 의견이 연구자마다 조금씩 다르며 각기

[†] 교신저자(Corresponding author) : 원두리 (305-764) 대전시 유성구 궁동220 충남대학교 심리학과 E-mail: mkdoo@freechal.com

독특한 점들과 공통된 점들이 있다. 가령 마음챙김은 주의의 자기조절과 현재경험에 대한 수용적 태도라는 두 가지 성분으로 구성된다(Bishop, Lau, Shapiro, Carlson & Anderson, 2004; 김교현, 2006에서 재인용)고 하는 의견이 있는 반면 Brown과 Ryan(2003)은 마음챙김이 현재 일어나는 것에 대한 주의와 자각의 증가라는 한 가지 요인¹⁾으로 기술될 수 있다고 주장한다. 그들은 수용은 마음챙김에 중요하지만 현재에 충분한 주의를 두는 능력에 포함된다고 하였다. 한편 김교현(2006)은 '선택이 없고 순수한 지속적 주의와 '비사변적인 알아차림' 및 '현재 경험에 대한 개방적이고 수용적인 태도'를 마음챙김의 세 가지 비교적 독립적인 성분으로 보자는 의견을 제시하였다. 변증법적 행동치료(dialectical behavior therapy: DBT)에서는 마음챙김 상태일 때 무엇을 하는가(관찰, 기술, 참여)와 그것을 어떻게 하는가(비 판단적으로, 한마음으로, 효과적으로)에 따라서 마음챙김을 6개 요인으로 개념화 한다(Dimidjian & Linehan, 2003; Baer et al., 2006에서 재인용)고 한다. 또 한편 Bishop(2002)은 마음챙김을 현 순간에 온전하게 집중하기, 현 순간 실재를 관찰하기, 상황을 있는 그대로 인정하고 받아들이기란 3가지로 정리하였다(김정호, 2004에서 재인용).

최근에는 이러한 개념의 마음챙김을 임상적 장면에 적용하는 사례가 늘고 있다. Kabat-Zinn(1990)의 마음챙김에 기초한 스트레스 감소(Mindfulness-Based Stress Reduction: MBSR) 프로그램은 통증감소, 부정적 신체상의 감소, 우울증

등 기분장애의 감소, 통증 약물치료 사용의 감소와 활동수준의 증가, 자존감 향상, 불안관련 장애의 호전 등에 효과가 있음이 보고되고 있다(김정호, 2004). 국내에서도 장현갑과 배재홍(2006)은 마음챙김 명상에 기반한 스트레스 완화 프로그램(MBSR-K)이 우울과 불안 및 기타 정신신체징후를 줄이는 데 효과가 있다고 하였으며 마음챙김 명상이 통증, 불안, 과민성대장증후군 등을 감소시키는데 효과가 있다는 연구들도 있다(김수진, 2003; 김정규, 2003; 한진숙, 김정호, 김미리혜, 2004). 이 밖에도 마음챙김에 기초한 치료적 개입들이 만성통증, 불안, 우울뿐 아니라 섭식장애, 피부병 혹은 암환자에게도 도움이 되며 면역기능과 관련된 멜라토닌 수준에도 영향을 미친다(Baer, 2003)고 한다.

이러한 마음챙김에 기반한 프로그램들의 효과의 이유는 무엇인가? 마음챙김에 기초한 인지치료(Mindfulness-Based Cognitive Therapy: MBCT)가 재발이 많은 우울환자들에게 효과적인데 그 이유는 우울한 기분에 의해 재활성화 되는 자동적인 인지-정서 반추과정을 막기 때문이라고 한다. MBCT는 원치 않는 사고, 감정, 신체 감각 등을 알아차리고 그것들과의 관계를 변화시켜(가령, 일시적으로 지나가는 것으로 여기고 더 이상 그것들을 회피하거나 자동적으로 반응하지 않고) 그것들을 의도적으로 잘 다루는 기술을 가지고 반응하게 하는 것이라고 한다(Ma & Teasdale, 2004). Baer(2003)는 마음챙김에 기초를 둔 MBSR(Mindfulness Based Stress Reduction) 프로그램, MBCT(Mindfulness Based Cognitive Therapy)와

1) Brown과 Ryan(2003)은 주의와 자각을 구분하면서도 실제로 주의와 자각은 서로 얽혀있어서 자각이 배경을 이루고 주의가 전경을 끌어낸다고 표현하고 있다. 즉 마음챙김은 현재 경험에 대한 주의와 자각의 증가로 생각할 수 있다고 하였다.

마음챙김을 포함하는 치료적 개입인 DBT (Dialectical Behavior Therapy), ACT (Acceptance & Commitment Therapy) 등에 관한 연구들을 개 관하면서 마음챙김이 증상완화와 행동변화에 도움 이 되는 몇 가지 기제를 다음과 같이 제안하였다: 노출(현재의 생각이나 감정을 피하려하지 않고 드러내고 견디는 것), 인지적 변화(단지 “생각” 일뿐으 로 받아들이고 반추하지 않는 것), 자가 조절 자기 관찰기술을 통해 행동의 결과를 생각하게하고 다양 한 대처기술의 사용을 촉진하여 충동적, 부 적응적 행동을 줄이는 것), 이완 이완과 공존할 수 없는 자 동적 사고와 근육긴장 등을 포함하는 현재 상태를 비 판단 적으로 관찰함으로써), 그리고 수용(방어 없이 현실을 온전히 경험함으로써).

이렇게 마음챙김의 본성과 구성요소에 대한 합의가 이루어지지 않은 채 마음챙김을 임상에 적용하는 사례는 점차 증가하고 있다. 마음챙김의 긍정적 효과의 기제와 요소들을 이해하고 마음챙 김에 기초한 다양한 프로그램들을 개발하거나 효 과를 비교하려면 통합된 타당한 마음챙김 척도가 필요하다. 김정호(2004)는 마음챙김의 개념이 연구 자나 적용자마다 조금씩 차이가 나며 때로는 서로 다른 개념으로 사용되는 경우도 있다고 하면서 마음챙김이란 용어를 정리하고 임상 및 일상 에 마음챙김 명상을 적용한 연구들에 관해 개관 하였다. 그는 마음챙김이 어떤 특성 혹은 구성요 소를 갖는 것인지, 그리고 마음챙김 명상의 어떤 요소가 실제로 어떤 임상적 상황에 효과가 있는 지를 밝히는 것이 중요하며 이를 위해서는 마음 챙김 구성요인을 조작적으로 정의 하고 측정할 수 있는 도구가 필요하다고 하였다.

