

한국판 개정된 인지적 및 정서적 마음챙김 척도의 신뢰도와 타당도*

조 용 래†

한림대학교 심리학과

최근 마음챙김(mindfulness)에 대한 관심이 높아짐에 따라 마음챙김을 적절하게 평가하는 도구의 개발 및 타당화의 필요성이 증가되었다. 마음챙김이라는 구성개념의 다양한 측면들을 간편하게 측정하기 위해 최근 개발된 Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised(CAMS-R)를 우리나라 말로 번역한 다음, 그 심리측정적 속성들을 검증하기 위하여 세 가지 연구들이 수행되었다. 연구 1에서는 한국판 CAMS-R을 작성한 764명의 대학생 표본을 무선적으로 절반으로 나눈 다음, 12개 문항의 원판 CAMS-R에 대한 선행 연구에서 보고된 위계적 4요인모형과 상관 4요인모형에 대해 확인적 요인분석을 수행한 결과, 두 모형 모두 표본 1의 자료에 잘 부합되지 않음이 밝혀졌다. 다시 탐색적 요인분석을 수행한 결과, 두 개의 문항이 제외된 10개의 문항들에 대해 상관된 3요인구조 - 알아차림, 주의, 수용 요인 - 가 적합한 것으로 밝혀졌다. 확인적 요인분석결과, 표본 1의 자료로부터 도출된 위계적 3요인모형(두 문항의 오차항간 상관을 허용한)이 표본 2의 자료에 잘 부합되었다. 또한 한국판 CAMS-R 전체 척도의 내적 일치도와 2주간의 검사-재검사 신뢰도는 수용할 만하였다. 219명의 대학생들이 참여한 연구 2에서 한국판 CAMS-R 전체 척도는 여러 가지 다른 구성개념들과 예상된 방향으로 상관을 보였으며, 정신건강 지표들을 예측하는데 있어 증분타당도가 양호한 것으로 밝혀졌다. 연구 3에서는 17명의 대학생과 대학원생들이 참여한 한국형 마음챙김에 기초한 스트레스 감소 프로그램(Mindfulness-Based Stress Reduction, MBSR)이 끝난 후에 그들의 우울수준과 정적 정서경험 정도는 유의하게 변화되었다. 나아가, 한국판 CAMS-R의 전체 척도와 세 하위척도들은 마음챙김 명상으로 인해 나타난 치료적 변화를 민감하게 탐지하는 것으로 밝혀졌다. 그러므로, 한국판 CAMS-R은 마음챙김의 정도를 신뢰롭고 타당하게 평가하는 도구라고 결론 내릴 수 있다.

주요어 : 마음챙김, 한국판 CAMS-R, 한국형 MBSR, 신뢰도, 타당도

* 이 연구의 일부 내용은 2008년 한국임상·건강심리학회 춘계 공동학술대회와, 2009년 한국심리학회 연차학술대회에서 발표되었음.

† 교신저자(Corresponding Author) : 조용래 / 한림대학교 심리학과 / (200-702) 강원도 춘천시 한림대학길 39
Fax : 033-256-3424 / E-mail : yrcho@hallym.ac.kr

최근 들어, 임상, 건강심리학 및 인접분야에서 마음챙김(mindfulness)에 대한 관심이 국내외적으로 눈에 띄게 증가하고 있다. 이와 관련하여, 정신건강과 신체건강 및 정신병리에서 마음챙김의 역할을 다룬 다수의 연구들과, 마음챙김 명상에 기초한 심리학적 개입들을 심신의 건강 증진과 장애의 예방 및 치료에 응용하려는 다양한 시도들이 지속적으로 보고되고 있다(예: 박성현, 성승연, 2008; 배재홍, 2007; 이우경, 2008; Baer, 2003; Grossman, Niemann, Schmidt, & Walach, 2004; Roemer, Lee, Salters-Pedneault, Erisman, Orsillo, & Mennin, 2009).

이처럼 심신의 건강이나 장애에 대한 마음챙김의 영향과, 마음챙김 명상에 기반을 둔 심리학적 개입의 효과 및 그 변화기제를 명확하게 밝히기 위해서는 마음챙김이라는 구성개념을 적절하게 평가하는 측정도구를 개발하고 이를 타당화하는 것이 필수적이다. 이러한 측정도구를 개발하는데 있어 무엇보다도 중요한 과제는 마음챙김이라는 구성개념을 적절하게 조작적으로 정의하는 것이다(Feldman, Hayes, Kumar, Greeson, & Laurenceau, 2007). 마음챙김은 원래 불교의 위빠사나 명상의 핵심으로서, 빠알리어 'sati'의 번역어이다(박성현, 2006). Sati는 영어로 'noting', 'awareness', 'attention', 'mindfulness' 등으로 번역되다가, 최근에는 'mindfulness'로 정착되었으며, '분명한 알아차림(자각)', '현재에 대한 주의집중', '충분히 깨어있음', '주의 깊음', '마음챙김' 등의 의미로 사용된다(김정호, 2004; 박성현, 2006).

마음챙김이 서양에 소개된 이후, 이 용어를 조작적으로 정의하려는 시도들이 많이 있어왔다. 위빠사나 명상을 마음챙김 명상이란 이름의 체계적인 훈련 프로그램으로 개발하여

현대 의료 시스템에 도입한 Kabat-Zinn(2003)은 마음챙김을 순간순간 경험하는 것에 의도적으로, 현재의 순간에, 비판단적으로 주의를 기울임으로써 나타나는 알아차림으로 정의하였다. 장현갑(2006)은 사념처(四念處) 수행을 위빠사나 명상의 핵심으로 소개하면서, '념처'라는 한자어를 파자하여 마음챙김을 지금(今) 이곳(處)에 마음(心)을 모아 깨어있는 것으로 정의하였다. 또한 마음챙김이란 구성개념에 대한 검증 가능한 조작적 정의를 확립하기 위해 여러 명의 전문가들이 참여했던 패널(Bishop et al., 2004)에서는 두 가지 성분을 강조하는 정의에 대해 의견의 일치를 보았다. 첫 번째 성분은 현재 순간의 경험에 대해 알아차림을 증가시키는 주의에 대한 자기 조절에 초점을 맞추며, 두 번째 성분은 호기심, 개방성 및 수용과 같은 특별한 지향성을 갖고 현재 순간의 자기 경험들에 접근하는 것이다. 마음챙김에 대한 여러 정의들에 공통되는 요소들로, Feldman 등(2007)은 주의를 조절하는 능력, 현재 또는 즉각적인 경험에 대한 지향, 경험에 대한 알아차림, 그리고 경험에 대한 수용적 또는 비판단적 태도를 들었다.

한편 마음챙김을 측정하기 위해 지금까지 개발된 도구들은 여러 가지가 있지만, 국내에서 현재까지 타당화된 척도들에는 Five Facet Mindfulness Questionnaire(FFMQ; 원두리, 김교현, 2006; Baer, Smith, Hopkins, Krietemeyer, & Toney, 2006), Kentucky Inventory of Mindfulness Skills(KIMS; 김정모, 2006; Baer, Smith, & Allen, 2004), Mindful Attention and Awareness Scale(MAAS; 권선중, 김교현, 2007; 전종희, 이우경, 이수정, 이원혜, 2007; Brown & Ryan, 2003), 그리고 박성현(2006)의 마음챙김 척도 등이 있다. 이 척도들 모두 제작기 장단점이 있지만, 특

히 FFMQ와 KIMS는 문항 수가 많다는 점을, 그리고 MAAS에는 마음챙김의 주의와 알아차림 요소들은 포함되어 있지만 경험에 대한 수용과 비판단이라는 태도적 요소가 빠져 있다는 점을 주요한 제한점으로 지적할 수 있다.

이에 따라 Feldman 등(2007)은 기존 측정도구들의 여러 제한점들을 개선한 개정된 인지적 및 정서적 마음챙김 척도(Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised, CAMS-R)를 개발하였다. 이 척도는 비교적 간편하고, 일반인들이 이해하기 쉬운 일상적인 언어들을 사용하였을 뿐 아니라, 마음챙김이란 구성개념의 여러 공통된 요소들을 적절하게 반영하고 있다는 장점이 있다. 총 12개 문항으로 된 CAMS-R은 일반 대학생 표본(Feldman et al., 2007) 및 염증성 대장질환이 있는 성인 표본(McPhail et al., 2005)을 대상으로 한 연구들에서 주의, 현재 초점, 알아차림 및 수용이라는 4개의 1차 요인들과 1개의 2차 요인이 위계적 구조를 이루고 있는 것으로 밝혀졌다. 또한 이 척도와 이론적으로 일치된 정서조절 및 문제해결양식들과의 상관, 잠재적으로 적응적이지만 이론적으로 덜 일치된 스타일들과의 상관에 비해 더 컸다는 점에서, 이 척도는 수렴 및 변별타당도가 양호한 것으로 보고되었다.

뿐만 아니라, CAMS-R에는 마음챙김의 현재 초점 성분을 간접적으로 평가하는 수단으로서 과거와 미래 각각에 대한 집착의 정도를 묻는 두 문항이 포함되어 있다. 이 문항들이 각각 반추 및 걱정의 구성개념과 연관되어 있어 이로 인해 CAMS-R이 측정하는 마음챙김의 구성개념이 오염될 가능성이 있다는 지적(Feldman et al., 2007)이 제기되었다. 이에 따라 CAMS-R 개발자들은 마음챙김과 걱정, 반추, 우울 또는

불안과의 관계에 관심 있는 연구자들에게 과거와 미래에 대한 집착을 측정하는 두 문항을 제외한 10개 문항의 척도를 대안으로 사용하는 것을 고려하도록 권하였다. 10개 문항의 CAMS-R은 내적 일치도, 수렴 및 변별, 공준타당도가 수용할 만하고, 12개 문항의 척도와 강한 상관을 보이며, 걱정이나 반추와 더욱 분명하게 구분되는 마음챙김의 구성요소들에 초점을 맞추고 있는 것으로 보고되었다.

이러한 맥락에서, 마음챙김에 대한 연구들을 국내에서 활성화하는데 매우 유용할 것으로 기대되는 CAMS-R의 한국판을 만든 다음, 그 요인구조, 내적 일치도와 검사-재검사 신뢰도, 수렴 및 변별, 준거관련 및 증분타당도, 그리고 마음챙김 명상 후의 변화에 대한 민감성을 다각적으로 검증하기 위하여 세 가지 연구를 수행하였다.

연구 1

연구 1에서는 대학생들로 구성된 표본을 통해서 한국판 CAMS-R의 요인구조를 살펴보고 이 요인구조가 다른 독립적인 표본에서 교차타당화되는지를 검증하고자 하였다. 이를 위하여 확인적 및 탐색적 요인분석을 사용하였다. 이에 더해, 이 척도의 내적 일치도와 검사-재검사 신뢰도를 검토해 보고자 하였다.

방 법

참가자

지방 중소도시 소재 대학교에서 심리학 관

련 과목들을 수강하고 있는 학생들 중 연구 목적에 관한 설명을 들은 후 연구 참여에 동의한 학생들 총 764명(남 284명, 여 475명, 무응답 5명)이 연구 1에 참여하였다. 연구 1에서는 한국판 CAMS-R의 요인구조를 확인하고 그 결과가 교차 타당화 되는지를 살펴보는데 주목적이 있으므로, 전체 참가자들을 무선적으로 동등한 수의 두 집단으로 나누었다. 표본 1은 382명(남자 146명, 여 233명, 무응답 3명)으로 구성되어 있으며, 이들의 나이는 평균 21.06세(표준편차 2.90세)였다. 표본 2도 역시 382명(남자 138명, 여자 242명, 무응답 2명)으로 구성되어 있으며, 나이는 평균 20.99세(표준편차 2.18세)였다. 한국판 CAMS-R의 검사-재검사 신뢰도를 산출하기 위해 38명(남 8명, 여 30명)의 대학생들이 한국판 CAMS-R을 2주 간격으로 두 번 작성하였다. 이들의 나이는 평균 21.34세(표준편차 1.68세)였다.

