한국심리학회지: 상담 및 심리치료
The Korean Journal of Counseling and Psychotherapy
2022, Vol. 34, No. 2, 461-491

한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도 타당화 연구

이 은 진 최 보 윤 한 주 옥†
명지대학교 / 객원교수 이화여자대학교 심리학과 / 박사과정생

본 연구에서는 상담자의 문화적 겸손성을 측정하기 위해 Gonzalez, Sperandio, Mullen과 Tuazon (2020)이 개발한 다차원적 문화적 겸손성 척도(Multidimensional Cultural Humility Scale; MCHS)를 한국 상담자의 실정에 맞게 타당화 하였다. 이를 위해 연구 1에서는 심리상담 관련 전문 자격증을 소지하고 있는 상담자 206명을 대상으로 탐색적 요인분석을 실시하여 총 12개 문항, 3개 하위요인을 확인하였다. 하위요인은 '개방적인 자기성찰', '자기인식', 그리고 '탈자기중심성'으로 각각 명명하였다. 다음으로 연구 2에서는 상담자 218명을 새로운 대상으로 확인적 요인분석을 실시하여 연구 1의 결과인 3요인이 적절함을 확인하였고 하위요인에 대한 각 문항의 요인부하량과 요인간 상관으로 구인타당도를 확인하였다. 또한 다차원적 문화적 겸손성과 상황적 자기인식의 상관분석을 실시하여 수렴 타당도가 성립함을 확인하였고, 사회적 바람직성과 상관분석을 실시하여 변별타당도가 성립함을 확인하였다. 다차원적 문화적 겸손성이 작업동맹에 미치는 영향을 확인하기 위해 구조방정식을 이용한 회귀분석을 실시하여 문화적 겸손성이 작업동맹에 미치는 영향이 정적으로 유의함을 확인하였다. 마지막으로 본 연구의 의의와 한계점 및 후속연구를 위한 제언에 대해 논의하였다.

주요어 : 상담자, 다문화적 지향, 문화적 겸손성, 다차원적 문화적 겸손성 척도, 타당화

† 교신저자 : 한주옥, 이화여자대학교 심리학과, (03760) 서울특별시 서대문구 이화여대길 52, 포스코관 553-2호, Tel: 02-3277-2637, E-mail: ypsae@ewhain.net

현대 한국사회의 특징을 반영해주는 핵심 단어 중의 하나가 '다양성'이라고 할 수 있다. 이러한 다양성의 일면은 공존과 화합의 해법으로 풀어나가야 하는 시대적 과제를 안고 있다. 오늘날 한국 사회는 외국인 근로자, 외국인 유학생, 북한이탈 주민들, 다문화 가정, 다양한 가치관이 증가하면서 다문화사회로 변화되고 있다(권경인, 조수연, 2015). 이뿐만 아니라 한국 사회는 성별, 연령, 사회경제적 지위, 출신 지역, 성적 지향성 등과 같은 변인에서의 다양성이 미국 사회 못지않게 산재 되어있다(강진령, 2005). 다양성이란 다문화주의, 넓은 의미에서 다양한 문화의 존재를 언급한다(Foronda, Baptiste, Reinholdt, & Ousman, 2016). 다문화사회란 문화적으로 이질적인 구성원들로 이루어진 사회를 의미하며, 여기에서 문화란 인종, 언어, 국적뿐 아니라 종교, 지방, 사회적 지위, 학력, 장애 등으로 인하여 형성된 사고방식도 포함한다(위주원, 최한나, 2015). 이러한 '다양성'의 주제는 특히 건강 돌봄 분야에서 중요한 영역으로 인식되고 있다(Foronda et al., 2016). 상담 및 심리치료 분야의 경우, 내담자와 상담자는 각기 다른 문화적 정체성을 지닌 채 상호작용한다. 상담 장면은 다양한 문화가 만나는 지점으로, 내담자와 상담자는 다른 문화적 배경을 지닌 존재로서 마주하면서 작업하게 된다. 따라서 다양한 내담자와의 효율적인 상담이 이루어지기 위해서는 다양한 문화를 존중하고, 조율해 나가는 상담 패러다임의 이해와 활용이 시급하다. 이러한 맥락에서 국내에서의 다문화 상담의 심층적인 고찰 및 체계 수립이 무엇보다 요구되는 바이다.

다문화 상담(multicultural counseling)이란 내담자의 문화적 배경이 내담자의 문제와 고통, 그리고 잠재력 개발에 어떤 영향을 미치는지를 명확히 이해하고, 이해한 바를 상담 과정에 반영하는 상담이다(임은미, 강혜정, 김성현, 구자경, 2018). 다문화 상담은 동일한 상담기법과 전략을 인종, 민족, 성별, 연령, 사회경제적 지위, 성적 지향성 등에 상관없이 획일적으로 적용되어 온 지금까지의 경향성에 이의를 제기한 것이다(강진령, 2005). 다문화적 관점에서 본다면, 상담자는 내담자의 세계관을 내담자의 문화적 정체성에 기반하여 이해하고, 이에 부합하는 개입을 실행해야 한다(Sue, Arredondo, & McDavis, 1992). 미국의 경우, 인종, 민족상의 소수집단이 임상 실제에서 차별을 받지 않도록 하기 위해 다문화 운동이 시작되었으며, 미국심리학회(APA, 2003)에서 다문화 상담의 지침을 제시하면서 다문화 상담의 체계를 확립해나갔다(Patallo, 2019). 타인의 문화적 배경을 존중하고 차별을 금지하는 다문화적 지침들이 최근에는 소수집단뿐만 아니라 모든 인간 조건으로 일반화하는 경향을 보인다(Henrich, Heine, & Norenzayan, 2010). 우리나라 경우도, 다문화적 상담은 이미 어느 특정 다문화사회에서만 활용되는 것이 아니라 내담자의 개별성을 존중하는 상담에서 활용될 수 있는 것으로 간주하고 있으며(김태호, 2009), 다문화 상담자 교육도 광의의 다문화 관점에서 시행될 필요성이 제기되고 있다(임은미 외, 2018). 요약하자면, 상담에서의 다문화적 관점은 다른 인종, 민족, 소수집단에 국한되어 활용되는 것이 아니라 다양성의 측면에서 모든 내담자와의 상담에 적용해야 하는 중요한 지침으로 자리매김하고 있다.