지금까지 마음챙김을 측정하기 위한 몇몇 자기

보고적인 척도들이 개발되어 사용되어왔다. Baer, Smith, Hopkins, Krietemeyer 와 Toney(2006)는 최 근에 개발되어 사용되고 있는 척도들 중 심리측정 적 속성들이 비교적 견고한 5가지 마음챙김 질문 지들을 대학생들에게 실시하여 마음챙김의 핵심적 인 구성요인들을 확인하려 하였다. Mindful Attention Awareness Scale(MAAS; Brown & Ryan, 2003), Freiburg Mindfulness Inventory (FMI; Buchheld, Grossman, & Walach, 2001), Kentucky Inventory of Mindfulness Skills(KIMS; Baer, Smith, & Allen, 2004), Cognitive and Affective Mindfulness Scale(CAMS; Feldman, Hayes, Kumar, & Greeson, 2004), 그리고 Mindfulness Questionnaire(MQ; Chadwick, Hember, Mead, Lilley, & Dagnan, 2005), 이상 5 가지 질문지를 사용하여 Baer 등(2006)은 마음챙 김의 다차원적 구조를 밝혀내었다.

Baer 등(2006)은 기존의 5가지 마음챙김 척도 총 112문항을 대학생들 대상으로 실시하여 탐색적 요인분석을 한 결과 5가지 요인을 발견하였다. 그 들은 문항들 중 요인 부하량이 최소 .40 이상이고 다른 요인의 부하량과 .20 이상 차이가 나는 39 문 항으로 5요인 마음챙김 질문지(Five Facet Mindfulness Questionnaire: FFMQ)를 구성하였 다. 그 결과 MAAS(Brown & Ryan, 2003)를 제 외한 대부분의 기존의 질문지들이 두세 가지 요 인에 해당되는 문항들을 가지고 있었다. 그들이 제안하는 마음챙김의 5가지 요인은 비자동성 (nonreactivity), 관찰(observing), 자각행위(acting with awareness), 기술(describing), 비 판단 (nonjudging of experience)이었다.

비자동성은 내적 경험에 압도되지 않고 즉각적

으로 반응하지 않는 것이다. 관찰은 신체 감각, 인지, 정서 같은 내적 현상과 소리나 냄새 같은 외적 현상 등의 다양한 자극에 주의하고 알아차리며 관찰하는 것이다. 기술은 관찰된 현상을 말로 기술하고 명명하는 것이다. 자각행위는 주의를 분산하지 않고 자신의 현재 활동에 완전히 참여 하는 것이다. 비 판단은 좋다/나쁘다, 옳다/그르다, 가치 있다/가치 없다 등의 판단을 하지 않는 것이다. 즉 마음챙김은 다차원적인 개념으로 원치 않는 경험에 직면했을 때 그것을 조심스럽게 관찰하고, 명명하고 기술하며, 평가 없이 그것이 존재하게 허용하는 것이며, 이는 자동적이고 충동적인 부적응적 행동을 막는 데 도움이 되는 적응적 반응이다 (Baer et al., 2004)

이러한 5가지 요인들은 대체로 유의한 상관을 나타내었으나 관찰과 비판단의 상관은 유의하지 않았다. 또한 268 명의 새로운 대학생 표본을 사용하여 5요인 마음챙김 질문지의 확인적 요인분석을 실시한 결과 마음챙김을 1요인 모형으로 보았을 때 보다 상관된 5요인 모형으로 보았을 때 더 적절하다고 하였다. 또한 5가지 요인이 전체적인 마음챙김 구성개념의 요소인지 알아보기 위해 위계적 모형을 검증한 결과 전체 적합도는 수용할 만한 수준이었으나 관찰의 요인 부하량이 유의하지 않았다. 위계모형과 상관모형의 카이제곱차이 검증결과 상관모형의 적합도가 유의하게 높았다.

마음챙김이 다양한 측면을 지닌 구성개념이라면 어떤 측면들은 특정한 변인과 더 강한 관련을 보이는 반면 다른 측면들은 그렇지 않을 것이라는 가정 하에(Baer et al., 2006) 5요인과 다른 구성개념들과의 상관을 살펴보았다. 그 결과 관찰은 경험에의 개방성과 상대적으로 높은 상관($r=.42$, $p<.001$)을, 기술은 정서지능과 높은 상관($r=.60$,

$p<.001$)을, 자각행위는 방심(absent-mindedness) 혹은 해리(dissociation)와 높은 역 상관(각각 $r=-.61$, $-.62$, $p<.001$)을, 비 판단은 사고억제나 신경증성향과 높은 역 상관($r=-.56$, $-.55$, $p<.001$)을 비자동성은 자기-동정(self-compassion)과 상대적으로 높은 상관($r=.53$, $p<.001$)을 보여 마음챙김은 다차원적인 5요인 개념임을 확인하였다. 또한 마음챙김 5요인으로 심리적 증상을 예측하는 회귀분석을 실시한 결과 비자동성, 자각행위, 비 판단은 각각 유의하게 심리증상을 예측하였다.

Baer 등(2006)이 개발한 5요인 마음챙김 척도는 기존에 사용되던 마음챙김 척도들을 통합하여 마음챙김의 개념과 구성요인들을 포괄적으로 확인하였다는 점에서 가치가 있다. Mindful Attention Awareness Scale(MAAS; Brown & Ryan, 2003)은 5요인 중 자각행위에만 해당되었고 Kentucky Inventory of Mindfulness Skills(KIMS; Baer et al., 2004) 문항은 4요인에는 골고루 해당되었으나 비자동성은 포함하고 있지 않았다. Freiburg Mindfulness Inventory(FMI; Buchheld, Grossman, & Walach, 2001)와 Mindfulness Questionnaire (MQ; Chadwick, Hember, Mead, Lilley, & Dagnan, 2005)문항들이 비자동성 요인을 이루고 있었고 그 밖의 다른 몇 가지 요인들에도 해당되었다. 즉 기존의 어느 하나의 마음챙김 척도만으로는 5요인을 포괄할 수 있는 것이 없었다. 이런 점에서 Baer 등(2006)의 5요인 마음챙김 척도는 현재로서는 가장 포괄적으로 다차원적 측면의 마음챙김을 측정할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 Baer 등(2006)의 5요인 마음챙김 척도(Five Facet Mindfulness Questionnaire: FFMQ)를 한국어로 번안하여 한국인을 대상으로 척도의 신뢰도와 타당도

를 살펴보고 마음챙김척도의 5요인구조가 한국에서도 적용되는지 여부를 알아보았다. 한국판 마음챙김 5요인 척도는 국내외의 마음챙김 관련 연구를 비교, 평가하는데 기여할 수 있을 것이다.