측정도구

개정된 인지적 및 정서적 마음챙김 척도 (Cognitive and Affective Mindfulness Scale - Revised, CAMS-R)

이 척도는 마음챙김의 정도를 측정하기 위하여 Feldman 등(2007)이 개발한 총 12개 문항의 자기 보고형 검사이다. 각 문항별로 나타내는 방식이 피검자에게 얼마나 자주 해당되는지 그 정도를 4점 Likert형의 척도(1점: 좀처럼 아니다, 2점: 때때로 그렇다, 3점: 자주 그렇다, 4점: 거의 언제나 그렇다)에 평정하도록 되어 있다. 총 12개 문항 중 3개는 반대로 채점하도록 되어 있고, 총점이 높을수록 마음챙김의 수준이 높다는 점을 의미한다. 이 원판 CAMS-R의 내적 일치도(Cronbach's α)는 전체

척도 .74, .77이었고, 4개 하위척도 모두 .42-.81과 .46-.79였다(Feldman et al., 2007).

한국판 CAMS-R은 다음과 같은 단계를 거쳐서 제작되었다. 먼저, 원저자의 승인을 이메일로 받은 후 원판 CAMS-R의 문항들을 한국어말로 번역하였다. 연구자를 포함한 임상심리학 전공 교수 2명이 각자 독립적으로 번역한 후에 번역 내용에 차이가 있는 경우 두 사람 간에 상호 협의를 거쳤다. 그 다음에는 미국에서 임상심리학 전공으로 박사학위를 받은 심리학 교수 1명이 제 3자 입장에서 최종적으로 문항을 검토하는 과정을 거쳤다. 그리하여 3자간에 최종 합의에 이른 번역내용들을 채택하였다. 번역을 하는 과정에서 가능한 한 문항의 의미를 정확하게 전달하면서 동시에 자연스러운 문장이 될 수 있도록 하기 위해 의역을 한 경우도 있었다. 한국판 CAMS-R의 문항내용은 표 1에 제시되어 있다.

결과 및 논의

표본 1을 대상으로 한 한국판 CAMS-R의 요인구조와 내적 일치도

확인적 요인분석

먼저, Feldman 등(2007)이 원판 CAMS-R에 대해 보고한 위계적 4요인모형 - 4개의 1차 요인들이 모두 '마음챙김'이라는 1개의 2차 요인에 부하되는 것으로 가정된 모형 - 의 적합도를 검토하기 위하여, AMOS 5.0으로 확인적 요인분석을 수행하였다. 그 결과, 위계적 4요인모형의 적합도는 나빴다, $\chi^2(50)=183.036$, $p=.000$; TLI=.763; CFI=.820; RMSEA=.084(.071 ~ .097). 특히, 이 모형에서는 2차 요인에 대

한 ‘현재 초점’이라는 1차 요인의 요인부하계수와, 현재 초점 요인에 대한 문항 2의 요인부하계수 양자 모두 유의하지 않았다.

아울러, 4개의 1차 요인들 간의 상호 상관을 가정하는 상관된 4요인모형의 적합도를 살펴보면, 그 결과, 상관된 4요인모형 역시 수집된 자료에 잘 부합되지 않은 것으로 나타났다, $\chi^2(48)=146.063$, $p=.000$; TLI=.818; CFI=.868; RMSEA=.073(.060 ~ .087). 이 모형에서는 ‘현재 초점’ 요인에 대한 문항 2의 요인부하계수가 유의하지 않은 것으로 밝혀졌다.

탐색적 요인분석

Feldman 등(2007)이 원판 CAMS-R의 요인구조로 제안했던 위계적 4요인모형이 본 연구의 표본 1의 자료에 부합되지 않았으므로, 표본 1에 속한 대학생들이 한국판 CAMS-R의 12개 문항에 응답한 자료들에 대해 주축분해법(principal axis factoring)으로 탐색적 요인분석을 수행하였다. 그 결과, 고유치는 3.14, 1.58, 1.35, .94, .79 등으로 산출되었다. 이를 고려하여 요인 수를 2개, 3개, 4개로 각각 지정한 다음, 주축분해법과 사각회전법(delta = 0)을 사용하여 요인분석을 다시 수행하였다. 이렇게

표 1. 한국판 CAMS-R의 12개 문항들의 요인형태계수 행렬

문 항	요인 1	요인 2	요인 3	요인 4
1. 내가 하고 있는 일에 쉽게 집중한다.	<u>.53</u>	.27	-.01	.10
2. 나는 미래에 집착한다.	-.06	.04	<u>.40</u>	.05
3. 나는 정서적 고통을 견딜 수 있다.	.14	-.04	-.07	<u>.57</u>
4. 내가 변화시킬 수 없는 것들을 있는 그대로 받아들일 수 있다.	-.18	.05	.16	<u>.53</u>
5. 평소 내가 바로 지금 어떻게 느끼는 지를 상당히 자세하게 기술(묘사)할 수 있다.	.14	<u>.45</u>	-.10	.06
6. 나는 쉽게 주의가 산만해진다.	<u>.66</u>	-.13	.11	-.08
7. 나는 과거에 집착한다.	.32	-.10	<u>.40</u>	.02
8. 내 생각과 감정들을 놓치지 않고 쉽게 따라간다.	-.06	<u>.53</u>	-.15	-.03
9. 내 생각들에 대해 (옳다거나 틀리다는 식으로) 판단하지 않고 그 생각들을 알아차리려고 노력한다.	.00	<u>.47</u>	.09	.00
10. 내가 경험하는 생각과 감정들을 있는 그대로 받아들일 수 있다.	.10	<u>.58</u>	.25	.10
11. 나는 지금 이 순간에 온전히 집중할 수 있다.	<u>.59</u>	.21	-.09	.17
12. 나는 오랜 기간 동안 한 가지에 일에 면밀하게 주의 기울일 수 있다.	<u>.68</u>	.12	-.09	.05

주. 문항 2, 6, 7은 역채점 문항임. 굵은 글씨의 밑줄 친 숫자는 각 문항이 특정 요인에 높게 부하되었음을 의미함.

하여 나온 결과들을 기초로, 특정 문항의 요인부하계수가 .35 이상이어야 한다는 점과, 특정 문항이 두 개 이상의 요인에 부하되었을 경우 두 요인에 대한 요인부하계수의 차이가 적어도 .10 이상이어야 한다는 점 등 두 가지 모두를 충족시키는 경우에만(Floyd & Widaman, 1995) 특정 문항이 해당 요인에 속하는 것으로 결정하였다.

요인 수를 2개를 지정했을 경우, Feldman 등(2007)의 연구에서 ‘현재 초점’ 요인에 속했던 문항 2, ‘수용’ 요인에 속했던 문항 3과 4는 어떤 요인에도 부하되지 않은 것으로 밝혀졌다. 요인 수를 3개로 지정했을 경우, Feldman 등(2007)의 연구에서 ‘수용’ 요인에 속했던 문항 3은 어떤 요인에도 부하되지 않았으며, 본 연구에서 문항 2와 문항 4가 부하된 요인 3의 의미를 해석하기가 어려웠을 뿐 아니라, 요인 2와 요인 3의 상관계수($r = .12$)가 매우 낮았다. 요인 수를 4개로 지정했을 경우, 요인의 해석 가능성을 고려할 때 그 결과들이 비교적 적절해 보였다(요인 1에는 문항 1, 6, 11, 12; 요인 2에는 문항 5, 8, 9, 10; 요인 3에는 문항 2, 7; 요인 4에는 문항 3, 4가 높게 부하됨). 하지만, 요인 3의 경우 요인 2와 부적 상관($r = -.10$)을, 그리고 요인 1과는 아주 낮은 상관($r = .09$)을 보였다. 요인 수를 4개로 지정했을 때 12개의 각 문항별로 4개의 요인에 대한 요인부하계수가 나와 있는 요인형태계수행렬은 표 1에 제시되어 있다.

연구 1에서의 이러한 결과와, 문항 2와 문항 7은 마음챙김의 과정이기 보다는 결과이며 따라서 구성개념의 오염가능성에 기여할 수 있다는 Feldman 등(2007)의 견해를 종합적으로 고려하여, 문항 2와 문항 7을 제외한 10개의 문항들에 응답한 자료에 대해 탐색적 요인분

석을 다시 수행하였다. 주축분해법을 사용하여 탐색적 요인분석을 수행한 결과, 고유치는 3.08, 1.49, 1.10, .81 등으로 산출되었다. Scree 검사의 결과와 요인의 해석 가능성을 고려할 때, 3요인구조가 적절한 것으로 판단되었다. 이 결과를 근거로 요인의 수를 3개로 지정한 다음, 주축분해법과 사각회전법($\text{delta} = 0$)으로 요인분석을 다시 수행하였다.

요인 1은 ‘평소 내가 바로 지금 어떻게 느끼는 지를 상당히 자세하게 기술(묘사)할 수 있다(문항 5)’ 등 4개의 문항이 높게 부하되었으며, ‘알아차림(자각)’으로 이름 붙여졌다. 요인 2는 ‘나는 오랜 기간 동안 한 가지 일에 면밀하게 주의를 기울일 수 있다(문항 12)’ 등 4개의 문항이 높게 부하되었으며, ‘주의’로 명명되었다. 요인 3은 ‘내가 변화시킬 수 없는

표 2. 한국판 CAMS-R의 10개 문항들의 요인형태계수 행렬과 교정된 문항-전체 상관계수

문항 번호	요인 1	요인 2	요인 3	교정된 문항- 전체 상관계수
1	.26	<u>.54</u>	.07	.57
3	.00	.19	<u>.45</u>	.35
4	.00	-.15	<u>.64</u>	.18
5	<u>.47</u>	.14	.02	.41
6	-.20	<u>.67</u>	-.05	.24
8	<u>.59</u>	-.08	-.08	.26
9	<u>.42</u>	.01	.07	.31
10	<u>.44</u>	.13	.25	.50
11	.18	<u>.62</u>	.12	.58
12	.12	<u>.69</u>	-.04	.50

주. 문항 2와 문항 7은 제외되었으며, 굵은 글씨의 밑줄 친 숫자는 각 문항이 특정 요인에 높게 부하되었음을 의미함.

것들을 있는 그대로 받아들일 수 있다(문항 4) 등 2개의 문항이 높게 부하되었으며, ‘수용’으로 이름 붙여졌다. 요인 1은 전체 변량의 30.82%, 요인 2는 14.93%, 그리고 요인 3은 11.01%를 설명하였다. 그리고 요인 1과 요인 2의 상관은 .29, 요인 2와 요인 3의 상관은 .21, 그리고 요인 1과 요인 3의 상관은 .39였다. 10개의 각 문항별로 3개의 요인에 대한 요인부하계수가 나와 있는 요인형태계수행렬은 표 2에 제시되어 있다.

내적 일치도

10개 문항의 한국판 CAMS-R의 내적 일치도를 평가하기 위하여, 교정된 문항-전체 상관 및 Cronbach's α 계수를 구하였다. 10개 문항 전체 척도의 교정된 문항-전체 상관은, 표 2에 제시되어 있는 바와 같이, $r = .18$ (문항 4) ~ $.58$ (문항 11)이었다. 탐색적 요인분석 결과에 기초하여 구성된 세 하위척도들의 교정된 문항-하위척도 상관은 하위척도 1의 경우 $r = .34$ (문항 9) ~ $.43$ (문항 10), 하위척도 2의 경우 $r = .45$ (문항 6) ~ $.60$ (문항 12), 하위척도 3의 경우 $r = .28$ 이었다.