다문화 상담에서는 내담자의 문화적 정체성과 조율하는 상담자 요인이 치료과정과 성과를 촉진한다고 보고 있다(Owen, 2013). 실제

상담 현장에서 다양한 문화적 정체성(예: 인종, 민족, 젠더 등)을 가진 내담자의 상담 성과는 상담자에 따라 차이를 보였다(Hayes, Owen, & Bieschke, 2015; Kivlighan, Jung, Berkowitz, Hammer, & Collins, 2018). 이는 다양한 문화적 배경의 내담자와 상담할 때, 문화적인 심리치료 환경에 관여하는 상담자 요인에 주의를 기울여야 함을 시사한다(Owen, 2018). 기존의 상담 접근법과 마찬가지로 다문화 상담에서의 상담자는 강력한 치료 요인 중의 하나이다. 국내 연구들에서도 상담자의 다문화적 상담 전문성 강화와 제반 되는 교육 및 수련의 필요성을 공통적으로 제기하고 있다(김태선, 신주연, 2020; 오은경, 최 미, 최한나, 2016; 임은미 외, 2018; 위주원, 최한나, 2015). 실제로, 국내 다문화 인구 증가와 다문화 영역의 확대가 이루어지고 있다. 예를 들면, 다문화 가구의 지속적 증가에 따라 2020년 다문화 가구원 수도 전년 대비 2.9%, 1,093,228명으로 증가했으며(통계청, 2020) 다문화 학생 비율은 2012년 0.7%(46,954명)에서 2020년 3.0%(160,056명)로 지속적인 증가추세를 보였다(교육부, 2021). 이와 더불어 국내 고등교육기관의 외국인 유학생 현황은 2010년 83,842명에서 2021년 152,281명으로 지속적으로 증가하고 있다(교육부, 2021). 상담 요구도 측면에서 보면, 결혼이민자 및 귀화자의 심리상담에 대한 요구는 2015년 2.89점에서 2018년 3.14점으로 상승하였으며(여성가족부, 2018), 장애인의 심리적 지지와 상담의 요구도 계속 증가하고 있다(한국장애인인권포럼, 2017; 보건복지부 한국보건사회연구원, 2017). 여기에 인용한 다문화 상담의 영역은 일부분에 불과하지만 광의적 의미에서의 다문화적 상담을 고려해 볼 때, 다문화 심리상담에 대한 필요와 체계적인 정립은 무엇보다 더 절실하다고 할 수 있다. 또한 국내 상담 관련 주요 학회의 윤리강령(한국상담학회, 2016; 한국상담심리학회, 2018)에서도 다양성 측면에서 내담자에 대한 존중에 관한 조항이 명시되어 있다. 이러한 맥락에서 본다면, 한국의 다문화 상담의 시대적 과업에 부합하기 위해서, 상담자의 다문화적 상담 전문성은 상담자로서 구비해야 하는 필요 역량이며 책무감이라는 점을 알 수 있다.

최근 국내의 다문화 상담자 연구 동향을 살펴보면, 다문화 상담자 요인의 중요성은 부각되고 있지만, 다문화 상담자를 대상으로 하는 연구는 소수에 불과한 실정이다(위주원, 최한나, 2015). 예를 들면, 상담자 요인과 관련하여 다문화 상담자의 상담역량과 관련된 변인 및 척도개발연구(강수정, 유금란, 2020; 김현아, 2013; 임은미 외, 2018), 상담자가 인식하는 사회정의 옹호역량에 관한 개념도 연구(안혜신, 장유진, 2021), 다문화 상담자의 상담 현장에서의 주관적 경험을 심층적으로 밝혀주는 질적 연구(주은선, 이현정, 2010; 위주원, 최한나, 2015) 등이 이루어졌다. 이러한 선행연구들은 다문화 상담자의 상담효율성과 관련된 개인 변인들의 조명뿐만 아니라 다문화 상담자가 인식하는 어려움과 극복방안 등의 주관적 경험을 고찰하여 국내 다문화 상담자에 대한 심층적 이해와 역량 강화에 기여한 점에서 의미가 있다. 하지만, 국내의 다문화 상담자 연구에서 상담자의 자세에 대해 집중적으로 조명하는 경험적 연구는 부재하다. 다문화 상담의 동향은 다문화적 유능성 모델에서 다문화적 지향 모델로 나아가고 있다(Fowers & Davidov, 2006). 즉 다문화 상담에서 다문화적 유능성뿐만 아니라 내담자와 상담자 간의 관계에서 상담자의 자세를 강조하는 추세로 나아가고 있

다. 따라서 다양한 문화적 배경을 지닌 내담자와 작업하는 상담자의 전문성 확립을 위해 '상담자의 자세'에 대한 연구가 필요하다.

Owen과 동료들은 다문화 상담에서의 상담자의 자질 및 자세를 설명해 주는 '다문화적 지향 틀(Multicultural Orientation Frame, MCO)'을 제시했다(Owen, Tao, Leach, & Rodolfa, 2011). 다문화적 지향 틀은 문화적 역동이 심리치료 과정에 어떻게 영향을 미치는지 검토하기 위해 고안된 것으로, 다문화적 유능성(multicultural competencies, MCC) 틀의 대안 또는 확장으로 간주 되기도 한다(Davis et al., 2018). 다문화적 유능성 틀은 상담자가 문화적 자각, 지식, 기술을 얼마나 유능하게 실현하는지에 초점을 둔 '실천 방식(ways of doing)'이다. 이에 반해 다문화적 지향 틀은 내담자와 함께 하는 상담자의 '존재 방식(way of being)'이다(Hook & Watkins, 2015). 즉 다문화적 지향 틀은 내담자와 상담자의 문화적 세계관, 가치, 신념이 어떻게 상호작용하고, 치유의 관계 경험을 맺어나가는데 있어서 서로 어떻게 영향을 주고받는지를 중요하게 여긴다(Davis et al., 2018). 따라서 다문화적 지향 틀에서는 상담 관계와 과정을 강조하며, 상담자가 내담자의 정체성에 좀 더 적극적으로 관계 맺는 것에 초점을 두고 있다(Bartholomew et al., 2021). 다문화적 지향 틀의 경우, 상담자가 문화적으로 겸손하며, 내담자의 문화적 정체성에 대해 기꺼이 탐색할 수 있고, 문화적 주제에 대한 나누는 것에 대한 편안함을 느낄 수 있어야 함을 제안한다(Davis et al., 2018; Hook, Davis, Owen, & DeBlaere, 2017; Owen et al., 2011). 무엇보다, 다문화적 지향 틀의 가장 중요한 가치와 덕목은 문화적 겸손성이다(Davis et al., 2018).