Brown과 Ryan(2003)은 마음챙김을 많이 하는 사람들이 더 높은 자율적 행동조절 수준을 보이며 웰빙수준이 높았다고 보고하였다. 마음챙김은 경험을 명료하고 생생하게 만들어줌으로써 직접적으로 웰빙과 행복에 기여할 뿐 아니라 자신의 내적 경험을 알아차리고 외적 행동을 마음챙김하여 자동적, 습관적 반응을 막고 자신의 욕구, 가치 및 흥미에 맞는 행동을 자기 주도적으로 선택하고 행동할 기회를 제공하여 자율적 행동조절에 중요한 역할을 한다고 하였다. 김정호(2004)도 임상적으로 응용되는 마음챙김 명상에서는 그 목적이 심리적 또는 신체적 건강이고 웰빙이라고 하였다. 따라서 본 연구에서는 마음챙김 5요인들이 심리적 웰빙과 주관적 안녕감, 그리고 자율적 행동조절과 어떤 상관양상을 나타내는지 살펴보았다. 또한 웰빙과 관련이 깊은 변인인 삶의 의미와의 관련성도 추가적으로 살펴보았다. 마지막으로 마음챙김에 기반을 둔 프로그램들이 우울감소에 효과적이라는 기존 연구결과들에 비추어 마음챙김 5요인 척도와 우울과의 상관도 살펴보았다. 새로 개발된 5요인 마음챙김 척도는 마음챙김이 어떻게 증상감소와 웰빙 증진에 기여하는지를 보다 상세하고 구체적으로 밝히는데 도움이 될 것이다.

방 법

연구 참여자 및 절차

연구 참여자들은 두 가지 표본으로 구분된다. 대학생 56명과 일반성인 152명으로 전체 208명(남 88, 여 116명, 4명은 성별을 기록하지 않음)으로 이루어진 표본 1은 평균 나이 33세(표준편차 9.4)로 19세에서 60세의 범위였다. 일반 성인 중 일부는 교육대학원 강의를 수강하는 사람들이었고 나머지는 대전, 서울, 및 경기지역의 직장인들이었다. 확인적 요인분석을 위한 두 번째 표본(표본 2)은 209명(남 103, 여 105명, 1명은 성별기록하지 않음)의 대학생으로 평균나이 21세(표준편차 2.4)로 17세에서 33세의 범위였다. 대학생들은 심리학 관련 강의를 수강하는 학생들로 수업시간 전후에 간단하게 연구목적을 설명하고 마음챙김 척도를 포함한 질문지를 실시하였다. 실시시간은 20분 내외였다.

측정도구

5요인 마음챙김 척도 (Five-factor mindfulness questionnaire)

Baer 등(2006)이 만든 5요인 마음챙김 척도를 본 연구자와 심리학 석사 1명이 독립적으로 번안한 후 번안자 간 합의를 통해 가장 적절하다고 생각되는 문항을 도출하였다. 이후 원문과 번역된 문항을 한국인인 미국의 심리학 교수에게 보내 교정 과정을 거친 뒤 최종적으로 마음챙김 명상을 연구하는 교수의 검토를 통해 만들어졌다. 전체 39문항의 7점 척도로 이루어진 자기보고식 검사이다.

심리적 안녕감

Ryff(1995)의 심리적 안녕감 척도를 김명숙, 김혜원 및 차경호(2001)가 표준화 한 것으로 자아수용, 긍정적 대인관계, 자율성 환경에 대한 지배

력, 삶의 목적, 개인적 성장 등 6개의 하위요인으로 이루어져있다. 본 연구에서 내적 합치도(Cronbach's alpha)는 .91이었다.

주관적 안녕감

한덕웅과 표승연(2002)이 제작한 전체 주관적 안녕 척도는 모두 17문항으로 주관적 안녕 인지(Subjective well-being: cognition, Campbell, 1981) 7문항과 주관적 안녕 정서(Subjective well-being: emotion, Diener & Larsen, 1993) 10문항으로 구성되어있다. 본 연구에서 각각의 내적 합치도(Cronbach's alpha)는 주관인지 Alpha=.94, 주관정서 Alpha=.97이었다.

수용행동질문지

내적 사건을 기꺼이 경험하고 원치 않는 내적 사건에도 불구하고 행동을 수행하는 능력을 측정하는 Hayes 등(2004)의 Acceptance & Action Questionnaire-16을 문현미(2006)가 번안한 것이다. 본 연구에서 내적 합치도(Cronbach's alpha)는 .94였다.

자율적 행동조절

Pelletier, Sharp, Blanchard, Levesque, Vallerand 그리고 Guay(2005)가 개발한 척도를 권선중, 김교현 및 이홍석(2006)이 타당화한 것으로 동기과 그에 상응하는 행동조절 양식을 6개 차원으로 나타낸 것이다. 내적 자기조절(intrinsic regulation), 통합된 조절(integrated regulation), 동일시된 조절(identified regulation), 내사된 조절(introjected regulation), 외적 조절(external regulation), 무동기(amotivation)의 6개 요인으로

이루어져있다. 본 연구에서는 내적 자기조절, 통합된 자기조절, 그리고 동일시된 조절을 자율적 조절로 보았다. 본 연구에서 내적 합치도(Cronbach's alpha)는 .89였다.

삶의 의미척도

Steger, Frazier, Oishi와 Kaler(2004)가 개발한 삶의 의미 척도를 원두리, 김교현 및 권선중(2005)이 타당화한 삶의 의미척도를 사용하였다. 삶의 의미척도는 의미의 존재와 의미의 추구라는 두 하위요인으로 이루어져 있으며 각 하위척도 당 5문항씩 전체 10문항의 7점 척도로 이루어진 자기보고식 검사다. 본 연구에서 내적 합치도(Cronbach's alpha)는 .92였다.

우울

진검구, 최상진 및 양병창(2001)이 한국어로 표준화한 한국판 CES-D 척도를 사용하였다. Likert식 4점형 20문항으로 구성되어 있다. 본 연구에서 내적 합치도(Cronbach's alpha)는 .93, 평균은 19.76(SD=11)이었다.

자료분석

통계적 검증은 SPSS for Windows (version11.5)를 사용하여 기술 통계 치와 집단 간 차이여부를 알아보았고 내적 합치도(Cronbach alpha)와 탐색적 요인분석, 및 상관분석을 하였다. 또한 AMOS 4.0(Arbuckle & Wothke, 1999)을 사용하여 확인적 요인분석을 실시하였다.