Cronbach's α 계수는 10개 문항의 전체 척도의 경우 .73, 하위척도 1의 경우 .59, 하위척도 2의 경우 .75, 그리고 하위척도 3의 경우 .44였다. 따라서 하위척도 1(알아차림 요인)과 하위척도 3(수용 요인)의 내적 일치도는 둘 다 낮은 편이었으나, 10개 문항으로 구성된 한국판 CAMS-R 전체 척도와 하위척도 2(주의 요인)의 내적 일치도는 둘 다 수용할 만 했다.

표본 2를 대상으로 한 CAMS-R의 요인구조와 내적 일치도

확인적 요인분석

표본 1의 응답 자료들에 대한 탐색적 요인분석을 통하여 보고된 10개 문항의 한국판 CAMS-R의 요인구조가 다른 독립된 표본(표본 2)의 응답 자료들에서 교차 타당화 되는지를 검증하기 위하여 AMOS 5.0으로 확인적 요인분석을 수행하였다. 먼저, 확인적 요인분석을 위해 측정변인으로 사용된 10개 문항들의 평균과 표준편차, 그리고 각 문항들 간 상관계수를 구하여 표 3에 제시하였다.

다음으로, 확인적 요인분석을 위해, 앞서 표본 1의 응답 자료들에 대한 탐색적 요인분석으로부터 추출된 3개의 요인이 서로 상관되어 있다는 점과 CAMS-R의 전체 점수가 연구나 임상 실재에서 주로 사용된다는 점을 함께 고려하여 1차 요인이 3개이며 이러한 1차 요인들이 모두 1개의 2차 요인에 부하된다고 가정하는 위계적 3요인모형을 설정하였다. 이 요인모형이 표본 2의 응답 자료들에 잘 부합되는지를 평가하기 위하여 확인적 요인분석을 적용하였다.¹⁾ 위계적 3요인모형의 적합도 지수들을 살펴본 결과, $\chi^2(32) = 89.071(p=.000)$, $TLI = .860$, $CFI = .901$, $RMSEA = .068(.052 \sim .085)$ 이었다. CFI와 RMSEA는 비교적 적합하였으나, TLI가 미흡한 것으로 나와서, 수정지수와 해석 가능성을 고려하여 모형 수정을 시도하였다. 원판 CAMS-R의 요인분석에서 원래 ‘수용’ 요인에 속했던 문항 10(‘내가 경험하는

1) Feldman 등(2007)이 보고했던 위계적 4요인모형이 12개 문항들로 구성된 한국판 CAMS-R에 대한 표본 2의 응답 자료들에 잘 부합되는지를 검증하기 위하여 확인적 요인분석을 수행하였다. 그 결과, 표본 1에서의 결과와 마찬가지로, 위계적 4요인모형의 적합도는 나쁜 것으로 밝혀졌다, $\chi^2(50) = 158.894(p=.000)$; $TLI = .771$; $CFI = .826$; $RMSEA = .076(.063 \sim .089)$.

표 3. 한국판 CAMS-R의 10개 문항들의 평균, 표준편차와 문항들 간 상관계수

	문항 1	문항 3	문항 4	문항 5	문항 6	문항 8	문항 9	문항 10	문항 11	문항 12
문항 1	--	.		.				.		
문항 3	.26	--						.		
문항 4	.08	.28	--							
문항 5	.30	.13	.14	--						
문항 6	.30	.10	-.08	.07	--					
문항 8	.18	.10	.06	.29	-.06	--		.		
문항 9	.24	.13	.12	.22	-.01	.21	--			
문항 10	.33	.25	.24	.29	.09	.29	.31	--		
문항 11	.51	.28	.08	.32	.37	.14	.18	.39	--	
문항 12	.48	.23	-.01	.21	.42	.12	.15	.23	.49	--
평균	2.40	2.28	2.43	2.36	2.69	2.40	2.32	2.65	2.48	2.28
표준편차	.73	.86	.84	.87	.83	.75	.85	.78	.85	.88

생각과 감정들을 있는 그대로 받아들일 수 있다'이 표본 1의 탐색적 요인분석에서는 '알아차림' 요인에 높게 부하된 것으로 보고되었다는 점과, 이 문항의 내용이 문항 4의 내용('내가 변화시킬 수 없는 것들을 있는 그대로 받아들일 수 있다')과 흡사하다는 점을 고려하여 문항 10의 오차항과 문항 4의 오차항 간의 상관을 허용하는 식으로 위계적 3요인모형을 수정한 다음, 확인적 요인분석을 다시 수행하였다. 그 결과, 이렇게 수정된 위계적 3요인모형은 표본 2의 자료에 적합한 것으로 밝혀졌다.

$\chi^2(31) = 64.028, p=.000$; TLI = .916; CFI = .942; RMSEA = .053(.034 ~ .071).²⁾

- 2) '알아차림', '주의', 그리고 '수용' 등 1차 요인들이 서로 상관되어 있다고 가정하는 상관된 3요인모형은 연구 1에서 설정된 위계적 3요인모형과 확인적 요인분석 결과를 비교할 때, χ^2 결과 뿐 아니라, TLI, CFI 및 RMSEA 값 모두 서로 동일한 것으로 나타나는 수학적으로 동치모형이다.

이러한 수정된 위계적 3요인모형에서 각 문항과 1차 요인 간, 그리고 1차 요인과 2차 요인 간의 표준화된 요인계수 추정치는 그림 1에 제시되어 있다. 그림 1에서 보듯이, 위계적 3요인모형에서 각 1차 요인들과 해당 문항들 간의 표준화된 요인계수는 '알아차림' 요인의 경우 .419 ~ .591, '주의' 요인의 경우 .477 ~ .711, 그리고 '수용' 요인의 경우 .415 ~ .510으로서 모든 추정치들이 매우 높았다. 그리고 2차 요인과 세 가지 1차 요인들 간의 표준화

따라서 본 연구에서는 이론적 연구 및 임상 실제에서의 한국판 CAMS-R의 유용성을 고려하여, 위계적 3요인모형에 대한 연구 결과에 초점을 맞추고 이에 관해 논의하였다. 아울러, 본 연구에서 추가 분석한 결과, 상관된 3요인모형에서 '알아차림' 요인과 '주의' 요인의 상관은 $r = .463$, '알아차림' 요인과 '수용' 요인의 상관은 $r = .403$, 그리고 '주의' 요인과 '수용' 요인의 상관은 $r = .539$ 였다.

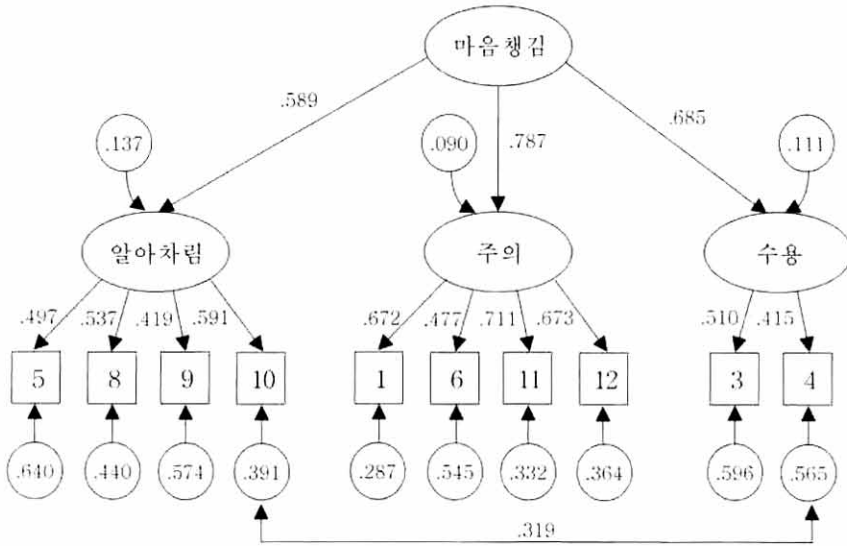


그림 1. 수정된 위계적 3요인모형과 표준화된 계수 추정치. 사각형 속의 숫자는 한국판 개정된 인지적 및 정서적 마음챙김척도(K-CAMS-R)의 문항번호임.

된 요인계수는 .589에서부터 .787 사이로 유의하였다. 이 결과들은 각 문항들이 해당 1차 요인에 대한 타당한 지표이며 세 가지 1차 요인들 모두 마음챙김이라는 2차 요인에 대한 타당한 지표임을 시사한다.

내적 일치도

10개 문항의 한국판 CAMS-R의 내적 일치도를 평가하기 위하여, 교정된 문항-전체 상관 및 Cronbach's α 계수를 구하였다. 10개 문항 전체 척도의 교정된 문항-전체 상관은 $r = .25$ (문항 6) ~ $.54$ (문항 11)였으며, 세 하위척도들의 교정된 문항-하위척도 상관은 하위척도 1의 경우 $r = .30$ (문항 9) ~ $.41$ (문항 8), 하위척도 2의 경우 $r = .43$ (문항 6) ~ $.56$ (문항 1), 하위척도 3의 경우 $r = .21$ 이었다.

Cronbach's α 계수는 10개 문항의 전체 척도의 경우 .70, 하위척도 1의 경우 .58, 하위척도

2의 경우 .73, 그리고 하위척도 3의 경우 .35였다. 따라서 하위척도 1(알아차림 요인)과 하위척도 3(수용 요인)의 내적 일치도는 둘 모두 낮은 편이었으나, 10개 문항으로 구성된 한국판 CAMS-R 전체 척도와 하위척도 2(주의 요인)의 내적 일치도는 둘 다 수용할 만 했다.

검사-재검사 신뢰도

10개 문항으로 구성된 한국판 CAMS-R 전체 척도의 2주 간격 검사-재검사 신뢰도는 $r = .77$ ($p < .001$)이었다. 3개의 하위척도들의 검사-재검사 신뢰도는 순서대로 $r_s = .62, .76, .54$ ($p_s < .001$)이었다. 따라서 내적 일치도의 결과와 비슷하게, 하위척도 1과 3은 검사-재검사 신뢰도가 낮은 편인데 비해, 전체 척도와 하위척도 2는 시간의 경과에 따라 비교적 안정된 양상을 보인다고 할 수 있다.

연구 2

연구 2에서는 10개 문항으로 구성된 한국판 CAMS-R의 수렴, 변별, 준거관련 및 증분타당도를 검토하기 위하여, 이 척도와 관련되거나 독립된 구성개념들을 측정하는 기존 척도들이 한국판 CAMS-R과 서로 어떻게 연관되는 지를 살펴보았다.

방 법

참가자

지방 중소도시 소재 대학교에서 심리학 관련 과목들을 수강하고 있는 학생들 중 연구 목적에 관해 설명을 들을 후 연구 참여에 동의한 학생들 총 219명(남 91명, 여 128명)이 연구 2에 참여하였으며, 이 학생들의 나이는 평균 20.41세(표준편차 2.26세)였다. 이들 중 48명(남 21명, 여 27명)은 한국판 Anxiety Sensitivity Index-Revised(ASI-R)를 추가로 더 작성하였다. 이 학생들의 나이는 평균 20.15세(표준편차 2.55세)였다.

측정도구

한국판 CAMS-R의 타당도를 알아보기 위하여, 이 척도 외에, 다음 척도들을 참가자들에게 함께 실시하였다.