다문화 상담에서 강조하고 있는 상담자의 자세는 '문화적 겸손성(Cultural humility)'이라는 개념으로 집약할 수 있다. 문화적 겸손성은 다문화주의가 건강 서비스 분야에 구현되어 나타난 태도 측면이다(Hook et al., 2016). 문화적 겸손성은 '알지 못한다(not knowing)'는 태도이다(Patallo, 2019). 상담 장면에서 내담자와 상담자 간에 발생하는 문화적 다름에 대한 효율적인 작업은 종종 상담자가 아는 것뿐만 아니라 상담자가 알지 못하는 것에 대해 어떻게 다룰 것인가가 중요하다(Davis et al., 2018). 즉 문화적 겸손성의 '알지 못한다'는 태도는 편견에 대한 자각과 함께 다름에 대해서 겸손하게 알아간다는 뜻으로, 임상가로서의 가져야 하는 하나의 강점이다(Hook, Davis, Owen, Worthington, & Utsey, 2013). 다양한 내담자와 작업할 때 상담자로서 갖추고 연마해야 할 자세인 문화적 겸손성은 다음과 같은 점에서 가치가 있다. 첫째, 문화적 겸손성은 돌봄을 주고받는 환경에서 인종, 민족, 성별, 종교, 성적 지향, 사회적 지위, 직업 등의 다양성 측면에서의 다름을 다루는 데의 기본자세가 될 수 있다(Foronda et al., 2016). 다시 말하자면, 문화적 겸손성은 상담자로 하여금 다양성의 존중을 가능하게 한다(Owen et al., 2016). 둘째, 상담자의 문화적 겸손성은 내담자와의 관계에서 상호 임파워먼트, 상호 존중, 파트너십을 형성하게 할 수 있다(Hook et al., 2013). 즉 상담자의 문화적 겸손성은 상담 관계를 일방적인 관계가 아니라 상호 혜택과 최적의 돌봄이 이루어지는 포용적 환경(inclusive environment)으로 이끌어 주기 때문에(Owen et al., 2016), 내담자와 상담자 간의 힘의 불균형을 상쇄시켜 줄 수 있다(Foronda et al., 2016; Owen et al., 2016). 셋째, 문화적 겸손성은 상담자의 유능성과 자신감에 초점을 두는 것이 아니라 상담자가 다

른 문화에 노출할수록 자신이 그 문화에 대해서 얼마나 모르는지 깨닫게 한다는 점에서(Yeager & Wu, 2013), 상담자로 하여금 자기성찰 및 평생 학습을 가능하게 한다(Davis et al., 2018; Owen et al., 2016). 종합해 본다면, 상담자는 자신과 다른 문화적 배경을 지닌 내담자를 상담하는 경우, 어떤 자세로 임해야 하는가? 이러한 질문에 문화적 겸손의 자세가 해답이 될 수 있다. 다양한 문화에 대해 긍정적으로 접촉하는 것은 문화적 겸손의 자세로부터 시작될 수 있다(Hook & Watkins, 2015). 다문화 상담에서 상담자의 자세로 제시될 수 있는 문화적 겸손성에 대한 이론적 고찰을 하면 다음과 같다.

문화적 겸손성이란 용어는 Tervalon와 Murray(1998)가 의료환경에서 처음 고안해 냈다. 그들은 문화적 겸손성을 "임상가로서 지속적으로 자기성찰과 자기비평에 참여하며, 환자와 의사 사이의 힘의 불균형을 검토하며, 상호 존중과 역동적 파트너십을 발달시키고 유지시키는 평생 이루어지는 학습 과정"(Tervalon & Murray, 1998, p. 118)으로 개념화했다. 또한 Tervalon과 Murray(1998)는 문화적 유능성과 문화적 겸손성을 구별했는데, 문화적 유능성은 다양한 문화의 내담자에 대한 지식과 기술 습득을 강조하며, 집단정체성에 초점을 두기 때문에 한편으로는 한 집단에 대한 고정관념을 유발하게 할 수 있고, 환자와 내담자 간의 힘의 역동을 간과할 수도 있다고 주장했다(Yeager & Wu, 2013). 이에 다양한 문화에 속한 사람의 독특성에 초점을 두고 고려하는 문화적 겸손성이 문화적 유능성에 대한 대안으로 여겨지기도 했다(Patallo, 2019). 최근에는 문화적 겸손성이 의학 분야를 넘어서 상담 및 심리치료 분야에서 각광을 받기 시작했다(Hook et al., 2017; Vandament, Duan, & Li, 2021). 즉 문화적 겸손성은 다문화 상담에서 중요하게 대두되는 상담자 자세이자 특성으로 간주되고 있다. Davis, Worthington과 Hook(2010)는 문화적 겸손성을 개인내적인 요인과 대인관계적 요인으로 설명하고 있다. 개인내적으로, 문화적 겸손성은 문화적 존재로서 자신을 기꺼이 성찰할 수 있는 것으로, 타인의 문화적 배경과 세계관을 이해하는데 있어서 개인적 한계점을 자각하는 것이다(Hook & Watkins, 2015; Owen et al., 2011). 대인관계적으로, 문화적 겸손성은 타인 또는 집단의 문화적 배경과 정체성과 관련된 타인 지향적 자세(타인을 향한 개방성)를 의미한다(Hook et al., 2013; Hook & Watkins, 2015; Owen et al., 2011). 문화적으로 겸손한 자세의 주요 특성은 타인을 향한 존중과 배려심, 진솔한 탐색, 타인의 관점 이해 등이 포함된다(Davis et al., 2018). 즉 문화적 겸손성은 타인에 대해 열려있는 마음으로 타인의 문화를 탐색하고, 우월한 태도로 행동하지 않고, 타인의 문화에 대해 이미 안다고 가정하지 않는다는 것이다(Hook et al., 2013).