표 1. 5요인 마음챙김척도의 요인구조(Pattern Matrix)

문항	요인부하량				
	1	2	3	4	5
11. 나는 일이나 업무를 처리할 때 내가 무엇을 하고 있는지 의식하지 못한 채 기계적으로 처리한다.*	.793				
3. 나는 내가 무슨 일을 하고 있는 지 자각하지 못한 채 기계적으로 반응하고 있는 것 같다	.753				
20. 나는 주의를 기울이지 않은 채 무언가를 하고 있는 나 자신을 발견하곤 한다.*	.732				
10. 나는 무슨 일을 할 때 세심하게 주의를 기울이지 못한 채 급히 그 일들을 해치운다.*	.677				
29. 나는 현재 일어나는 일에 주의를 집중하기가 어렵다.*	.592				
27. 내가 무언가를 할 때, 내 마음은 쉽게 다른 생각에 빠져 정신이 산만해 지곤 한다*	.549				
23. 나는 쉽게 마음이 산만해지곤 한다.*	.528				
4. 나는 공상을 하거나 걱정을 하거나 혹은 다른 생각에 빠져서 하고 있는 일에 주의를 집중하지 못한다.*	.370				
7. 나는 가끔 나쁘거나 부적절한 감정을 느끼는데 그런 감정을 느끼면 안 된다고 생각한다.*	.787				
36. 나는 내가 지금 생각하는 방식대로 생각하는 안 된다고 스스로에게 말하곤 한다.*	.765				
28. 지금 내가 느끼는 것처럼 느껴서는 안 된다고 스스로에게 말하곤 한다.*	.706				
13. 나는 내 생각이 좋은지 혹은 나쁜지에 대해 평가적인 판단을 내리곤 한다.*	.704				
26. 나는 이상하거나 나쁜 생각들을 할 때가 있는데 그런 생각을 해서 안 된다고 믿는다.*	.689				
39. 괴로운 생각이나 이미지가 떠오를 때 나는 그 생각이나 이미지가 무엇인지에 따라서 나 자신을 좋은 사람 혹은 나쁜 사람이라고 평가를 내리곤 한다.*	.564				
32. 나는 비합리적이거나 부적절한 감정을 느끼는 나 자신을 간혹 비난하곤 한다.*	.556				
18. 내가 비합리적인 생각을 할 때면, 나는 나 스스로를 용납할 수 없다.*	.441				
24. 나는 시계소리, 새들이 지저귀는 소리, 차가 지나가는 소리 같은 것에 주의를 기울인다.		.805			
19. 나는 머리카락사이를 스치는 바람이나 얼굴에 비치는 햇살과 같은 감각에 주의를 기울인다.		.719			
14. 나는 색, 모양, 재질 혹은 빛과 그림자의 패턴과 같은, 예술이나 자연의 시각적 요소들을 알아차린다.		.709			
35. 나는 주위에 있는 사물들의 냄새와 향기를 알아차린다.		.698			
9. 샤워나 목욕을 할 때 나는 물이 내 몸에 닿는 감각에 주의를 기울인다		.635			
38. 나는 음식과 음료수가 나의 생각, 신체감각 그리고 정서에 어떻게 영향을 미치는지 인식한다		.624			
15. 나는 나의 감정이 내 생각과 행동에 어떻게 영향을 미치는 지에 주의를 기울인다.		.573			
2. 걷고 있을 때, 난 의도적으로 내 몸이 움직이는 감각을 알아차리고자 한다		.440			
22. 괴로운 생각이나 이미지가 떠오를 때 나는 그것을 단지 알아차릴 뿐 즉각적으로 반응하지는 않는다.			.836		
6. 괴로운 생각이나 이미지가 떠오를 때 나는 한걸음 물러나 그 때 떠오르는 생각과 이미지를 인식하되 그에 압도되지는 않는다.			.834		
17. 어려운 상황에 부딪혔을 때 나는 즉각적으로 반응하지 않고 잠시 생각할 수 있는 여유를 가질 수 있다.			.707		
37. 괴로운 생각이나 이미지가 떠오를 때, 나는 그것을 단지 알아차릴 뿐 그에 집착하지 않는다.			.674		
31. 괴로운 생각이나 이미지가 떠오를 때, 나는 곧 다시 평온을 찾는다.			.663		
8. 나는 내 감정에 휘말리지 않고 그것을 주의 깊게 지켜본다			.614		
1. 나는 나의 느낌이나 감정에 즉각적으로 반응하지 않고 먼저 그것을 알아차린다.			.449		
30. 나는 천성적으로 내 경험을 말로 표현하는 경향이 있다.			.685		
12. 나는 내 감정을 표현할 만한 말들을 잘 찾아낸다			.683		
25. 나는 내 신념, 의견, 혹은 기대를 쉽게 말로 표현할 수 있다.			.664		
5. 나는 대개 그 순간 내가 어떻게 느끼는 지를 상당히 자세하게 묘사할 수 있다			.649		
21. 나는 내가 어떤 일에 대해 어떻게 느끼는지를 표현할 적절한 단어를 생각해내는 것이 어렵다.*			.536		
33. 내 몸에 어떤 감각이 느껴질 때, 적절한 말이 생각나지 않아 그것을 표현하기 어렵다.*			.500		
34. 나는 내가 생각하고 있는 것을 표현할 만한 말을 찾는 것이 어렵다.			.485		
16. 나는 마음이 몹시 혼란스러울 때조차도 그것을 말로 표현할 수 있다.			.454		
초기 고유치	8.91	5.20	3.21	2.80	1.81
설명변량	21.65	12.04	6.97	5.99	3.44
내적 합치도(Cronbach's alpha)	.87	.86	.87	.88	.86

*역 채점 문항

결 과

기술 통계치

표본 1의 마음챙김 척도의 평균점수는 4.39(표준편차=.60)이며 중간 값(보통이다)에 해당하는 점수인 4점 보다 약간 높은 점수를 보이고 있었다. 성별에 따른 전체 마음챙김 점수는 남자(88명)의 경우 평균 4.38(표준편차 .57), 여자(112명)의 경우 평균 4.42(표준편차 .62)로 집단간 유의한 차이는 없었다($t=.60, ns.$). 연령과 마음챙김 전체점수는 유의한 상관($r=.35, p<.01$)을 보였다.

탐색적 요인분석

표본 1을 대상으로 5요인 마음챙김 척도를 구성하는 39문항에 대하여 탐색적 요인분석을 실시하였다. 비정상성에 덜 민감한 주축요인방식(principal axis factoring)으로 요인을 추출하였고 요인 간 상관을 가정하여 사각회전(direct oblimin rotation)을 하였다. 그 결과 표본 적절성 측정치인 Kaiser-Meyer-Olkin(KMO) 값이 .84이고 Bartlett의 구형성 검증 통계치의 유의수준이 .001보다 작아 자료의 상관이 요인분석에 적합하였다.

고유치가 1보다 큰 요인이 9개 추출되었고 전체 변량의 60%를 설명하였다. 그러나 scree plot에서는 5개의 요인이 적절한 것으로 판단되었다. 따라서 요인의 수를 5로 지정하여 다시 요인분석한 결과 5요인이 전체변량의 50%를 설명하였다. 표에 요인구조와 요인 부하량을 제시하였다. 요인 1은 Baer 등(2006)의 연구에서 자각행위에 해당하는 문항들이었고 요인 2는 비 판단, 요인 3은 관찰, 요인 4는 비자동성 그리고 요인 5는 기술을 나타내는 문항들이었다. 즉, 탐색적 요인분석 결과 원칙도(Baer 등, 2006)와 같은 5 요인구조를 나타내었다.