마음챙김 주의 자각척도(Mindful Attention Awareness Scale, MAAS)

이 척도는 개인이 현재 경험하는 것에 대한 주의와 자각의 정도를 측정하기 위하여 Brown

과 Ryan(2003)이 개발한 총 15개 문항의 자기 보고형 검사이다. 각 문항에 해당되는 경험을 현재 어느 정도 하고 있는지 그 빈도를 6점 Likert형의 척도(1점: 거의 항상 그렇다 ~ 6점: 거의 그렇지 않다)에 평정하도록 되어 있다. 연구 2에서는 전종희, 이우경, 이수정, 이원혜(2007)가 우리나라 말로 번역하여 내적 일치도와 요인타당도 및 공준타당도를 확인한 한국판 검사 문항들을 사용하였으며, 응답을 편리하게 하기 위하여 척도 점수의 의미를 1점(거의 그렇지 않다)에서 6점(거의 항상 그렇다)과 같이 원판과 역순으로 배열하였으며, 총점을 구할 때에는 각 문항별 점수들을 다시 역채점하였다. 따라서 총점이 높을수록 마음챙김 주의 자각의 정도가 강하다는 점을 의미한다. 연구 2에 참여한 대학생들의 자료로 산출한 한국판 MAAS의 내적 일치도는 Cronbach's $\alpha = .84$ 였다.

수용과 행위 질문지(Acceptance and Action Questionnaire, AAQ)

이 척도는 경험 회피의 정도를 측정하기 위하여 Hayes 등(2004)이 개발한 9개 문항의 자기 보고형 검사이다. 각 문항별로 평소 자신의 모습을 가장 잘 나타내거나 자신의 평소 생각과 일치하는 정도를 7점 Likert형의 척도(1점: 전혀 그렇지 않다, 4점: 때때로 그렇다, 7점: 항상 그렇다)에 평정하도록 되어 있다. 연구 2에서는 이정은과 조용래(2007)가 우리나라 말로 번역하여 내적 일치도와 요인타당도를 확인한 한국판 검사를 사용하였다. 연구 2에 참여한 대학생들의 자료로 산출한 한국판 AAQ의 내적 일치도는 Cronbach's $\alpha = .66$ 이었다.

사고 억제 질문지(White Bear Suppression Inventory, WBSI)

이 척도는 경험 회피의 일부 측면으로 간주되는 사고 억제의 일반적인 경향성을 측정하기 위하여 Wegner와 Zanakos(1994)가 개발한 것으로 총 15개 문항으로 구성되어 있다. 각 문항별로 자신의 경험과 일치하는 정도에 따라서 5점 Likert형의 척도(1점: 전혀 그렇지 않다 ~ 5점: 매우 그렇다)에 평정하도록 되어 있다. 연구 2에서는 이용승과 원호택(1999)이 우리나라 말로 번역하여 내적 일치도와 검사-재검사 신뢰도를 확인한 한국판 검사를 사용하였다. 연구 2에 참여한 대학생들의 자료로 산출한 한국판 WBSI의 내적 일치도는 Cronbach's $\alpha = .93$ 이었다.

정서조절곤란 척도 (Difficulties in Emotion Regulation Scale, DERS)

이 척도는 정서조절곤란의 정도를 평가하기 위하여 Gratz와 Roemer(2004)가 개발한 총 36개 문항의 자기 보고형 검사이다. 피검사자들로 하여금 각 문항내용이 평소 자신에게 얼마나 자주 해당되는지 그 정도를 5점 Likert형의 척도(1점: 거의 그렇지 않다(0-10%), 2점: 때때로 그렇다(11-35%), 3점: 대략 반쯤 그렇다(36-65%), 4점: 대부분 그렇다(66-90%), 5점: 거의 언제나 그렇다(91-100%))에 평정하도록 되어 있다. 연구 2에서는 조용래(2007)가 우리나라 말로 번역하여 신뢰도와 타당도를 입증한 한국판 DERS를 사용하였다. 이 척도에서는 문항 17이 교정된 문항-전체 상관 및 요인분석에서 예상과 반대의 결과를 보여 제외되었으므로, 35개 문항이 포함되어 있다. 총 35개 문항 중 10개는 반대로 채점하도록 되어 있고, 총점이 높을수록 정서조절곤란의 정도가 크다

는 점을 의미한다. 연구 2에 참여한 대학생들의 자료로 산출한 한국판 DERS의 내적 일치도는 Cronbach's $\alpha = .93$ 이었다.

특질 상위-기분척도(Trait Meta-Mood Scale, TMMS)

이 척도는 정서지능 및 그 하위차원들을 측정하기 위하여 Salovey, Mayer, Goldman, Turvey와 Palfai(1995)가 개발한 총 30개 문항의 자기 보고형 검사이다. 이 척도는 주의차원, 명료성차원 및 기분 개선차원으로 구성되어 있으며, 각 문항별로 얼마나 동의하는지 그 정도를 5점 Likert형의 척도(1점: 전혀 동의하지 않는다, 3점: 중간이다, 7점: 전적으로 동의한다)에 평정하도록 되어 있다. 연구 2에서는 이수정과 이훈구(1997)가 번역한 척도를 옥수정(2001)이 약간 수정한 한국판 검사를 사용하였다. 연구 2에 참여한 대학생들의 자료를 사용하여 분석한 한국판 TMMS의 내적 일치도(Cronbach's α)는 전체 척도 .82였다.

Beck 우울척도(Beck Depression Inventory, BDI)

이 척도는 Beck 등이 다양한 영역의 우울증상을 측정하기 위해 개발한 총 21개 문항의 자기 보고형 검사이다(Beck, Ward, Mendelson, Mock, & Erbaugh, 1961; Beck, Rush, Shaw, & Emery, 1979). 연구 2에서는 이영호와 송종용(1991)에 의해 번역된 한국판 Beck 우울척도를 사용했다. 이 검사는 각 항목마다 우울증상의 심한 정도를 기술하는 네 문장들 중 지난 1주일 동안의 피검사자의 경험에 적합한 한 문장을 선택하도록 되어 있다. 연구 2에 참여한 대학생들의 자료를 사용하여 분석한 한국판 BDI의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .88이었다.

Beck 불안척도(Beck Anxiety Inventory, BAI)

이 척도는 불안증상의 정도를 측정하기 위해 Beck, Epstein, Brown과 Steer(1988)가 개발한 총 21개 문항의 자기 보고형 검사이며, 지난 1주일 동안 각 문항에서 기술하는 증상으로 인해 불편하게 느낀 정도를 0점에서 3점까지 Likert형의 척도상에 평정하도록 되어 있다. Kwon(1992)에 의해 우리나라 말로 번역된 척도에서 일부 문항의 번역을 조용래와 김은정(2004)이 수정한 한국판 BAI를 연구 2에서 사용하였다. 연구 2에 참여한 대학생들의 자료를 사용하여 분석한 한국판 BAI의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .91이었다.

심리적 안녕감 척도(Psychological Well-Being Scale, PWBS)

이 척도는 개인의 삶의 질을 구성한다고 여겨지는 심리적 측면들(자기 수용, 긍정적 대인관계, 자율성, 환경에 대한 숙달감, 삶의 목적 및 개인적 성장의 함으로 간주되는 심리적 안녕감의 정도를 측정하기 위해 Ryff 등(Ryff, 1989; Ryff & Keyes, 1995)이 개발한 총 18개 문항의 자기 보고형 척도이다. 이 척도는 자신의 성격이나 현재의 마음 상태를 어느 정도로 잘 나타내는지 그 정도를 1점(전혀 안 그렇다)에서 6점(매우 그렇다)까지 Likert형의 척도 상에 평정하도록 되어 있다. 연구 2에서는 김명소, 김혜원, 차경호(2001)가 우리나라 말로 번역하여 문항분석과 요인분석을 한 후 최종 선정한 46개 문항에서 Ryff와 Keyes(1995)가 각 차원별로 추천했던 3개의 문항들을 뽑아 구성한 총 18개 문항의 척도를 사용하였다. 연구 2에 참여한 대학생들의 자료로 산출한 전체 척도의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .81이었다.

삶의 만족도 척도(Satisfaction with Life Scale, SWLS)

이 척도는 삶에 대한 만족의 정도를 평가하기 위하여 Diener, Emmons, Larsen과 Griffin(1985)이 개발한 자기 보고형 검사이다. 이 척도는 총 5개 문항으로 구성되어 있으며, 각 문항별로 7점 Likert형의 척도(1점: 전혀 그렇지 않다 ~ 7점: 매우 그렇다)상에 평정하도록 되어 있다. 연구 2에서는 박정현과 서은국(2005)이 우리나라 말로 번역한 한국판 SWLS를 사용하였으며, 연구 2에 참여한 대학생들의 자료로 산출한 한국판 SWLS의 내적 일치도는 Cronbach's α = .84였다.

정적 및 부정 정서 척도(Positive and Negative Affect Schedule, PANAS)

이 척도는 개인의 정적 정서와 부정 정서의 정도를 측정하기 위하여, Watson, Clark과 Tellegen(1988)에 의해 개발되었으며, 정적 정서와 부정 정서에 각각 해당되는 형용사 10개씩 총 20개의 문항으로 이루어져 있다. 지난 1주일 동안 느낀 각 기분의 정도를 0점(전혀 그렇지 않다)에서 4점(매우 많이 그렇다)까지 Likert형의 척도 상에 평정하도록 되어 있다. 연구 2에서는 이현희, 김은정, 이민규(2003)가 우리나라 말로 번역하여 타당화한 한국판 척도에서 조용래(2007)가 '기민한(alert)'이라는 문항 뒤에 '정신을 바짝 차린'이라는 내용을 추가로 제시한 척도를 사용하였다. 연구 2에 참여한 대학생들의 자료로 산출한 한국판 PANAS의 내적 일치도(Cronbach's α)는 정적 정서차원 .89, 부정 정서차원 .85였다.

개정된 불안민감성 지표(Anxiety Sensitivity Index-Revised, ASI-R)

이 검사는 개인의 불안민감성 및 그 하위차원들을 측정하기 위해 Taylor와 Cox(1998)가 개발한 총 36개 문항의 자기 보고형 척도이다. 이 척도는 호흡계 감각 염려, 사회적 염려, 심혈관위장계 감각 염려, 그리고 심리적 염려(인지적 통제 불능에 대한 두려움) 등 4개의 요인으로 구성되어 있다. 연구 2에서는 한국판 CAMS-R의 변별타당도를 검토하기 위하여, 조용래(2003)가 번역한 한국판 ASI-R의 심리적 염려차원에 해당되는 6개의 문항만을 사용하였다. 연구 2에 참여한 대학생들의 자료로 산출한 한국판 ASI-R의 심리적 염려차원의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .85로 나왔다.

결과 및 논의

성차 및 연령의 효과

10개 문항으로 된 한국판 CAMS-R로 측정된 마음챙김의 정도에서 성차가 유의한 지를 검토하기 위해, 남녀 두 집단 간의 차이를 독립적인 t 검정으로 분석해 보았다. 그 결과, 한국판 CAMS-R 전체 척도의 경우 남자집단의 평균은 24.18점(표준편차 4.73점), 여자집단의 평균은 23.90점(표준편차 3.83점)으로서 두 집단 간에 유의한 차이를 보이지 않았다, $t(217) = .48$, ns. 한국판 CAMS-R의 세 하위척도 점수들 모두 성차가 유의하지 않은 것으로 밝혀졌다.

한국판 CAMS-R로 측정된 마음챙김의 정도가 연령과 유의한 관계를 보이는 지를 확인하기 위하여, 연령과 한국판 CAMS-R 전체 점수

간의 피어슨 상관계수를 구하였다. 그 결과, 연령과 유의한 상관을 보이지 않았다, $r(219) = .061$, ns. 한국판 CAMS-R의 세 하위척도 점수들 모두 연령과의 상관이 유의하지 않았다. 따라서 이러한 결과들은 한국판 CAMS-R로 측정된 마음챙김의 정도에는 성차 및 연령의 효과가 유의하지 않음을 시사한다.

수렴 및 변별타당도

10개 문항으로 된 한국판 CAMS-R의 수렴 및 변별타당도를 검토해 보기 위하여, 한국판 CAMS-R과 다른 측정도구들 간의 피어슨 상관계수를 구하였다. 먼저, 한국판 CAMS-R의 수렴타당도를 확인해 보기 위하여, 마음챙김 및 이와 관련되거나 비슷한 구성개념을 측정하는 도구들인 한국판 MAAS, AAQ, DERS, TMMS 및 WBSI와 한국판 CAMS-R 간의 피어슨 상관계수를 구하였다. 구체적인 상관계수들은 표 4에 제시되어 있다.