문화적 겸손성에 대한 개념적 합의를 토대로 문화적 겸손성에 대한 경험적 연구들이 축적되고 있다. 최근까지 이루어진 문화적 겸손성 척도는 내담자 관점에서 상담자의 문화적 겸손성을 측정하는 CHS(Cultural Humility Scale; Hook et al., 2013)와 상담자 관점에서 문화적 겸손성을 측정하는 MCHS(Multidimensional Cultural Humility Scale; Gonzalez et al., 2020)가 개발되어 유용한 척도로 자리매김하고 있다(Kondili, Isawi, Interiano-Shiverdecker, & Maleckas, 2022). 이와 관련해서 살펴보자면 다음과 같다. Hook와 그의 동료들(2013)은 문화적 겸손성 척

도(Cultural Humility Scale, CHS)를 개발하여 상담 분야에서 문화적 겸손성에 대한 경험적 토대를 마련했다. CHS는 내담자가 상담자의 문화적 겸손의 수준을 평정하는 척도이다(Hook et al., 2013). CHS는 문화적 겸손성의 대인관계적 차원에만 초점을 두고 측정한다. CHS는 상담자의 긍정적인 타인지향적 특성 요인(예: 존중, 개방성, 배려, 진솔성, 모를 때 아는 척하지 않고 질문함 등)과 상담자의 우월감과 편견을 반영하는 부정적 특성 요인(예; 선입견, 우월성, 모든 것을 알고 있다는 태도 등)으로 2요인 구조를 가지고 있으며, 12문항 6점 척도로 이루어져 있다. CHS를 사용한 국외의 선행연구들에서는 상담자의 문화적 겸손성이 상담 관계 형성 및 상담 성과와 긍정적으로 연관됨을 보고하고 있다. 예를 들면, 대학상담센터 247명 내담자를 대상으로 연구한 결과, 상담자가 문화적으로 겸손하다고 보고한 내담자가 더 좋은 상담 성과를 보고하는 것으로 나타났다(Owen et al., 2016). 이외에도 여러 연구들에서 상담자의 문화적 겸손성에 대한 내담자의 지각은 상담 성과와 정적으로 연관됨을 보여주고 있다(Hook et al., 2013, 2016, 2017; Owen et al., 2016). 또한, 내담자가 상담자를 안전하고, 타인 지향적이고, 정서적으로 관여하고, 내담자의 문화적 정체성에 대해 반응적이라고 간주할 때 내담자는 상담자를 문화적으로 겸손하다고 지각하며, 이는 강한 작업동맹으로 이어짐을 알 수 있다(Davis et al., 2018). 이에 반해 내담자가 상담자를 오만하고, 치료과정의 의사결정에 협력적이지 못하다고 지각하는 등 문화적으로 겸손하지 않다고 지각할 때, 결과적으로 치료 동맹을 약화시키는 것으로 나타났다(Hook et al., 2016). CHS가 상담자의 문화적 겸손성이 내담자와 상담자 간의 관계 촉진과 상담 효능성을 증진시킴을 보여주는 신뢰롭고 타당한 척도로 입증되었지만, 제한점도 제시되고 있다. 예를 들면, 내담자가 상담자의 문화적 겸손성을 평정하기 때문에 내담자가 상담자에 대한 부정적 보고를 꺼려하는 경향이 있으며(Hook et al., 2013), 문화적 겸손성을 평가할 수 있는 다양한 항목들이 부족하다는 점이다(Worthington & Allison, 2018).

이러한 CHS의 제한점을 보완하기 위해 Foronda, Baptiste, Reinholdt와 Ousman(2016)은 문화적 겸손성 개념의 5가지 요인구조를 확인했다. 문화적 겸손성의 5가지 하위요인은 다음과 같다. 첫째, 개방성(Openness)은 문화적으로 다양한 개인과 상호작용하는데 열린 마음을 가지는 것으로, 기꺼이 새로운 아이디어를 탐색하는 자세를 의미한다. 둘째, 자기인식(Self-Awareness)은 다양한 문화의 사람들과 작업할 때 자신의 가치관, 강점, 제한점, 신념, 행동 등을 자각해야 한다는 의미이다. 셋째, 탈자기중심성(Ego-less)은 자기중심성에서 벗어나 타인을 평등하게 대하고 우월하지 않는 자세를 취하는 것이다. 넷째, 지지적 상호작용(Supportive Interactions)은 두 사람 간의 연결성, 나눔, 상호작용에 대한 책임감, 적극적 참여 등이 포함된다. 다섯째, 자기성찰 및 비평(Self-Reflection and Critique)은 자신의 생각, 느낌, 행동이 타인과의 상호작용에서 어떤 영향을 미칠 수 있는지에 관해 성찰하는 과정으로 정의된다. Gonzalez 등(2020)은 Foronda 등(2016)이 확인한 문화적 겸손성의 5가지 개념 차원을 토대로 상담자 861명을 대상으로 다차원적인 상담자 문화적 겸손성 척도(Multidimensional Cultural Humility Scale. MCHS)를 개발하여 신뢰도와 타당도를 확보했다. 이 척도는 개방성(Openness), 자기인식(Self-Awareness), 탈자

기중심성(Ego-less), 지지적 상호작용(Supportive Interactions), 자기성찰 및 비평(Self-Reflection and Critique)이라는 5요인 15문항으로 구성된다. 이 척도는 CHS와 달리, 상담자가 문화적 존재로서 자신에 대해 성찰하는 측면의 '개인내적인 측면'과 타인의 문화적 배경과 정체성에 관해서 경청하고 고군분투하는 측면인 '대인관계적 측면'(Foronda et al., 2016; Hook et al., 2017)을 모두 반영한다. Chase(2021)는 MCHS를 사용하여 놀이치료사의 부정적인 아동기 경험, 트라우마 정보에 기반한 치료(trauma-informed care)와 관련된 태도 그리고 사회정의 옹호 태도와의 관련성 연구를 한 결과, 문화적 겸손성이 사회정의 옹호 태도를 예측하는 것으로 보고했다. 이외에도 MCHS를 사용하여 상담자의 다문화적 교육과 문화적 겸손성 간의 관련성(Kondili et al., 2022), 상담자의 영적 유능성과 문화적 겸손성 사이의 관련성(Wildasin, 2021)이 입증되었다.