내적 합치도(Cronbach alpha)

문항분석결과 척도 전체의 내적 합치도(Cronbach's alpha)는 .90 이었고 문항제거 시 전체 척도의 신뢰도가 크게 향상되는 경우는 없었다. 하위척도 별로는 비 자동성(nonreactivity)이 .88(Baer등의 연구에서는 .75), 관찰(observing)이 .87(.83), 자각행위(acting with awareness)가 .87(.87), 기술(describing)이 .86(.91), 마지막으로 비판단(nonjudging)이 .86(.87)으로 적절한 내적 일관성을 나타내었고 문항과 해당 요인 간 상관

표 2. 마음챙김 5요인의 상관(N=208)

요인	자각행위	비판단	관찰	비자동성	기술
자각행위	1.000				
비판단	.33**(.34**)	1.000			
관찰	.14*(.15**)	-.03(-.07)	1.000		
비자동성	.41**(.33**)	.04(.34**)	.35**(.16**)	1.000	
기술	.48**(.30**)	.06(.21**)	.35**(.26**)	.37**(.22**)	1.000

주. 괄호 안은 원 척도(Baer et al., 2006, N = 613)의 상관을 나타냄

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

도 모두 .50이상으로 양호하였다.

요인 간 상관

5요인간의 상관을 살펴본 결과 대체로 유의한 정적 상관을 나타내고 있었으나 비판단은 자각행위와만 유의한 상관($r=.33$)을 보였을 뿐 비자동성, 관찰, 기술과는 유의한 상관을 보이지 않았다. 결과는 표2에 제시하였다.

하위 요인의 평균과 표준편차 및 성차

마음챙김 5요인의 평균과 표준편차는 아래 표 3에 제시하였다. 모두 중간 값 4보다 약간 높은 편으로 나타났다. 각 하위척도의 평균은 7 점 척도에서 비자동성이 4.26(표준편차 .98), 관찰이 4.25(표준편차 1.03), 자각행위가 4.76(표준편차 .96), 기술이 4.61(표준편차 .86), 그리고 비판단이 4.13(표준편차 .92)이었다. 다음으로 마음챙김 하위요인 각각에 대한 성별에 따른 차이를 알아보았다. 연령과 마음챙김의 상관이 유의하였으므로 ($r=.35$, $p<.01$) 연령을 공변인으로 통제하고 성별을 독립변인으로, 상관된 5요인을 종속변인으로 하는 중다공변량분석(Multivariate Analysis of

Covariance: MANCOVA)을 실시하였다. 그 결과 비자동성의 평균은 남자가 4.46(표준편차 .89), 여자가 4.10(표준편차 1.03)으로 남자가 유의하게 높았고 ($F(1, 198)=8.56$, $p<.01$), 관찰의 평균은 남자가 4.05(표준편차 1.10), 여자가 4.41(표준편차 .96)로 여자가 유의하게 높았다($F(1, 198)=5.52$, $p<.05$). 나머지 요인들은 성별에 따른 유의한 차이를 보이지 않았다.

검사-재검사 신뢰도

대학생(44명)을 대상으로 1주 간격 검사-재검사 신뢰도는 $r=.73$ 이었다.

확인적 요인분석

탐색적 요인분석에서 나타난 5요인구조를 독립된 표본에서 다시 확인하기위해 새로운 대학생 표본 2를 대상으로 확인적 요인분석을 실시하였다. Baer 등(2006)의 연구에서는 5요인에 대해 개별문항을 사용하지 않고 각 요인당 3개씩의 합산 문항(Parcels)으로 만들어 확인적 요인분석을 하였다. 그들은 합산문항이 더 신뢰롭고 안정적이며 잠재변인과 더 가깝고 유사상관의 위험이 줄어들

표3. 마음챙김 5요인의 평균과 표준편차(N=208)

요인	전체 평균(표준편차)	남자 평균(표준편차)	여자 평균(표준편차)	F(1, 198)
비자동성	4.26(.98)	4.46(.89)	4.10(1.03)	8.56**
관찰	4.25(1.03)	4.05(1.10)	4.41(.96)	5.52*
자각행위	4.76(.96)	4.73(1.01)	4.79(.93)	.03
기술	4.61(.86)	4.57(.88)	4.64(.85)	.12
비판단	4.13(.92)	4.05(.85)	4.20(.97)	.98

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

며 더 효율적이고, 조사의 목적이 특정한 문항이 아닌 척도들 간의 관계에 있기에 더 적절하다고 하였다(Little, Cunningham, Shahar, & Widaman, 2002; Baer et al., 2006에서 재인용). 그러나 본 연구에서는 개별문항을 그대로 사용하는 것이 자료를 이해하는 데 더 적절할 것으로 판단되어 개별문항을 사용하였다. 통상 확인적 요인분석을 사용한 모형평가는 대안적인 경쟁모형들을 통해 비교평가 할 것을 권고한다(홍세희, 2000). 따라서 1요인 모형과 5요인 간의 상관을 가정한 5요인 모형을 검증하였다. 결과는 표 4에 제시하였다. 적합도 지수는 문항들 간의 공변량이 어느 정도 가설화된 모형에 의해 설명되는지를 나타낸다. 모형의 적합도를 평가하기 위해 Tucker-Lewis index(TLI), 비교 부합치(CFI: Comparative Fit Index) 및 추정오차의 평균(RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation) 등을 사용했다.

분석결과 단일요인 모형의 전체 적합도는 TLI=.88, CFI=.91, 그리고 RMSEA=.11이었고, 요인 간 상관을 가정한 5요인 모형에서는 전체 적합도는 TLI=.96, CFI=.97, 그리고 RMSEA=.07로 단일 요인모형보다 더 나은 적합도를 나타내었다. 또한 각 문항은 해당요인과 대체로 .4에서 .7사이의 유의한 요인 부하량을 나타내었다. 이는 Baer 등(2006)의 연구 결과와 유사하며 기존에 가정한 5요인 모형의 타당성을 지지하고 있다. 그러나 비판단과 비자동성의 요인 간 상관은 -.13으로 유의하지 않았고 비판단과 관찰은 -.23의 유의한 역상관을 보였으며 관찰과 자각행위의 요인 간 상관도 .04로 유의하지 않았다. 다음으로 5요인 마음챙김이 하나의 전체적인 마음챙김 구성개념의 요인지 알아보기 위해 위계적인 5요인 모형을 구성