표 4에서 보듯이, 한국판 CAMS-R의 전체 점수는 마음챙김 주의 자각의 정도를 측정하는 한국판 MAAS, 심리적 수용과 반대되는 개념으로 간주되는 경험의 회피 수준을 측정하는 한국판 AAQ, 정서조절곤란의 정도를 측정하는 한국판 DERS, 그리고 정서지능수준을 측정하는 한국판 TMMS 모두와 예상된 방향으로 중간 수준의 상관을 보였다. 다만, 사고억제수준을 측정하는 한국판 WBSI와는 유의하지는 했지만 비교적 낮은 부적 상관을 보였을 뿐이다.

한국판 CAMS-R의 세 하위척도들 중 주의 하위척도점수는 전체 척도점수의 결과와 비슷한 관계 양상을 보였다. 알아차림 하위척도점수는 정서지능과 높은 상관을, 경험 회피, 정

표 4. 한국판 CAMS-R과 다른 척도들 간의 상관계수 및 각 척도들의 평균과 표준편차

척도	CAMS-R 총점	CAMS-R 알아차림	CAMS-R 주의	CAMS-R 수용	n	평균	표준편차
CAMS-R 총점	--				219	24.01	4.22
알아차림	.79***	--			219	9.79	2.07
주의	.79***	.37***	--		219	9.64	2.34
수용	.57***	.33***	.20**	--	219	4.58	1.28
MAAS	.35***	.17*	.43***	.11	218	61.25	10.36
AAQ	-.50***	-.35***	-.40***	-.35***	218	35.50	6.61
WBSI	-.21**	-.11	-.22***	-.12	219	40.00	13.06
DERS	-.43***	-.32***	-.38***	-.21**	219	83.54	20.38
TMMS	.48***	.50***	.35***	.13	219	104.74	11.35
BDI	-.39***	-.19**	-.41***	-.23***	218	9.86	7.68
BAI	-.25***	-.12	-.27***	-.13	218	8.26	8.67
PWBS	.59***	.42***	.57***	.23***	219	76.32	9.80
SWLS	.37***	.24***	.33***	.22***	219	18.89	5.88
PANAS-P	.41***	.32***	.33***	.22***	218	16.16	8.25
PANAS-N	-.23***	-.10	-.27***	-.12	218	11.91	7.42
ASI-R-P	.03	.06	.02	-.03	48	3.58	4.67

주. CAMS-R = 개정된 인지적 및 정서적 마음챙김 척도; MAAS = 마음챙김 주의자각척도; AAQ = 수용과 행위질문지; WBSI = 사고억제 질문지; DERS = 정서조절곤란척도 전체; TMMS = 특질 상위-기분척도; BDI = Beck 우울척도; BAI = Beck 불안척도; PWBS = 심리적 안녕감척도; SLWS = 삶의 만족도 척도; PANAS-P = 정적 및 부정적 정서 척도-정적 정서; PANAS-N = 정적 및 부정적 정서 척도-부정적 정서; ASI-R-P = 개정된 불안민감성 지표-심리적 염려차원.

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

서조절곤란 및 마음챙김 주의 자각 수준과 각각 유의한 상관을 보였는데 비해, 사고억제 수준과의 상관은 유의하지 않았다. 수용 하위 척도점수는 경험회피 및 정서조절곤란과의 상관은 둘 다 유의하였으나, 마음챙김 주의 자각 및 사고억제 수준과의 상관은 모두 유의하지 않았다. 따라서 한국판 CAMS-R의 전체 점

수와 세 하위척도 점수들이 마음챙김과 비슷하거나 관련된 구성개념들과 유의한 상관을 보였다는 결과는 한국판 CAMS-R의 수렴타당도를 지지하는 것으로 볼 수 있다.

이와 달리, 한국판 CAMS-R의 전체 점수 및 세 하위척도 점수들은 모두 불안민감성의 심리적 염려차원을 재는 한국판 ASI-R의 심리적

염려차원과의 상관이 유의하지 않은 것으로 밝혀졌다. 이 결과는, 한국판 CAMS-R이 마음챙김과 비슷하거나 관련된 구성개념들과 유의한 상관을 보이기는 했지만 상관계수가 중간 수준 또는 그보다 낮은 수준이었다는 점, 그리고 수용이라는 구성개념을 직접 측정하는 문항들이 포함되어 있지 않는 한국판 MAAS가 한국판 CAMS-R의 주의 하위척도와는 중등도의 상관을, 알아차림 척도와는 유의한 상관을 보였는데 비해 수용 하위척도와는 유의한 상관을 유의하지 않았다는 결과들과 함께, 한국판 CAMS-R의 변별타당도를 지지하는 것으로 해석될 수 있다.

준거관련 타당도

10개 문항으로 된 한국판 CAMS-R의 준거관련 타당도를 검토하기 위하여, 마음챙김의 정도와 관련되어 있을 것으로 예상되는 정신건강의 지표 또는 적응수준에 대한 측정도구들인 한국판 BDI, BAI, PWBS, SWLS, PANAS-정적 정서 하위척도 및 PANAS-부적 정서 하위척도와 한국판 CAMS-R의 피어슨 상관계수를 살펴보았다. 그 결과, 표 4에 제시되어 있듯이, 한국판 CAMS-R 전체 점수는 한국판 PWBS와 높은 상관을, 그리고 나머지 다른 척도들 모두와도 각각 유의한 상관을 보였다.

한국판 CAMS-R의 주의 하위척도는 앞서 소개한 정신건강의 모든 지표들과 각각 예상된 방향으로 유의한 상관을 보였다. 알아차림 및 수용 하위척도는 둘 다 한국판 BAI와의 상관 및 PANAS-부적 정서 하위척도와의 상관이 유의하지 않았을 뿐, 한국판 BDI, PWBS, SWLS, PANAS-정적 정서 하위척도와는 각각 유의한 상관을 보였다. 이러한 결과들은 우울증상, 불

안증상, 심리적 안녕감, 삶의 만족도, 그리고 최근의 정적 정서경험 및 부적 정서경험의 정도와 관련하여 한국판 CAMS-R 전체 척도의 준거관련 타당도가 양호함을 나타낸다고 하겠다.

증분타당도

한국판 CAMS-R의 증분타당도를 확인해 보기 위하여, 한국판 CAMS-R로 측정되는 마음챙김과 비슷하거나 관계가 있을 것으로 예상되는 여러 구성개념들의 각 효과를 개별적으로 통제한 다음, 한국판 CAMS-R과 정신건강의 지표 또는 적응수준에 대한 측정도구들 간의 상관이 여전히 유의한 지를 검토해 보았다. 그 결과는 표 5에 제시되어 있다.

먼저, 현재 경험에 대한 주의와 자각에 대한 측정도구인 한국판 MAAS를 통제변인으로 지정하고 한국판 CAMS-R과 정신건강 지표들 간의 부분상관(partial correlations)을 구하였다. 그 결과, 한국판 CAMS-R은 심리적 안녕감, 최근의 정적 정서 경험수준, 그리고 삶의 만족도를 각각 제는 측정도구들과 유의한 정적 부분상관을 보였으며, 한국판 BDI와는 유의한 부적 부분상관을 보였다.

다음으로, 경험 회피의 측정도구인 한국판 AAQ를 통제변인으로 지정하고 한국판 CAMS-R과 정신건강 지표들 간의 부분상관을 구한 결과, 한국판 PWBS 및 한국판 PANAS의 정적 정서 하위척도와는 각각 유의한 정적 부분상관을, 그리고 한국판 BDI와는 유의한 부적 부분상관을 보였다. 사고억제수준을 제는 한국판 WBSI를 통제변인으로 지정하고 한국판 DERS와 정신건강 지표들 간의 부분상관을 구한 결과, 한국판 CAMS-R은 예상된 방향으로

표 5. 한국판 CAMS-R로 측정된 마음챙김과 관련된 다른 구성개념들의 영향을 통제한 후의 한국판 CAMS-R과 정신건강 지표들 간의 상관계수

척도 \ 통제변인	MAAS	AAQ	WBSI	DERS	TMMS
BDI	-.27***	-.14*	-.34***	-.22***	-.25***
BAI	-.10	-.04	-.16*	-.06	-.13
PWBS	.52***	.42***	.57***	.48***	.44***
SLWS	.30***	.13	.33***	.26***	.23***
PANAS-P	.40***	.25***	.40***	.36***	.34***
PANAS-N	-.10	-.03	-.14*	-.05	-.11

주. MAAS = 마음챙김 주의 자각척도; AAQ = 수용과 행위질문지; WBSI = 사고억제 질문지; DERS = 정서조절곤란척도; TMMS = 특질 상위-기분척도; BDI = Beck 우울척도; BAI = Beck 불안척도; PWBS = 심리적 안녕감척도; SLWS = 삶의 만족도 척도; PANAS-P = 정적 및 부정적 정서 척도-정적 정서; PANAS-N = 정적 및 부정적 정서 척도-부정적 정서.

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

모든 정신건강 지표들과 유의한 부분상관을 보였다.

정서조절곤란을 재는 한국판 DERS를 통제변인으로 지정하고 한국판 CAMS-R과 정신건강 지표들 간의 부분상관을 구한 결과, 한국판 CAMS-R은 한국판 BAI 및 한국판 PANAS의 정적 정서 하위척도를 제외한 나머지 다른 대부분의 정신건강지표들과 유의한 부분상관을 보였다. 이와 마찬가지로, 정서지능을 재는 한국판 TMMS를 통제변인으로 지정하고 한국판 CAMS-R과 정신건강 지표들 간의 부분상관을 구한 결과, 한국판 CAMS-R은 한국판 BAI 및 한국판 PANAS의 정적 정서 하위척도를 제외한 나머지 다른 대부분의 정신건강지표들과 유의한 부분상관을 보였다.

따라서 이 결과들은 한국판 CAMS-R이 마음챙김과 관련된 다른 구성개념들의 영향을 넘어서서 대부분의 정신건강지표들에 대해 고유하게 기여하며, 한국판 CAMS-R의 충분타당도

를 지지하는 것으로 해석된다.

연구 3

연구 3에서는 한국판 CAMS-R이 마음챙김 명상 프로그램 실시 후에 나타난 변화를 민감하게 탐지하는 지를 평가하고자 하였다.

방법

참가자

지방 중소도시 소재 한 대학교 교내에 부착된 '대학생을 위한 마음챙김 명상 실시 안내' 포스터 또는 학교 홈페이지의 게시판을 보고 프로그램 참가 신청서를 제출한 학생들 중, 임상경험 15년 이상의 임상심리전문가인 연구

자에 의해 다면적 인성검사의 프로파일에서 현저한 정신병적 증상을 주관적으로 호소하지 않는 것으로 판단된 학생 17명이 연구 3에 참여하였다. 이들은 모두 사전 검사지들을 작성하기 전에 연구 목적에 관해 설명을 듣고 연구 참여에 동의하였다. 이들 중 학부생은 12명(남자 4명, 여자 8명), 대학원생은 5명(남 1명, 여자 4명)이었다. 참가자들의 나이는 평균 24.35세(표준편차 4.85세)였다.

프로그램과 진행자

연구 3에서 실시된 프로그램은 장현갑(2006)에 의해 개발된 ‘한국형 마음챙김 명상에 기초한 스트레스 감소 프로그램(Korean version of MBSR, K-MBSR)’이었다. 이 프로그램은 원래 1주에 1회기씩 총 8회기로 이루어져 있으나, 연구 3에서는 학사 일정상 중간고사와 기말고사 사이의 기간이 7주라는 점을 고려하여 7회기로 구성되었다. 매 회기는 1시간 40분 가량의 이론 교육과 실습으로 이루어지며, 연구 3에서 사용된 K-MBSR의 각 회기별 주제와 실습 내용을 간략하게 소개하면 다음과 같다. 더 자세한 내용은 장현갑(2006)과 배재홍(2007)을 참조하기 바란다.