이상으로 상담자의 문화적 겸손성에 대한 개념과 요인구조, 그리고 선행연구를 살펴본 결과, 상담자의 문화적 겸손성은 다문화 상담 관계와 상담 성과, 사회정의 옹호, 다문화 교육, 영적 유능성과 관련됨을 알 수 있다. 문화적 겸손성에 대한 선행연구들은 문화적 겸손성이 친사회적 덕목이며, 심리치료에서 이로운 역할을 하고 있음을 확인했다(Zhang et al., 2021). 또한 다른 한편으로는 문화적 겸손성에 대한 연구가 주로 미국의 백인 상담자를 대상으로 이루어지고 있기 때문에 다양한 문화권에서의 문화적 겸손성에 대한 연구가 필요하다는 점도 제기되고 있다(Hook et al., 2017; Kondili et al., 2022; Zhang et al., 2021). 따라서 한국 문화에 기반한 한국 상담자의 문화적 겸손성의 요인구조를 살펴보는 것은 의미가 있다. 우리나라의 경우, 문화적 겸손성에 대한 개념이 이제 소개되는 단계이다. 즉 상담자의 문화적 겸손성은 다문화적 관점에서의 장애인 상담(이은진, 2020), 다문화 상담자 교육(김태선, 신주연, 2020), 상담자 사회정의 옹호 역량(이재복 외, 2022) 영역에서 중요한 개념으로 인식되어 제안된 바는 있지만, 아직 경험적 연구로 진행되지 못했다. 따라서 상담자의 문화적 겸손성에 관한 심리 측정적으로 견고한 측정 도구 연구는 다문화 상담자의 자세에 대한 연구 활성화를 위한 기초를 확립하기 위해 필요하다.

이러한 맥락에서, 본 연구의 목적은 다문화 상담의 새로운 패러다임인 문화적 지향 틀에 근거한 다문화상담자의 자세인 '문화적 겸손성'에 대한 측정도구를 타당화 하는 데 있다. 다시 말하자면, 한국 상담자의 문화적 겸손성에 대한 측정도구 연구는 국내 상담자가 다양한 문화적 배경을 지닌 내담자와 작업할 때 어떠한 자세로 임해야 할지에 관한 상담자 자기 점검을 할 수 있는 도구로 활용할 수 있으며, 상담 관계와 상담 성과에 긍정적 영향을 미칠 뿐만 아니라 다문화적 지향 틀에서의 상담자 연구를 구축하는데도 의미가 있을 것이다. 본 연구에서는 다양한 분야의 상담자를 대상으로 타당도와 신뢰도가 확인된 Gonzalez 등(2020)이 개발한 다차원적 문화적 겸손성 척도(Multidimensional Cultural Humility Scale: MCHS)를 우리나라 실정에 맞게 적용 가능한지 검증하였다. MCHS를 타당화하고자 하는 이유는 다음과 같다. 첫째, 원척도는 다문화적 과정에 관한 견고한 이론과 문헌을 토대로 도출된 문화적 겸손성 요인을 여러 상담 환경의 상담자를 대상으로 확인한 측정 도구이다. 둘째, 원척도는 상담자가 평정하는 상담자용 척

도로, 국내 상담자의 자기자각과 자가진단을 가능하게 하는 도구로 활용이 가능하다. 셋째, 원척도는 문화적 겸손성의 개인 내적인 측면과 대인관계적 측면을 포함한 다차원적 요인의 측정이 가능하다.

본 연구에서는 MCHS를 번역하고 재검토 및 수정작업을 거친 후, 한국 상담자의 문화적 겸손성의 하위개념을 확인하였고, 준거관련타당도를 확인하기 위해 상황적 자기인식, 사회적 바람직성 척도와의 상관분석을 실시하였다. 수렴타당도를 검증하는데 있어서 상황적 자기인식을 준거 변인으로 설정한 이유는 문화적 겸손성의 핵심은 상담자가 자신의 가치와 편견을 의도적으로 인식하는 것이며(Yeager & Wu, 2013), Gonzalez 등(2020)의 연구에서 문화적 겸손성과 상황적 자기인식과의 관련성을 확인할 수 있었기 때문이다. 사회적 바람직성은 문화적 겸손성과 이론적 연관성이 없는 특성(Gonzalez et al., 2020)이며, 자기 보고식 겸손성 척도 관련 연구들에서 사회적 바람직성을 변별타당도를 검증하기 위해 사용하고 있다(예; Krumrei-Mancuso & Rouse, 2016; Kruse, Chancellor, & Lyubomirsky, 2017; Wright, Nadelhoffer, Thomson, & Sinnott-Armstrong, 2018). 따라서 본 연구에서도 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도의 변별타당도 검증을 위해 사회적 바람직성 척도를 사용하였다. 마지막으로, 문화적 겸손성이 작업동맹에 미치는 영향을 알아보기 위해서 구조방정식을 이용하여 회귀분석을 실시하였다. 본 연구는 다문화적 관점에서의 상담자 성장과 상담자 교육 및 수련, 그리고 수퍼비전의 기초자료로 활용할 수 있을 것이다. 아울러 한국 상담자의 다문화적 상담의 전문성 강화에 기여하며, 궁극적으로 다양한 내담자의 복지와 안녕에 기여하기를 기대한다.