하여 검증하였다. 그 결과 TLI=.96, CFI=.96, RMSEA=.07로 수용할 만한 수준이었다. 요인 부하량은 비자동성이 .76, 관찰 .65, 자각행위 .35, 기술 .41로 유의했으나 비판단의 요인 부하량은 -.07로 유의하지 않았다. 그래서 5요인간의 상관을 가정하지 않은 독립된 5요인 모형을 검증하였다. 그 결과 전체 적합도 지수는 TLI=.93, CFI=.96, 그리고 RMSEA=.075로 수용할만한 수준이었으나 독립된 5요인과 상관된 5요인간의 카이제곱 차이 검증결과 유의한 차이를 보여($\chi^2(10)=126, p<.01$) 상관 5요인 모형이 더 적절하다고 판단되었다. 위계 5요인과 상관 5요인간의 카이제곱 차이검증에서도($\chi^2(5)=67, p<.01$) 유의한 차이를 보여 상관 5요인 모형이 가장 적절한 것으로 나타났다. 또한 비판단을 제외한 4요인 위계모형에 대한 검증을 실시한 결과 TLI=.94, CFI=.97, 그리고 RMSEA=.078 이었고 요인부하량은 비자동성이 .75, 관찰 .63, 자각행위 .38, 기술 .43으로 모두 유의하였다. 요인 간 상관을 가정한 4요인 모형의 적합도는 TLI=.95, CFI=.97, 그리고 RMSEA=.076으로 수용할 만 하였고 위계적 4요인과 상관 4요인의 카이제곱차이검증결과($\chi^2(2)=28, p<.01$) 유의한 차이를 보여 상관 4요인이 더 적절함을 보여주었다. 즉 마음챙김은 서로 상관된 4-5가지 측면을 지닌 구성개념이라고 볼 수 있다.

다른 준거 변인들과의 상관

예측대로 마음챙김은 심리적 안녕감의 하위요인들 및 주관적 안녕감, 그리고 자율적 행동조절과 대체로 유의한 정적 상관을 보였고 우울과는 부적 상관을 나타내었다(표 5). 그러나 5요인 마

음챙김 하위척도 중 비판단은 다른 요인들과 다소 다른 양상을 나타내었다. 즉 긍정적 대인관계, 자율성, 삶의 목적 개인적 성장과는 유의한 상관을 나타내지 않았고 특히 자율적 조절과는 약한 역상관을 나타내었다($r=-.17, p<.05$). 그러나 통제된 행동조절을 의미하는 내사조절이나 외적조절과는 다른 요인 보다 강한 부적 상관을 보였다(각

각 $r=-.36, r=-.37, p<.01$). 그 밖의 다른 요인들은 관련 변인들과 조금씩 다른 상관 양상을 보여 마음챙김이 다차원적 구성개념임을 나타내었다. 즉 심리적 안녕감 중 자아수용이나 환경지배력과는 비자동성, 자각행위, 기술이 상관이 높았고, 긍정적 대인관계와는 기술요인이 상관이 가장 높았으며, 자율성과는 비자동성과 기술이, 삶의 목적이나

표4. 확인적 요인분석의 적합도 지수

모형	χ^2	df	TLI (NNFI)	CFI	RMSEA
한국판 상관 5요인	1396	692	.96	.97	.070
미국판 상관 5요인	146	80	.95	.96	.06
한국판 단일 요인	2606	702	.88	.91	.11
미국판 단일요인	1113	90	.34	.43	.21
한국판 위계적 5요인	1463	697	.96	.96	.073
미국판 위계적 5요인	207	85	.92	.93	.07
한국판 독립된 5요인	1522	702	.93	.96	.075
한국판 위계적 4요인	974	430	.94	.97	.078
한국판 상관 4요인	946	428	.95	.97	.076

TLI: Tucker-Lewis index, CFI: 비교 부합치(Comparative Fit Index), RMSEA: 추정오차의 평균(Root Mean Square Error of Approximation)

표 5. 5요인 마음챙김 척도와 관련 척도 간의 상관

	비자동성	관찰	자각행위	기술	비판단
심리적 안녕감					
자아수용	.45**	.32**	.40**	.44**	.23**
환경지배력	.55**	.31**	.56**	.51**	.18*
긍정적 대인관계	.38**	.16*	.39**	.47**	.05
자율성	.33**	.13	.22**	.31**	.13
삶의 목적	.38**	.31**	.55**	.49**	.13
개인적 성장	.34**	.29**	.34**	.35**	.09
주관적 안녕감	.37**	.26**	.49**	.43**	.19**
자율적 조절	.37**	.37**	.29**	.37**	-.17*
내사된 조절	-.13	-.06	-.30	-.24**	-.36**
외적 조절	-.04	.03	-.28**	-.06	-.37**
무동기	-.34**	-.12	-.54**	-.33**	-.15*
수용행동	.45**	.06	.46**	.37**	.29**
삶의 의미존재	.24**	.24**	.33**	.33**	-.07
삶의 의미추구	.23**	.23**	.06	.11	-.16*
우울	-.37**	-.15*	-.55**	-.22*	-.11

주. 삶의 의미존재 의미추구 그리고 우울은 표본 2(n=209)의 자료이고 그 이외는 표본(n=208)의 자료임

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

삶의 의미존재, 그리고 주관적 안녕감과는 자각행위와 기술이, 자율조절과는 비자동성 관찰 기술이, 수용행동과는 비자동성과 자각행위가 의미구조와는 비자동성과 관찰이 상대적으로 다른 요인들보다 높은 상관을 나타내었으며 마지막으로 우울과는 자각행위가 가장 역상관이 높았고 다음이 비자동성, 기술, 그리고 관찰의 순이었다. 5요인 마음챙김 척도와 다른 변인 사이의 상관은 표 5에 제시하였다.

이상의 결과로 미루어 보아 Baer(2006)등의 마음챙김 척도는 5가지 측면을 지닌 다차원적 척도로 적절한 내적합치도와 안정된 요인구조를 보이며 관련변인들과도 대체로 적절한 상관을 나타내었다.

논 의

본 연구는 마음챙김 개념을 포괄적으로 측정하기 위하여 Baer 등(2006)이 개발한 5요인 마음챙김 척도(Five-Facet Mindfulness Questionnaire; FFMQ)를 한국어로 번안하여 척도의 신뢰도와 타당도를 조사해 보았다. 5요인 마음챙김 척도는 기존에 사용빈도가 높은 마음챙김 척도들을 통합하여 만든 것으로 마음챙김 개념을 넓게 포괄하고 있다는 데 유용성이 있다.

본 연구의 참여자들은 대학생과 직장인들로 전반적으로 중간이상의 마음챙김 수준을 나타내고 있었다(평균 4.39, 표준편차=.60). 전체 마음챙김 점수에 대한 성별의 차이는 없었으나($t=.60$, $n.s.$) 연령과 전체 마음챙김 점수는 유의한 상관($r=.35$, $p<.01$)을 나타내었다 즉 연령이 증가할수록 마음챙김 수준이 약간 높아지는 경향이 있었

다. 하위요인별로는 성별의 차이가 발견되었는데 비자동성은 남자가 여자보다 약간 높았고($F(1, 198)=8.56$, $p<.01$), 관찰은 여자가 남자보다 약간 높았다($F(1, 198)=5.52$, $p<.05$). 즉 남자들은 내적 경험에 압도되지 않고 즉각적으로 반응하지 않는 경향이 여성에 비해 다소 높았고, 여자들은 신체 감각, 인지, 정서 같은 내적 현상과 소리나 냄새 같은 외적 현상 등의 다양한 자극에 주의하고 알아차리며 관찰하는 경향이 다소 높았다. 나머지 요인들은 성별에 따라 유의한 차이를 보이지 않았다.