1회기는 ‘마음챙김이란 무엇인가’라는 주제의 이론 교육과, 건포도 먹기 명상 및 바디스캔 실습으로 이루어져 있다. 2회기는 ‘행동하는 습관에서 존재하는 습관으로’라는 주제의 이론 교육과, 바디스캔과 걷기명상 실습으로 이루어져 있다. 3회기는 ‘호흡의 힘’이라는 주제의 이론 교육과, 바디스캔과 호흡명상 실습으로 이루어져 있다. 4회기는 ‘정좌명상’에 대한 이론 교육과, 마음챙김 호흡확장과 정좌명상 실습으로 이루어져 있다. 5회기는 ‘대상 없

이 깨어있기’라는 주제의 이론 교육과, 마음챙김 호흡확장, 대상 없이 깨어있기에 대한 마음챙김 명상, 그리고 호흡과 함께 떠오르는 생각 바라보기 체험 실습으로 이루어져 있다. 6회기는 ‘마음챙김 하타요가’에 대한 이론 교육과 요가 실습으로 이루어져 있다. 7회기는 특별한 이론 교육은 없고, 참가자들로 하여금 자신이 선호하는 명상법을 소개하고 이를 실습하며, 프로그램 종결 전에 그동안 경험한 내용들을 정리하는 시간으로 이루어져 있다. 각 회기가 끝난 후에는 참가자들에게 직전 회기에서 배운 명상법을 자기 스스로 실습하고 그 경험을 실습일지에 작성해 오게 하는 숙제를 내 주었다.

이 프로그램은 한국명상치유학회로부터 명상치유 전문가 자격증을 취득한 연구자가 직접 진행하였으며, 임상심리학 전공의 대학원 석사 졸업생 1명이 진행을 도왔다.

측정도구

프로그램 시작 전과 종결 후에 실시된 측정 도구들에는 앞서 소개한 한국판 CAMS-R, MAAS, BDI, SWLS 및 PANAS 외에 다음 척도들도 함께 사용되었다.

마음챙김 척도

박성현(2006)이 마음챙김 정도를 측정하기 위해 개발한 자기 보고형 척도로서, 탈중심적 주의, 비판단적 수용, 현재 자각 및 주의집중 등 4가지 요인들로 구성되어 있다. 각 요인별로 5문항씩 총 20개의 문항으로 이루어져 있으며, 각 문항의 내용이 자기 자신과 어느 정도 일치되는지 5점 Likert형의 척도(1점: 전혀 그렇지 않다, 5점: 매우 그렇다)에 평정하도록

되어 있다. 모든 문항이 역문항으로 되어 있어 역채점을 하며, 점수가 높을수록 마음챙김의 정도가 강하다는 점을 의미한다. 전체 척도와 4개의 하위척도들 모두 내적 일치도, 수렴 및 변별, 준거관련 타당도가 양호한 것으로 밝혀졌다(박성현, 2006).

켄터키 마음챙김기술 척도(Kentucky Inventory of Mindfulness Skills, KIMS)

마음챙김 기술의 다차원적 측면을 측정하기 위하여 Baer 등(2004)이 개발한 총 39개 문항의 자기 보고형 검사이다. 이 척도는 기술하기, 비판단적 수용하기, 자각하며 행동하기, 그리고 관찰하기 등 4가지 차원으로 구성되어 있으며, 최근 1주일 동안 각 문항 내용이 본인을 얼마나 잘 나타내 주는지 5점 Likert형의 척도(1점: 전혀 아니다, 5점: 매우 그렇다)에 평정하도록 되어 있다. 연구 3에서는 김정모(2006)가 우리나라 말로 번역한 한국판 KIMS를 사용하였으며, 네 하위척도 모두 내적 일치도와 4주간의 검사-재검사 신뢰도가 양호한 것으로 보고되었다.

결 과

처치 민감성은 처치 전후의 측정치들에 대한 쌍별 t 검증과 효과크기(Cohen's d)로 평가되었다. 각 측정치별 평균(표준편차)과 통계치들은 표 6에 제시되어 있다. 표 6에서 보듯이, 7주간의 K-MBSR을 실시한 결과, 예상대로, 참가자들의 우울수준이 유의하게 감소되었으며,³⁾ 정적 정서경험 정도는 유의하게 증가하

였다. 이와 달리, 삶의 만족도와 부적 정서경험 정도는 둘 다 처치 전후에 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 결과들과 비슷하게, 처치 전후의 효과크기는 삶의 만족도와 부적 정서경험 정도의 경우 둘 다 작았는데 비해, 우울수준의 효과크기는 아주 컸으며, 정적 정서경험 정도의 효과크기는 중간수준이었다.

참가자들의 마음챙김 정도를 평가하는 각 측정도구에서 보인 처치 전후의 반응들에 대해서도 위와 동일한 통계분석방법을 사용하였다. 그 결과, K-MAAS의 총점, 마음챙김 척도의 현재 자각, 그리고 K-KIMS의 기술하기 수준은 처치 전후에 유의한 변화를 보이지 않았는데 비해, K-CAMS-R의 세 하위척도 점수들과 총점, 마음챙김 척도의 세 하위척도 점수들과 총점, 그리고 K-KIMS의 세 하위척도 점수들은 처치전후에 유의하게 개선된 것으로 밝혀졌다. 처치 전후의 효과크기를 구한 결과, K-CAMS-R의 알아차림, 주의 하위척도, 그리고 총점은 매우 큰 효과크기를 보였으며, 수용 하위척도에서 보인 처치효과는 큰 편이었다. 하지만, K-KIMS의 비판단적 수용, 마음챙김 척도의 비판단적 수용과 총점은 효과크기가 큰 편이었으나, 다른 대부분의 마음챙김 척도

구분하는 기준으로 제시한 분할점에 따라 참가자들을 우울증과 정상집단으로 분류해 보았다. 22점을 분할점으로 사용하였을 때, 처치 전에는 전체 참가자 17명 중 1명이 우울증으로 분류되었지만, 7주간의 K-MBSR 후에 이 참가자의 한국판 BDI 총점은 0점으로서 더 이상 우울증으로 분류되지 않았다. 16점을 분할점으로 사용했을 때, 처치 전에는 전체 참가자 17명 중 3명이 우울증으로 분류되었으나, 7주간의 K-MBSR 후에는 우울증으로 분류된 참가자는 한 명도 없었으며, 3명 중 2명의 우울수준은 표 4에 제시된 대학생 집단의 평균 점수 밑으로 현저하게 감소되었다.

3) 참가자들의 한국판 BDI 총점을 고려하여 신민섭, 김종술, 박광배(1993)가 우울증과 정상집단을

표 6. 각 측정도구별 마음챙김 명상 전후의 평균(표준편차), 쌍별 t 검증과 효과크기

측정도구	처치 전	처치 후	t	효과크기
CAMS-R 총점	20.25(3.44)	25.76(3.49)	-5.24 ^{***}	1.56
알아차림	8.35(2.09)	10.41(1.77)	-3.98 ^{***}	1.06
주의	7.47(1.66)	9.76(1.35)	-5.08 ^{***}	1.52
수용	4.53(1.33)	5.59(1.42)	-2.73 [*]	.77
MAAS	64.80(16.00)	69.18(11.82)	-1.41	.31
마음챙김척도 총점	68.65(12.90)	77.59(11.07)	-2.67 [*]	.74
탈중심적 주의	15.88(4.77)	18.29(3.24)	-2.17 [*]	.59
비판단적 수용	17.82(3.49)	20.41(3.41)	-3.00 ^{**}	.75
현재 자각	19.00(4.20)	20.59(3.20)	-1.42	.43
주의집중	15.94(4.19)	18.29(2.42)	-2.52 [*]	.69
KIMS-기술하기	23.88(5.72)	26.12(4.69)	-2.11	.43
비판단적 수용하기	26.94(7.22)	32.18(5.39)	-4.53 ^{***}	.82
자각하며 행동하기	25.47(5.06)	28.12(4.11)	-3.37 ^{**}	.57
관찰하기	29.71(6.68)	33.41(5.24)	-2.30 [*]	.62
BDI	10.65(4.94)	5.65(4.43)	3.01 ^{**}	1.07
SWLS	18.71(4.74)	20.06(3.58)	-1.33	.32
PANAS-P	12.41(5.49)	15.12(5.44)	-2.24 [*]	.50
PANAS-N	15.29(7.68)	12.94(5.71)	.97	.35

주. CAMS-R = 개정된 인지적 및 정서적 마음챙김 척도; MAAS = 마음챙김 주의자각척도; KIMS = 켄터키 마음챙김척도; BDI = Beck 우울척도; SLWS = 삶의 만족도 척도; PANAS-P = 정적 및 부정적 정서 척도-정적 정서; PANAS-N = 정적 및 부정적 정서 척도-부정적 정서; 효과크기 = Cohen's d .

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

들과 하위척도들은 효과크기가 중간수준이거나 그 이하였다. 따라서 이 결과들은 K-CAMS-R의 전체 척도와 세 하위척도들은 K-MBSR 후에 나타난 변화를 매우 민감하게 평가함을 시사한다.

종합 논의

세 가지 연구를 통해 마음챙김이라는 구성 개념의 다양한 측면들을 간편하게 측정하는 것으로 알려진 CAMS-R을 우리나라 말로 번역하여 한국판 검사를 만든 다음, 한국판 CAMS-R의 심리측정적 속성들을 다각적으로 살펴보았다. 세 가지 연구를 통해 얻은 결과

들을 요약하고, 이를 선행 연구들과 관련지어 논의하면 다음과 같다.

우선, 연구 1에서는 대규모의 대학생 표본들을 무선적으로 절반씩 나눈 후, 표본 1의 자료에 대해, Feldman 등(2007)의 연구에서 원판 CAMS-R의 요인구조로 보고된 위계적 4요인모형의 적합도를 확인적 요인분석으로 검증하였다. 그 결과, 위계적 4요인모형 뿐 아니라 상관된 4요인모형도 역시 표본 1의 자료에 잘 부합되지 않았다. 그리하여 표본 1의 자료에 대해 탐색적 요인분석을 수행하였으며, 그 결과, ‘알아차림’, ‘주의’ 및 ‘수용’ 요인들로 구성된 상관된 3요인구조가 적합한 것으로 밝혀졌다. 이는 문항 2(미래에 대한 집착)와 문항 7(과거에 대한 집착)이 제외된 10개 문항의 한국판 CAMS-R의 요인구조라는 점에 주목할 필요가 있다.

이렇게 제외된 두 문항은 원래 Feldman 등(2007)의 연구에서 원판 CAMS-R의 ‘현재 초점’ 요인에 부하되었던 것이다. 두 문항을 제외시킨 이유는, 12문항의 한국판 CAMS-R의 탐색적 요인분석 결과에서 이 두 문항으로 구성된 요인이 ‘알아차림’ 요인과 부적 상관을 보이고 ‘주의’ 요인과 아주 낮은 정적 상관을 보였는데, 이러한 결과들은 두 문항이 마음챙김의 개념화와 일치하지 않는 것으로 해석될 수 있기 때문이다. 그 뿐 아니라, 문항 2와 문항 7은 걱정이나 반추라는 구성개념과 중복된 것으로 보이고 마음챙김의 과정이기 보다는 결과일 가능성이 있다는 Feldman 등(2007)의 견해도 함께 고려했기 때문이다.