연구1 : 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도의 탐색적 요인분석

방 법

연구대상 및 절차

연구 1의 절차는 다음과 같이 진행되었다. 먼저 다차원적 문화적 겸손성 척도(MCHS)의 개발자 중 한 명인 Edith Gonzalez로부터 번안 및 타당화 작업을 승인받은 후, 척도의 번안 작업을 진행하였다. 상담 심리학 박사 1인과 박사 수료 1인, 박사 과정에 재학 중인 1인으로 구성된 연구진과 영어권 국가에서 석사 및 박사를 수료한 1인의 합의를 통해 본 척도의 초벌 번역본을 완성하였다. 이후 연구진이 한국어로 번역한 문항을 이중 언어 가능한 2인이 역번역하는 과정을 거쳤다. 역번역을 실시한 2인 중 1인은 영어권 국가에서 석사를 졸업하고 박사 수료인 상태로 국내 변호사 자격증과 미국 CA 주의 변호사 자격증을 소지하고 있으며, 현재 외국 기업의 변호사로 근무 중이다. 나머지 1인은 영어권 국가에서 대학과 상담심리학 석사 및 박사 졸업 후 현재 대학에서 강사로 근무 중이다. 다음으로 이중 언어 가능자가 역번역한 내용을 토대로 연구진과 상담심리학 박사 2인으로 구성된 초점집단을 통해 문항에 대한 논의를 거쳐 한국어 번역본을 완성 후, 마지막으로 상담심리학 교수 1인에게 최종 감수를 받아 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도를 완성하였다. 완성된 설문은 한국상담심리학회 홈페이지 등을 통해

상담 관련 자격증을 지닌 상담자 206명을 대상으로 설문을 진행하고 탐색적 요인분석을 실시하였다. 설문 시작 전 연구 목적과 연구 절차, 비밀 보장 등에 대해 안내한 후 동의하는 경우에만 참여하도록 하였으며 설문 참여자에게는 참여에 대한 감사의 의미로 기프티콘을 제공하였다.

참여자의 인구통계학적 특성은 다음과 같다. 여자 181명, 남자 25명으로 전체 206명이 참여하였으며 연령분포는 20대 7명(3.4%), 30대 90명(43.7%), 40대 73명(35.4%), 50대 25명(12.1%), 60대 이상 11명(5.3%)이었다. 참여자의 학력은 대졸 2명(1.0%), 석사 재학 중 3명(1.5%), 석사 수료 4명(1.9%), 석사 졸업 131명(63.6%) 박사 재학 중 18명(8.7%), 박사 수료 29명(14.1%), 박사졸업 19명(9.2%)이었으며 상담심리사 1급 69명, 상담심리사 2급 118명, 기타 19명이었다. 근무형태는 전임상담원 91명(44.2%), 개업상담원 16명(7.8%), 수련 상담원 5명(2.4%), 시간제 상담원 78명(37.9%), 청소년 동반자/가정방문 4명(1.9%), 기타 12명(8.5%)이었다.

측정 도구

다차원적 문화적 겸손성 척도

다차원적 문화적 겸손성 척도(Multidimensional Cultural Humility Scale; MCHS)는 상담자의 다차원적 문화적 겸손성 정도를 측정하기 위해 Gonzalez 등(2020)이 Foronda 등(2016)의 문화적 겸손성의 다섯 가지 차원에 기반하여 개발한 척도이다. 다차원적 문화적 겸손성 척도는 개방성(Openness) 3문항, 자기인식(Self-Awareness) 3문항, 탈자기중심성(Ego-less) 3문항, 지지적 상호작용(Supportive Interaction) 3문항, 자기성찰 및 비평(Self-Reflection and Critique) 3문항으로 5개 하위요인, 총 15개 문항으로 구성되어 있다. 모든 문항들은 6점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 6=매우 그렇다)로 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 문화적 겸손성 수준이 높다는 것을 의미한다. 개방성은 타인과 함께 새로운 아이디어를 탐색하고 타인의 신념, 가치, 다양한 세계관에 열린 능력을 측정하며 자기인식은 자신의 강점, 한계, 가치, 신념, 행동 및 자신이 타인에게 나타나는 모습과 이러한 요인들이 타인과의 상호작용에 어떤 영향을 미치는지 인식하는 정도를 측정한다(Foronda et al., 2016). 탈자기중심성은 상담자가 겸손한 자세를 유지하면서 타인의 진정한 가치를 인정하는 능력을 측정하며 지지적 상호작용은 대인 간 긍정적 상호작용의 교환을 측정하는 것으로 역채점 문항들로 구성되어 있다. 마지막으로 자기성찰 및 비평은 상담자의 개인적 사고, 감정, 그리고 행동이 타인과의 대인관계 과정에 어떤 영향을 미칠 수 있는지를 성찰하는 비평적인 과정의 정도를 측정한다. Gonzalez 등(2020)의 연구에서 신뢰도 *Cronbach's α*는 개방성 .76, 자기인식 .66, 탈자기중심성 .77, 지지적 상호작용 .53, 자기성찰 및 비평 .56, 전체 신뢰도는 .79이었다.

자료 분석

번안한 다차원적 문화적 겸손성 척도의 요인구조를 결정하기 위해 탐색적 요인분석(exploratory factor analysis, EFA)을 실시하였다. 먼저 분석을 위해 자료가 적절한지를 문항 간 상관과 왜도, 첨도로 확인하고 Kaiser Meyer Olkin(KMO) 표본적합도와 Bartlett의 구형성 검증 지표를 확인하여 탐색적 요인분석이 적절

함을 확인하였다. 탐색적 요인분석의 추정방법은 최대우도법(Maximum likelihood, ML)을 사용하였다. 최대우도추정은 자료가 정규성을 만족할 경우, 추정치의 기댓값이 모수치와 같다는 불편향성, 표본의 크기가 클수록 추정치가 모수치에 가까워진다는 일관성, 분산이 작다는 효율성이 있어 신뢰할만한 추정치를 줄 가능성이 높고 다양한 적합도를 제공하며 모수에 대해 통계적 검정을 할 수 있는 장점이 있다. 그리고 척도에 따라 값이 변하지 않는다는 특징이 있어 EFA에 적절한 추정 방법이다(김수영, 2016). 요인 회전은 요인 간 상관을 고려하는 사각 회전 중에 Geomin방법(Yates, 1987)을 이용하였다.

요인 수를 결정하기 위해 고유치, 누적분산비와 스크리도표를 확인하고 요인 수에 따른 χ^2 차이 검정을 확인하였다. 추가적으로 정보준거인 AIC, BIC와 근사적합도 지수인 CFI, TLI, RMSEA, SRMR를 비교하였다(Kline, 2011). AIC는 표본 크기가 작을 때 잘 작동하고(Bozdogan, 2000), BIC는 다른 방법보다 요인 수 결정에 잘 작동한다는 연구가 있다(Lopes & West, 2004). AIC와 BIC는 작을수록 좋으며 모형적합도의 기준으로 RMSEA는 신뢰구간의 하한이 .05 이하가 적절하고 적은 수의 요인을 가진 모형을 선택한다(Preacher, Zhang, Kim, & Mels, 2013). SRMR는 .08 이하인 경우 좋은 적합도로 판단하고(Hu & Bentler, 1998), CFI는 .95 이상인 경우 좋은 모형적합도로 판단하며(Hu & Bentler, 1998), TLI는 .95 이상인 경우 좋은 모형적합도로 판단한다. 그리고 요인부하량과 요인 간 상관, 신뢰도, 문항과 요인 상관, 문항 총계 상관을 확인하여 최종 요인 수를 결정한다. 이를 분석하기 위해 spss 22.0과 mplus 8.0을 사용하였다.