탐색적 요인분석에서는 원척도(Baer et al., 2006)와 유사하게 5요인이 발견되었고 전체 변량의 50%를 설명하였다. 원척도와 문항구성이 동일하여 요인이름을 원척도와 동일하게 비자동성, 관찰, 기술, 자각행위, 비 판단이라고 하였다 각 요인은 적절한 내적 합치도를 나타내었다. 확인적 요인분석에서는 단일요인 모형보다 상관 5요인 모형이 더 적절한 적합도를 나타내었다. 그런데 마음챙김 5요인이 하나의 상위 개념으로 묶이는지를 알아보는 위계적인 확인적 요인분석에서는 전체 마음챙김 요인에 대한 비판단의 요인 부하량이 유의하지 않았다. 5요인간의 상관을 살펴본 결과 대체로 유의한 정적 상관을 나타내고 있었으나 비판단은 자각행위와 유의한 상관($r=.33$)을 보였을 뿐 비자동성, 관찰 기술과는 유의한 상관을 보이지 않았다. 이는 일반인을 포함한 표본 1과 대학생만으로 이루어진 표본 2 모두에서 동일하였다. Baer 등(2004)의 연구에서도 비판단은 관찰과 -.14의 유의한 역상관을 보였는데 그들은 명상경험이 없는 대학생을 대상으로 한 연구에서 경험에 주의를 두는 경향은 그것을 판단하게 되

는 경향과 관련되는 것 같다고 하면서 정서를 더 많이 자각할수록 그것들을 수용하는 수준은 낮은 것 같다고 하였다. 그러나 명상경험이 있는 사람은 관찰과 수용수준이 모두 높을 것이라고 즉 두 변인 간 상관관계가 정적일 것이라고 예측하였다.

Baer 등(2006)의 연구에서는 비 판단은 관찰과 유의한 상관을 보이지 않았고($r=-.07$) 위계모형에서는 관찰의 요인 부하량이 유의하지 않았다. 그들은 관찰 문항이 경험에 주의를 두고 알아차리는 특성을 적절히 나타내지 못하고 외적 자극이나 신체 감각을 관찰하는 것들로 이루어져 있어 다른 요인과 상관이 높지 않았을 가능성에 대해 언급하였다. 그들은 명상경험이 있는 사람의 자료를 분석한 결과, 관찰도 위계적 모형과 유의한 관련을 보였다. 즉 명상경험이 있는 사람의 위계적 모형에서는 마음챙김에 대한 요인 부하량이 비자동성 .71, 관찰 .34, 자각행위 .72, 기술 .57, 비 판단 .55로 모두 유의한 요인 부하량을 나타내었다. 그러나 본 연구에서는 명상경험이 없는 대학생과 일반인을 대상으로 한 연구이기에 이를 확인할 수는 없었다. 그런데 본 연구에서 마음챙김과 연령과의 정적 상관이 나타나($r=.35, p<.01$) 연령에 따라 비판단과 다른 변인과의 상관양상이 다른지를 살펴보았다. 30세 이하와 30세 이상으로 집단을 나누어 변인 간 상관패턴을 살펴보았으나 두 집단 모두 전체 상관양상과 크게 다르지 않았다.

관련변인들과의 상관에서는 비자동성, 관찰, 자각행위 및 기술은 예측대로 심리적 안녕감과 주관적 안녕감, 자율적 행동조절 및 삶의 의미존재 등과 대체로 유의한 정적 상관을 나타내었다. 즉 Brown과 Ryan(2003)의 연구에서와 같이 위의

4요인 마음챙김 점수가 높은 사람들은 자율적 행동조절과 웰빙 수준이 높았고 삶의 의미가 있다고 생각하는 경향이 있었다. 또한 마음챙김 프로그램들이 우울감소에 효과적이라는 기존 연구결과들과 유사하게 비자동성, 관찰, 자각행위 및 기술은 우울과 유의한 부적 상관을 나타내어 Baer 등(2006)의 마음챙김 척도의 타당성을 지지하였다. 그러나 비 판단은 관련변인들과의 상관에서도 다른 요인들과 다소 다른 양상을 나타내었다. 즉 비 판단은 심리적 안녕감 하위요인 중 긍정적 대인관계, 자율성, 삶의 목적, 개인적 성장과는 유의한 상관을 나타내지 않았고 우울과도 유의한 역 상관을 보이지 않았다. 특히 자율적 조절과는 약한 역 상관을 나타내었다($r=-.17, p<.05$). 이는 자율적 행동조절 하위요인 중 동일시된 조절(identified regulation)이나 통합된 조절(integrated regulation)은 개인이 중요성을 인식하고 가치를 두고 하는 행동으로 판단적인 요소가 포함되어서 일 것으로 추측된다. 그런데 비 판단은 자아수용이나 수용행동, 환경통제력이나 주관적 안녕감과는 유의한 정적 상관을 나타내었고 통제된 조절을 의미하는 내사된 조절이나 외적 조절과는 다른 요인보다 강한 부적 상관을 나타내었다($r=-.36, r=-.37, 각각 p<.01$). 외적 자기조절은 보상을 얻거나 처벌을 회피하기 위해 혹은 요구에 복종하기 위한 행동으로 강요나 압력에 의해 통제되는 느낌을 갖고 하는 행동조절 방식이다. 내사조절은 자기-가치감을 유지하기 위해 동기화되는 것으로 자존감 유지나 다른 사람으로부터 인정받기 위해 혹은 죄책감이나 불안을 피하기 위해 행동하는 것이다. 즉 자신의 생각이나 감정에 대해 평가적 판단을 하는 사람일수록 통제된 행동을 하는 경

향이 높았다.

본 연구 결과들을 종합해 볼 때 비자동성, 관찰, 자각행위 및 기술은 마음챙김이란 상위개념을 구성하는 서로 상관된 그러나 서로 구별되는 하위개념으로 볼 수 있으나 비 판단은 다른 마음챙김 4요인과는 여러 면에서 분명한 차이를 보이고 있다. 한국에서 비 판단은 다른 마음챙김 요인들과는 비교적 독립된 개념으로 보는 것이 적절할 수도 있다. 혹은 비판단 문항에 관한 재검토가 필요할 수도 있다. 비 판단 문항들은 주로 좋은 것과 나쁜 것에 대해 판단한다고 하는 문항들로 모두 역 채점 문항들이다. 대표적 문항으로는 “나는 가끔 나쁘거나 부적절한 감정을 느끼는데 그런 감정을 느끼면 안 된다고 생각한다.”이다 가령 이 문항을 ‘나는 가끔 나쁘거나 부적절한 감정을 느끼는데 그런 감정을 느껴도 괜찮다고 생각한다.’라는 식으로 역 채점 문항이 되지 않도록 수정해 볼 수도 있다. 이는 앞으로 이 척도를 사용한 연구들을 통해 재확인되어야 할 부분이다.