표본 1의 자료에 대한 탐색적 요인분석 결과를 토대로 수립된 위계적 3요인모형 - ‘알아차림’, ‘주의’ 및 ‘수용’ 요인 등 3개의 1차 요인들과, 이 3개의 1차 요인들이 부하되는 ‘마

음챙김’이라는 1개의 2차 요인으로 구성된 모형 - 에다 내용이 흡사한 것으로 판단된 문항 4와 10의 오차항 간의 상관을 허용한 수정된 위계적 3요인모형은 표본 2의 자료에 잘 부합된 것으로 밝혀졌다. 따라서 이 결과는 표본 1에서 도출된 한국판 CAMS-R의 요인구조가 표본 2의 자료에 대체로 교차 타당화 되었음을 나타낸다.

연구 1에서 표본 1과 표본 2의 자료를 통해 산출된 10문항의 한국판 CAMS-R 전체 척도의 내적 일치도(.70과 .73)는, 원판 CAMS-R의 전체 척도가 12개 문항으로 구성되어 있다는 점을 고려할 때, 선행 연구들의 결과와 거의 비슷하거나 약간 낮은 편이었다. 12문항으로 된 원판 CAMS-R 전체 척도의 내적 일치도는 Feldman 등(2007)의 대학생 표본들 .74 ~ .77, Baer 등(2006)의 대학생 표본 .81, 그리고 McPhail 등(2005)의 장기적인 건강문제가 있는 지역사회 성인 표본 .85로 보고되었다.

한국판 CAMS-R 세 하위척도들의 내적 일치도는 척도의 종류에 따라 편차가 비교적 큰 편이었다. 주의 척도의 내적 일치도(.73과 .75)는, Feldman 등(2007)의 결과(.79와 .81)에 비해 약간 낮았지만, 대체로 수용할 만한 수준이었다. 하지만, 한국판 CAMS-R의 알아차림 척도(.58과 .59)와 수용 척도(.35와 .44)의 내적 일치도는 낮았으며, 전자는 Feldman 등(2007)의 원판 CAMS-R의 결과(.42와 .46)에 비해 약간 더 높았으나, 후자는 원판 CAMS-R의 결과(.56과 .66)에 비해 약간 더 낮은 편이었다. 한국판 CAMS-R의 세 하위척도 중 두 척도의 내적 일치도가 낮게 나온 이유로, 각 척도에 속한 문항들이 커버하는 개념들의 범위가 예상보다 더 넓을 가능성, 문항 수가 적다는 점, 또는 4점 반응척도를 사용함으로써 각 문항의 변산

의 범위가 제한되고 문항 간 상관이 약화되었을 가능성(Feldman et al., 2007)을 들 수 있다.

연구 1에서 한국판 CAMS-R의 1차 요인들 세 가지가 마음챙김이라는 2차 요인에 높게 부하되고 세 개의 1차 요인들 간의 상호 상관이 대체로 중간수준이라는 점과, 각 1차 요인에 기초한 세 하위척도들 중 알아차림 척도와 수용 척도 양자 모두에 비해 전체 척도의 내적 일치도가 더 높다는 점을 고려할 때, 이 두 하위척도들 보다는 한국판 CAMS-R 전체 척도의 사용이 권장된다. 물론 다른 두 하위척도들에 비해 내적 일치도가 높게 나온 주의 척도의 사용은 고려할 만하다고 하겠다.

이에 더해, 한국판 CAMS-R 전체 척도와 세 하위척도들의 검사-재검사 신뢰도를 살펴보았다. 한국판 CAMS-R의 전체 척도와 주의 하위척도는 2주라는 비교적 단기간이기는 하지만 시간 경과에 따라 비교적 안정된 양상을 보였는데 비해, 알아차림 하위척도와 수용 하위척도는 시간적 안정성이 그보다 낮은 편이었다. 한국판 CAMS-R 전체 척도의 검사-재검사 신뢰도는, 다른 마음챙김 척도들과 비교할 때, 한국판 MAAS(권선중, 김교현, 2007; 2주 간격: .71), 한국판 FFMQ(원두리, 김교현, 2006; 1주 간격: .73), 그리고 박성현(2006)의 마음챙김 척도(3주 간격: 전체 척도 .73)와 거의 비슷하거나 약간 높은 수준인데 비해, 한국판 KIMS(김정모, 2006)의 하위척도들(4주 간격: .77 - .83)에 비해서는 약간 더 낮은 편이라고 하겠다.

한국판 CAMS-R의 검사-재검사 신뢰도는 원판 CAMS-R의 검사-재검사 신뢰도가 아직 보고되어 있지 않다는 점에서 CAMS-R로 측정되는 마음챙김의 성질을 새롭게 규명하는 데 특히 중요한 정보라 하겠다. 이는 한국판 CAMS-R로 측정된 마음챙김이 개인의 특질(trait)인지

또는 일시적인 상태(state)인지를 밝히는 데에 도움이 된다. 사실, 앞서 언급했던 KIMS, MAAS, MMQ 등은 원래 일상생활에서 각 개인이 마음챙김하는 일반적인 경향으로 드러나는 일종의 특질 비슷한 자질(trait-like quality)로서의 마음챙김을 측정하기 위해 개발되었다(Lau et al., 2006). 이와 달리, MAAS의 개발자인 Brown과 Ryan(2003)에 따르면, 마음챙김은 본래 일종의 상태이며, 따라서 마음챙김하는 개인의 일반적 경향은 차치하더라도, 개인 내에서 또한 가변적이라고 주장하였다.

다른 한편으로, 최근의 전문가 패널에서 마음챙김의 조작적 정의에 대해 의견의 일치를 보았던 Bishop 등(2004)은 마음챙김을 현재의 경험에 대한 알아차림을 증가시키기 위하여 주의를 조절할 때 유발되는 알아차림의 한 양식(mode)이라고 제안하였다. 이들은 일종의 상태 비슷한 자질(state-like quality)을 언급하기 위하여 '양식'이라는 용어를 사용하였으며, 그 구성개념의 성질상 '상태'라는 용어보다는 '양식'이라는 용어를 선호한다고 주장하였다. 이들에 따르면, 마음챙김이란 하나의 심리적 과정이며, 훈련이나 연습을 통해 개발될 수 있는 일종의 기술과 비슷하다고 하였다. 이와 함께, 마음챙김이 특질이나 상태냐의 이슈와 관련하여, Bishop 등(2004)은 마음챙김이 유발되고 유지되는 것은 경험에 대한 개방적인 태도의 증진과 함께 주위의 조절에 달려있다고 믿기 때문에 특질보다는 일종의 상태에 훨씬 더 가깝다고 주장하였다.

이와 관련하여, 연구 3에서 7회기로 구성된 한국형 마음챙김 명상에 기초한 스트레스 감소 프로그램을 대학생 및 대학원생들에게 실시하여 얻은 결과는 한국판 CAMS-R로 측정된 마음챙김의 성질을 규명하는 데에 추가로 의

미 있는 정보를 제공해 준다. 이 프로그램 종결 후에 참가자들의 우울수준이 뚜렷하게 감소되고 정적 정서경험 정도는 유의하게 호전되었다. 이와 마찬가지로, 한국판 CAMS-R의 전체 척도와 세 하위척도의 점수들은 처치 전 후에 뚜렷한 호전을 보였으며, 그 정도는 다른 대부분의 마음챙김 전체 척도 또는 하위척도들에 비해 더 큰 것으로 밝혀졌다. 이 결과는 한국판 CAMS-R이 마음챙김 명상 후에 나타난 변화를 매우 민감하게 탐지하는 검사라는 점을 시사해 준다. 그 뿐만 아니라, 마음챙김의 본질에 대한 Bishop 등(2004)의 견해를 지지하는 것으로도 해석될 수 있다. 다시 말해, 한국판 CAMS-R의 검사-재검사 신뢰도와 마음챙김 명상 후에 이 척도들에서 뚜렷한 변화가 측정되었다는 점을 함께 고려할 때, 한국판 CAMS-R로 측정된 마음챙김은 단기간의 시간 경과에 따라 비교적 안정된 경향을 보이면서도, 다른 한편으로 마음챙김 명상을 포함한 생활 경험에 의해 개선될 수 있는 양식의 하나로 간주된다(Feldman et al., 2007).

한국판 CAMS-R의 전체 척도로 측정된 마음챙김은, 마음챙김 주의 자각, 경험의 회피, 정서조절곤란 및 정서지능과 같이 마음챙김과 비슷하거나 관련된 구성개념들 대부분과 예상된 방향으로 중간 수준의 상관을 보였다. 다만, 경험 회피의 일부 측면으로 간주되는 사고억제수준과는 유의하기는 했지만 비교적 낮은 부적 상관을 보였을 뿐이다. 이에 비해, 불안민감성의 심리적 염려차원과의 상관은 유의하지 않았다. 이 차원은 집중력의 곤란과 같은 심리적 증상을 정신병의 절박한 신호로 믿는 경향을 반영한다는 점(Taylor & Cox, 1998)을 고려할 때, 마음챙김과는 뚜렷이 구분되는 구성개념으로 생각된다. 그러므로, 이러한 결

과들은 한국판 CAMS-R의 수렴 및 변별타당도를 지지하는 것으로 해석될 수 있다.

이에 더해, 한국판 CAMS-R의 전체 척도는 우울증상, 불안증상, 심리적 안녕감, 삶의 만족도, 그리고 최근의 정적 정서경험 및 부정적 정서경험의 정도 모두와 예상된 방향으로 유의한 상관을 보였다. 이러한 결과는 마음챙김의 수준이 낮은 사람들이 높은 사람들에 비해 심리적 고통이 더 심하고 심리적 안녕감의 정도가 덜한 것으로 보고하는 경향이 있다는 결과(Baer et al., 2004; Brown & Ryan, 2003)와 일치한다. 따라서 한국판 CAMS-R 전체 척도는 심리적 고통의 감소와 정신건강 또는 삶의 질 증진이라는 측면에서 준거관련 타당도가 양호하다고 하겠다.

나아가, 마음챙김과 관련된 구성개념들인 마음챙김 주의 자각, 정서조절곤란 및 정서지능 등을 각각 통제 한 후에도, 한국판 CAMS-R로 측정된 마음챙김은 우울수준, 심리적 안녕감, 삶의 만족도, 그리고 최근의 정적 정서 경험수준 각각과 고유한 상관을 보였다. 또한 경험 회피의 영향을 통제 한 후에는, 우울수준, 심리적 안녕감 및 최근의 정적 정서 경험수준을 각각 예측하는데 있어, 그리고 사고억제의 영향을 통제 한 후에는 연구 2에서 선정된 각 정신건강 지표들 모두를 예측하는데 있어 고유하게 기여하는 것으로 밝혀졌다. 이러한 결과들은 한국판 CAMS-R의 충분타당도를 지지하는 것으로서, 한국판 MAAS, AAQ, WBSI, DERS 및 TMMS만으로는 한국판 CAMS-R로 측정된 마음챙김과 연관된 정신건강의 다양한 측면들을 다 포괄하지 못함을 시사한다고 하겠다.

본 연구들에는 몇 가지 제한점과 앞으로의 연구를 통해 보완해야 할 사항들이 있다. 첫째,

연구 3에서 대학원생들이 일부 참여하기는 했지만, 세 가지 연구들에 참여한 대상은 지방 소재 대학교의 재학생 표본에 국한되어 있다. 본 연구의 결과들을 다른 유형의 표본들에 일반화하기에 앞서, 특히 임상환자들 및 명상 경험자들을 대상으로 하여 한국판 CAMS-R의 요인구조, 신뢰도 및 타당도를 검토할 필요가 있다. 예를 들어, 명상 경험자들, 특히 다년간 명상수행을 실천하고 있는 사람들을 대상으로 하여 FFMQ의 요인구조를 검토한 결과, 명상 경험이 전혀 또는 거의 없는 사람들을 대상으로 한 것과는 다른 요인구조를 보였다(Baer et al., 2006).