결 과

한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도(MCHS-K)의 탐색적 요인분석

KMO 표본적합도와 Bartlett의 구형성 검증 지표를 확인한 결과, KMO 지수는 .762였고 Bartlett 구형성 가정은 기각되어(χ^2 (105)= 880.037, p<.001) 탐색적 요인분석이 적절함을 확인하였다. 그리고 자료의 적절성을 확인하기 위해 문항 간 상관과 왜도, 첨도로 확인한 결과, 문항 간 상관은 -.12와 .53 사이로 다중공선성이 발생하지 않았다고 판단할 수 있으

표 1. 고유치와 누적 분산비 (N=206)

요인	고유값 Eigenvalues	분산의 비율 Proportion of Common Variance	누적률(&) Accumulated Proportion of Common Variance
1	4.477	29.850	29.850
2	1.779	11.863	41.712
3	1.411	9.405	51.118
4	1.167	7.783	58.901
5	.934	6.225	65.126

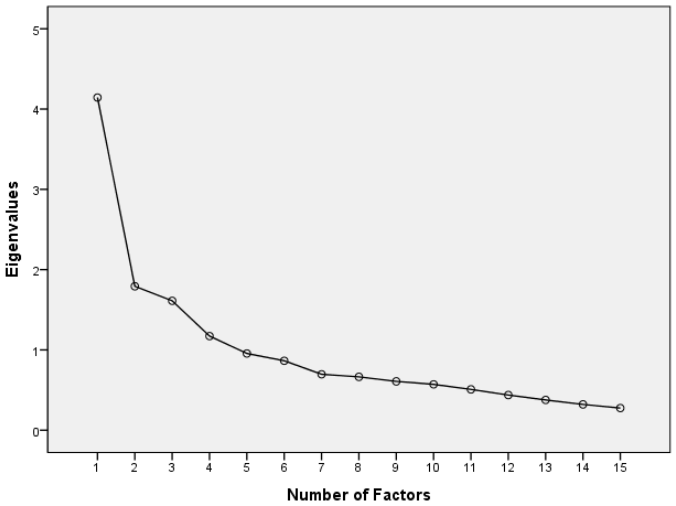

그림 1. 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도의 스크리(Scree) 도표

며 왜도는 -.894와 .218사이, 첨도는 -1.018와 1.386사이로 정규성을 만족하였다. 탐색적 요인분석을 위한 표본크기는 206으로 Kyriazos (2018)가 정리한 논문에 따르면 100과 250사이를 만족하였다. 표 1에 제공한 고유치와 누적 분산비, 그림 1의 스크리도표를 확인한 결과, 1요인부터 4요인의 고유치가 1이상이었고 누적 비율은 58.901%였다. 스크리도표의 결과는 요인3과 요인4 사이에 꺽이는 양상이 나타나서 요인 수는 3-4 정도가 적절함을 추측할 수 있었으나 그 적절성을 확인하기는 어려웠다. 따라서 탐색적 요인분석의 모형적합도 결과를

표 2. 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도의 모형 적합도 (N=206)

	X^2	*df*	AIC	BIC	CFI	TLI	RMSEA (90% 신뢰구간)	SRMR	ΔX^2	Δdf	*p*
1요인	346.426***	90	7804.062	7953.816	.682	.628	.118 (.105-.131)	.090			
2요인	237.725***	76	7723.361	7919.706	.799	.723	.102 (.087-.116)	.070	108.701	14	<0.001
3요인	144.660***	63	7656.296	7895.903	.899	.831	.079 (.062-.096)	.051	93.065	13	<0.001
4요인	80.337**	51	7615.973	7895.514	.964	.925	.053 (.029-.074)	.032	64.323	12	<0.001
5요인	40.937	40	7598.573	7913.724	.999	.997	.011 (.000-.050)	.022	39.400	11	<0.001

주. $^{*}p<.05$, $^{**}p<.01$, $^{***}p<.001$

표 2에 제시하였다.

표 2에 나타난 모형적합도 지수는 AIC는 요인 수가 증가할수록 감소하고 BIC는 요인 수가 증가할수록 감소하다가 5요인 모형에서 증가하였다(BIC=7913.724). BIC는 3요인(BIC=7895.903)과 4요인(BIC=7895.514)에서 비슷한 값이 나와 3요인 모형과 4요인 모형을 고려해 볼 만하다. χ^2 차이 검증 결과는 요인 수가 증가할수록 통계적으로 더 적합한 모형임을 나타냈다(p<.001). 근사적합도 지수는 4요인 모형(CFI=.964, TLI=.925, RMSEA=.053, SRMR=.032)과 5요인 모형(CFI=.999, TLI=997, RMSEA=.011, SRMR=.022)의 적합도가 적절하게 나타났다.