본 연구의 제한점이자 추후 연구가 필요한 점으로는 다양한 표본에서 척도의 타당성을 재확인 하는 것이다. 본 연구는 대학생과 직장인만을 대상으로 한 연구이기에 일반성인의 대표적 표집이라고 보기에는 한계가 있다. 또한 명상경험이 있는 사람과 명상경험이 없는 사람들에게서 5요인 구조가 어떤 차이가 있는지 확인해 볼 필요가 있으며, 명상훈련을 통해 5요인 마음챙김 척도에서 어떤 변화가 있는지 알아보는 것도 필요할 것이다.

선행연구나 마음챙김 문헌들을 살펴보았을 때 마음챙김에서 비 판단이란 개념은 매우 중요하다. 비록 본 연구에서는 비 판단이 다른 4요인들과 다소 다른 양상을 나타내고 있으나 비 판단에 대

한 성급한 결론을 내리기 보다는 5요인을 모두 사용한 연구들이 축적되어 비 판단에 대한 보다 명확한 결론을 드러내기를 바란다.

요약하면 5요인 마음챙김 척도는 기존의 마음챙김 척도들을 포괄하는 다차원적인 마음챙김 요인을 측정하는 것으로 신뢰롭고 타당한 심리 측정적 속성을 지닌 것으로 확인되었다. 따라서 5요인 마음챙김 척도는 마음챙김이라는 구성개념에 대한 이해를 돕고 마음챙김에 기초한 프로그램들의 개발과 효과연구에 유용할 것이다.

참 고 문 헌

- 권선중, 김교현, 이홍석 (2006). 자발적 동의 윤리적 문제일 뿐인가? 연구 참여자의 자율적 동기가 사후 대처에 미치는 영향. 한국심리학회지: 일반, 25(1), 1-21.
- 김교현 (2006). 마음챙김명상 연구의 쟁점과 과제. 2006년 한국건강심리학회 제 1차 학술발표대회 및 워크샵 자료집.
- 김명소, 김혜원, 차경호 (2001). 심리적 안녕감의 구성개념분석: 한국 성인 남녀를 대상으로. 한국심리학회지: 사회 및 성격 15(2), 19-39.
- 김수진 (2003). 마음챙김 명상이 측두하악장애 환자들의 통증과 기능장애의 감소에 미치는 효과. 덕성여자대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 김정호 (2004). 마음챙김이란 무엇인가: 마음챙김의 임상적 및 일상적 적용을 위한 제언. 한국심리학회지: 건강 6, 23-59.
- 김정규 (2003). 비파사나 명상과 인지행동 치료를 통합한 불안장애의 계슈탈트 심리치료. 한국심리학회지: 임상 22(3), 475-503.
- 문현미 (2006). 심리적 수용 촉진 프로그램의 개발과 효과: 수용-진념 치료 모델을 중심으로. 가톨릭대

- 학교 박사학위 청구논문.
- 장현갑, 배재홍 (2006). 마음챙김명상에 기반한 스트레스 완화 프로그램(MBSR-K)이 정신신체증후(SCL 90-R)에 미치는 효과. 2006년 한국건강심리학회 제 1차 학술발표대회 및 워크샵 자료집.
- 진건규, 최상진, 양병창 (2001). 통합적 한국판 CES-D 개발. 한국심리학회지: 건강, 6(1), 59-77.
- 홍혜희 (2000). 구조방정식 모형의 적합도지수 선정기준과 그 근거. 한국심리학회지: 임상 19, 161-177.
- 원두리, 김교현, 권선중 (2005). 한국판 삶의 의미척도의 타당화 연구: 대학생을 대상으로. 한국심리학회지: 건강 10(2), 211-225.
- 한덕웅, 표승연 (2002). 정서 경험에 따른 주관안녕 건강지각 및 신체질병의 예측. 한국심리학회지: 건강, 7(3), 403-427.
- 한진숙, 김정호, 김미리혜 (2004). 마음챙김명상이 과민성대장증후군 환자의 증상과 심리적 특성에 미치는 효과. 한국심리학회지: 건강, 9(4), 1041-1058.
- Baer, R. A. (2003). Mindfulness training as a clinical intervention: A conceptual & empirical review. *Clinical Psychology: Science & Practice, 10*, 125-143.
- Baer, R.A., Smith, G. T., & Allen, K. B. (2004). Assessment of mindfulness by self-report: The kentucky inventory of mindfulness skills. *Assessment, 11(3)*, 191-206.
- Baer, R.A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment, 13(1)*, 27-45.
- Brown, K W., & Ryan, R .M. (2003). The benefits of being present: Mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 84(4)*, 822-848.
- Brown, K W., & Ryan, R. M. (2004). Fostering healthy self-regulation from within and without: a self-determination theory perspective. In P.A. Linley & S. Joseph (Eds.), *Positive psychology in practice*(pp. 105-124). NJ: Wiley.
- Kabat-Zinn, J. (1990). *Full catastrophe living: Using the wisdom of your body and mind to face stress, pain, and illness*. New York: Delta. (명상과 자기치유 (상, 하). 장현갑과 김교현 공역. 1998. 서울 학지사)
- Ma. H. S., & Teasdale, J. D. (2004). Mindfulness-based cognitive therapy for depression: replication and exploration of differential relapse prevention effects. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 72(1)*, 31-40.
- Ryan, R. M. & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American psychologist, 55(1)*, 68-78.
- Steger, M. F., Frazier, P., Oishi, S., & Kaler, M. (2004). The development and validation of the meaning in life questionnaire. Unpublished Manuscript. University of Minnesota.
- 논문접수일: 2006년 11월 7일
수정논문접수일: 2006년 12월 12일
게재결정일: 2006년 12월 20일

Validation of the Korean Version of Five-factor mindfulness Questionnaire

Doori Won Kyo-heon Kim
Department of Psychology
Chungnam National University

In this study, a translated version of Five Facet Mindfulness Questionnaire(FFMQ) originally developed by Baer, Smith, Hopkins, Krietemeyer, & Toney(2006) was applied in an effort to investigate its psychometric properties. The reliability and validity tests are performed using the Korean version of Five-factor mindfulness questionnaire for the university student and adult sample. In a similar way as the original version, a five factor structure(nonreactivity, observing, acting with awareness, describing, & non judgment) is found in exploratory factor analysis, with high internal consistency. Hierarchical confirmatory factor analyses suggested that at least four of the identified factors except non-judgment factor are components of an overall mindfulness construct. Findings suggest that conceptualizing mindfulness as multifaceted construct is helpful in understanding components and its relationships with other variables.

Keywords : *mindfulness, exploratory factor analysis, hierarchical confirmatory factor analyses.*