둘째, 한국판 CAMS-R의 세 하위척도들 중 알아차림 하위척도와 수용 하위척도 둘 다 내적 일치도가 낮았다. 특히, 수용 하위척도의 경우, 문항 수가 2개에 불과하였으므로, 마음챙김의 수용 측면을 잘 반영하는 문항들을 더 보충한 다음, 그 내적 일치도를 다시 검토할 필요가 있다. 이러한 과정을 거쳐서 한국판 CAMS-R의 두 하위 척도들의 내적 일치도가 확보되고 이 하위척도의 점수들이 전체 척도의 점수와 함께 사용하게 되면, 각 내담자들의 마음챙김에 대한 점수 프로파일을 다각적인 측면에서 검토할 수 있게 해 줄 것이다.

셋째, 연구 3에서 마음챙김 명상 후의 변화를 탐지하는데 있어 마음챙김을 측정하는 여러 도구들이 얼마나 민감한 지를 검토할 때 박성현(2006)의 마음챙김 척도와 한국판 KIMS를 추가로 사용하기는 했지만, 연구 2에서 한국판 CAMS-R의 수렴타당도를 검토할 때 마음챙김 측정도구로 한국판 MAAS 한 가지만을 사용하였다. 서론에서 제시했듯이, MAAS는 마음챙김의 주의/알아차림이라는 한 가지 차원만을 측정하므로, 한국판 CAMS-R의 수렴타당

도를 더 검토해 보기 위해서는 앞으로의 연구를 통해서 FFMQ나 KIMS와 같이 마음챙김의 다차원을 평가하는 도구들과의 관계를 추가로 살펴볼 필요가 있다.

이러한 몇 가지 제한점과 앞으로 보완해야 할 점들이 있음에도 불구하고, 한국판 CAMS-R은 마음챙김이라는 구성개념을 신뢰롭고 타당하면서도 간편하게 측정하는 도구로 생각되며, 심신의 건강 및 삶의 질과 관련된 많은 이론적 연구와 임상 실제에서 널리 활용될 수 있을 것으로 기대된다. 예를 들어, 심신의 건강이나 주관적 안녕감에서 마음챙김의 역할을 규명하는 데 뿐 아니라, 임상 실제에서 내담자의 문제와 성격을 파악하고, 치료계획과 목표를 수립하며, 마음챙김 명상의 치료효과를 검증하고, 그 변화기제를 밝히는 데에도 사용될 수 있다.

참고문헌

- 권선중, 김교현 (2007). 한국판 마음챙김 주의 알아차림 척도(K-MAAS)의 타당화 연구. *한국심리학회지: 건강*, 12, 269-287.
- 김명소, 김혜원, 차경호 (2001). 심리적 안녕감의 구성개념 분석: 한국 성인 남녀를 대상으로. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 15, 19-39.
- 김정모 (2006). 한국판 켄터키 마음챙김기술 척도의 타당화 연구. *한국심리학회지: 임상*, 25, 1123-1139.
- 김정호 (2004). 마음챙김이란 무엇인가? 마음챙김의 임상적 및 일상적 적용을 위한 세언. *한국심리학회지: 건강*, 9, 511-538.
- 박성현 (2006). 마음챙김 척도 개발. 가톨릭대학

- 교 일반대학원 박사학위 청구논문.
- 박성현, 성승연 (2008). 자기-초점적 주의와 심리적 안녕감 간의 관계에서 마음챙김의 조절효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 20, 1127-1147.
- 박정현, 서은국 (2005). 사람의 내-외적인 모습에 두는 상대적 비중과 행복관과의 관계. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 19, 19-31.
- 배재홍 (2007). 한국형 마음챙김 명상에 기반한 스트레스 감소 프로그램이 대학생의 정서 반응성에 미치는 영향. *영남대학교 일반대학원 박사학위 청구논문*.
- 옥수정 (2001). 억압적 성격성향자의 정서적 특성과 정서조절방략. *서울대학교 일반대학원 석사학위 청구논문*.
- 원두리, 김교현 (2006). 한국판 5요인 마음챙김 척도의 타당화 연구. *한국심리학회지: 건강*, 11, 871-886.
- 이수정, 이훈구 (1997). Trait Meta-Mood Scale의 타당화에 관한 연구: 정서지능의 하위요인에 대한 탐색. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 11, 95-116.
- 이영호, 송종용 (1991). BDI, SDS, MMPI-D 척도의 신뢰도 및 타당도에 대한 연구. *한국심리학회지: 임상*, 10, 98-113.
- 이용승, 원호택 (1999). 사고억제와 통제방략에서의 개인차에 관한 연구. *한국심리학회지: 임상*, 18, 37-57.
- 이우경 (2008). 중년기 여성의 스트레스, 마음챙김, 자기-자애, 정서적 안녕감 간의 관계 구조분석과 마음챙김 증진 프로그램의 효과 연구. *이화여자대학교 일반대학원 박사학위 청구논문*.
- 이정은, 조용래 (2007). 걱정에 대한 부정적 신념과 일반화된 불안증상간의 관계에서 경협적 회피의 매개효과. *한국심리학회지: 임상*, 26, 939-961.
- 이현희, 김은정, 이민규 (2003). 한국판 정적 정서 및 부정적 정서 척도(Positive Affect and Negative Affect Schedule; PANAS)의 타당화 연구. *한국심리학회지: 임상*, 22, 935-946.
- 장현갑 (2006). 마음챙김 명상. 2006년 한국임상심리학회 동계연수회 자료집 1, 서울.
- 전종희, 이우경, 이수정, 이원혜 (2007). 한국판 마음챙김 주의 자각 척도의 신뢰도와 타당도 예비 연구. *한국심리학회지: 임상*, 26, 201-212.
- 조용래 (2003). 불안민감성 차원: 한국판 개정된 검사의 요인 구조. 2003년 한국심리학회 연차학술대회 발표논문집, 107-108.
- 조용래 (2007). 정서조절곤란의 평가: 한국판 척도의 심리측정적 속성. *한국심리학회지: 임상*, 26, 1015-1038.
- 조용래, 김은정 (2004). 한국판 불안통제 질문지의 심리측정적 속성. *한국심리학회지: 임상*, 23, 503-519.
- Baer, R. A. (2003). Mindfulness training as a clinical intervention: A conceptual and empirical review. *Clinical Psychology: Science and 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, 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, 27-45.
- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G., & Steer, R. A. (1988). An Inventory for measuring

- clinical anxiety: Psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, 893-897.
- Beck, A. T., Rush, A. J., Shaw, B. F., & Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. New York: Guilford Press.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-571.
- Bishop, S. R., Lau, M., Shapiro, S., Carlson, L., Anderson, N. D., Carmody, J., Segal, Z. V., Abbey, S., Speca, M., Velting, D., & Devins, G. (2004). Mindfulness: A proposed operational definition. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 11, 230-240.
- 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, 822-848.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.
- Feldman, G., Hayes, A., M., Kumar, S., Greeson, J., & Laurenceau, J. (2007). Mindfulness and emotion regulation: The development and initial validation of the Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised(CAMS-R). *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 29, 177-190.
- Floyd, F. J., & Widaman, K. F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, 7, 286-299.
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional Assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the Difficulties in Emotion Regulation Scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 26, 41-54.
- Grossman, P., Niemann, L., Schmidt, S., & Walach, H. (2004). Mindfulness-based stress reduction and health benefits: A meta-analysis. *Behaviour Research and Therapy*, 57, 35-43.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., Wilson, K. G., Bissett, R. T., Pistorello, J., Tomarino, D., Polusny, M. A., Dystra, T. A., Batten, S. V., Bergan, J., Stewart, S. H., Zvolensky, M. J., Eifert, G. H., Bond, F. W., Forsyth, J. P., Karekla, M., & McCurry, S. M. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *The Psychological Record*, 54, 553-578.
- Kabat-Zinn, J. (2003). Mindfulness-based interventions in context: Past, present, and future. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 10, 144-156.
- Kwon, S. (1992). *Differential roles of dysfunctional attitudes and automatic thoughts in depression: An integrated cognitive model of depression*. Unpublished doctoral dissertation, Queensland University, Australia.
- Lau, M. A., Bishop, S. R., Segal, Z. V., Buis, T., Anderson, N. D., Carlson, L., Shapiro, S., & Carmody, J. (2006). The Toronto Mindfulness Scale: Development and validation. *Journal of Clinical Psychology*, 62, 1445-1467.
- McPhail, C. M., Walker, J. R., Clara, I., Graff, L.

- A., Feldman, G. C., & Bernstein, C. N. (2005). *Confirmatory factor analysis of the CAMS-R Mindfulness Scale with the Manitoba Inflammatory Bowel Disorder Cohort*. Manuscript in preparation.
 - Roemer, L., Lee, J. K., Salters-Pedneault, K., Erisman, S. M., Orsillo, S. M., & Mennin, D. S. (2009). Mindfulness and emotion regulation difficulties in generalized anxiety disorder: Preliminary evidence for independent and overlapping contributions. *Behavior Therapy*, 40, 142-154.
 - Roemer, L., Litz, B. T., Orsillo, S. M., & Wagner, A. W. (2001). A preliminary investigation of the role of strategic withholding of emotions in PTSD. *Journal of Traumatic Stress*, 14, 143-150.
 - Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 1069-1081.
 - Ryff, C. D., & Keyes, C. L. M. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 549-559.
 - Salovey, P., Mayer, J. D., Goldman, S. L., Turvey, C., & Palfai, T. P. (1995). Emotional attention, clarity, and repair: Exploring emotional intelligence using the trait meta-mood scale. In J. W. Pennebaker(Ed.), *Emotion, disclosure, and health*(pp.125-154). Washington, DC: APA Books.
 - Taylor, S., & Cox, B. J. (1998). An expanded anxiety sensitivity index: Evidence for a Hierarchic structure in a clinical sample. *Journal of Anxiety Disorders*, 12, 463-483.
 - Tucker, L. R. (1951). A method for synthesis of factor analysis studies. *Personnel research section report No. 984*. Washington, D. C.: Department of Army.
 - Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measure of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1063-1070.
 - Wegner, D. M., & Zanakos, S. (1994). Chronic thought suppression. *Journal of Personality*, 62, 615-640.
- 원고접수일 : 2009. 2. 16.
게재결정일 : 2009. 4. 6.

The Reliability and Validity of a Korean Version of the Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised

Yongrae Cho

Department of Psychology, Hallym University

With the recent surge of interest in mindfulness, there is an increased need for the development and validation of assessment tools for mindfulness. This article presents three studies examining the psychometric properties of a Korean version of the Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised (CAMS-R), a brief self-report measure of mindfulness that captures the breadth of the construct. In Study 1, 764 undergraduate students completing the Korean version of the CAMS-R(K-CAMS-R) were randomly split into two subsamples. Using confirmatory factor analyses(CFAs), both a hierarchical 4-factor model and a correlated 4-factor model reported in previous study of the 12-item CAMS-R demonstrated a poor fit to the data of split sample 1. Then, exploratory factor analyses of the 10-item K-CAMS-R revealed a three-factor solution - "awareness," "attention," and "acceptance". A subsequent CFA indicated that the hierarchical three-factor model with the correlated error between two items freely estimated provided an adequate fit to the data of split sample 2. The K-CAMS-R demonstrated acceptable internal consistency and test-retest reliability over a two-week period. Study 2 found that the K-CAMS-R was correlated in expected ways with several other constructs and had good incremental validity in the prediction of the indices of mental health in a sample of undergraduates($n=219$). In Study 3, significant changes in levels of depression and positive affect were reported in a sample of 17 undergraduate or graduate students after completing the Korean version of the mindfulness-based stress reduction program(K-MBSR). The K-CAMS-R total and 3 subscales demonstrated sensitivity to change following the K-MBSR. In conclusion, these findings suggest that the K-CAMS-R is a reliable, valid instrument for assessing mindfulness.

Key words : mindfulness, K-CAMS-R, K-MBSR, reliability, validity.