위의 결과를 바탕으로 3요인 모형, 4요인 모형과 5요인 모형의 요인부하량과 요인 간

표 3. 한국판 MCHS의 요인계수 행렬과 상관행렬 (N=206)

item	3요인 모형			4요인 모형				5요인 모형				
	1	2	3	1	2	3	4	1	2	3	4	5
1	.249	.361	.033	.074	.230	.351	-.012	.284	.042	.281	.052	-.148
2	.591	.276	.005	.036	.189	.557	.223	.536	-.011	.241	.158	-.005
3	.800	-.078	-.030	-.033	-.009	.520	.440	.891	-.190	-.003	-.026	.015
4	.109	.005	.731	.768	-.013	.034	-.017	-.007	.847	-.025	.035	.029
5	.462	-.001	.485	.501	.021	.285	.208	.413	.421	.039	.024	.007
6	-.004	.358	.412	.560	.311	-.043	-.039	.011	.502	.319	-.069	-.073
7	.011	.808	-.195	.044	.665	.101	-.015	.061	.015	.700	-.021	-.071
8	-.032	.861	-.255	-.007	.699	.095	-.036	-.055	.027	.747	.054	.041
9	.022	.777	-.297	-.013	.743	-.030	.123	.012	-.025	.732	-.010	.098
10	.208	.052	-.169	-.102	.102	.064	.245	.034	-.013	.132	.087	.378
11	.231	-.130	-.212	-.127	.042	-.101	.444	-.008	-.029	.079	.016	.669
12	.486	-.304	-.014	.046	-.094	.026	.615	.337	.050	-.097	-.057	.466
13	.326	.334	.070	-.079	.038	.780	-.232	-.003	-.022	.001	1.087	-.012
14	.514	.030	.201	.080	-.100	.636	.059	.376	.101	-.028	.336	.040
15	.281	.234	.171	.055	-.004	.616	-.202	.252	.086	.083	.273	-.194
1	1			1				1				
2	.430*	1		.260*	1			.342*	1			
3	.133	.506*	1	.398*	.475*	1		.369*	.282*	1		
4				-.029	-.009	.177	1	.359*	.252*	.398	1	
5								.080	-.224	-.170	-.163	1

상관 계수를 표 3에 제공하였다. 요인을 결정하는 기준은 특정 문항의 요인부하계수의 크기가 절대값으로 .30 이상이거나 두 가지 이상의 요인에 중복 부하되는 경우에는 두 요인 부하계수 간의 차이가 .10 이상일 때 요인 부하계수가 더 높은 쪽에 배정한다(Floyd & Widaman, 1995). 4요인 모형의 문항 분류는 뚜렷한데 비해 3요인 모형의 문항 분류는 5, 6, 12, 13, 15번 문항이 두 요인에 중복되어 분류되거나 부적인 요인부하량을 나타냈고 5요인 모형의 문항 분류는 1, 5, 14, 15번 문항이 두 요인에 중복되어 분류되었다.

결과를 정리하면, 고유치와 스크리 도표의 측면에서는 3요인이나 4요인이 적절하였고, χ^2 차이검정에서는 5요인이 적합였으나 근사적합도는 4요인과 5요인이 모두 적합하였고 BIC는 5요인보다는 3요인과 4요인이 더 적합한 것으로 나타났다. 문항 분류의 측면에서는 3요인과 5요인으로 묶는 경우 하위요인으로의 문항 분류가 중복되는 문항이 다수 존재하였고 4요인의 경우 문항이 분명하게 나뉨을 확인할 수 있었다. 따라서 종합적으로 4요인이 적합하다고 판단하였다.

4요인 모형에서는 원척도의 자기인식(Self-Awareness)이 1요인으로 분류되었고 원척도의 탈자기중심성(Ego-less)이 2요인으로, 원척도의 개방성(Openness)과 자기성찰 및 비평(Self-Reflection and Critique)이 3요인으로, 원척도의 지지적 상호작용(Supportive Interaction)이 4요인으로 분류되었다. 하위요인 간 상관은 1요인과 2요인, 3요인, 4요인과의 상관이 .260, .398. -.029이었고 요인2와 요인3, 요인4의 상관은 .475, -.009, 요인3과 요인4의 상관은 .177로 요인 간의 상관은 모두 유의하였으나 요인4와 다른 요인의 상관은 통계적으로 유의하지 않았다.

4요인 모형의 문항 내용과 원척도를 바탕으로 하위요인의 이름을 명명하였다. 3요인인 문항 1번부터 3번, 13번부터 15번은 '개방적인 자기성찰', 문항 4번부터 6번은 '자기인식', 문항 7번부터 9번은 '탈자기중심성', 마지막으로 문항 10번부터 12번은 '지지적 상호작용'으로 명명하였다. 하위요인과 문항, 문항 요인 상관, 각 문항의 평균과 표준편차, 하위요인의 신뢰도, 그리고 문항 총계 상관을 표 4에 제공하였다.

각 하위요인의 신뢰도는 '개방적인 자기성찰'이 .78, '자기인식' 요인이 .70, '탈자기중심성' 요인이 .77, '지지적 상호작용' 요인이 .51이다. 문항 요인 상관은 .30 이상 .70이하의 값을 가졌으나 문항 10번의 문항 요인 상관이 .26으로 다소 낮은 경향을 나타냈다. 그리고 전체 문항과 각 문항의 상관인 문항 총계 상관은 다른 문항들의 상관이 .35와 .63 사이인 것에 비해 문항 10(r=.17), 문항 11(r=.03), 문항 12(r=.14)번의 상관 계수가 현저히 낮게 나타났음을 확인할 수 있었다.

종합적으로 탐색적 요인분석으로 '지지적 상호작용'의 각 문항(10, 11, 12)이 하위요인으로 분류되기는 하였으나 다른 하위요인과의 상관이 유의하지 않았고 신뢰도(α=.51)도 낮았으며 전체 문항과 각 문항의 상관도 매우 낮아 통계적으로 문화적 겸손성의 하위요인으로 '지지적 상호작용'을 분류하는 것은 적절하지 않은 것으로 판단되었다. 따라서 '지지적 상호작용'의 문항 10, 11, 12번을 제외한 12개 문항을 3개 하위요인인 '개방적인 자기성찰', '자기인식', 그리고 '탈자기중심성'으로 구분하는 것이 적절하다.

표 4. 한국판 MCHS의 문항 평균, 표준편차, 문항 요인 상관과 신뢰도 (N=206)

하위요인	문항	문항내용	문항 요인 상관	평균	표준 편차	신뢰도	문항 총계 상관
개방적인 자기성찰	1	나는 내담자에게 내담자의 문화적 배경에 대해 질문하는 것이 편안하다.	.45	4.35	.99	.78	.44
	2	나는 내담자의 문화적 배경에 대해 더 배우고자 한다.	.64	4.89	.78		.63
	3	나는 내담자를 더 잘 이해하기 위해 내담자의 문화적 배경에 대해 배우는 것이 도움이 된다고 믿는다.	.49	5.39	.68		.47
	13	나는 나의 부족한 점으로부터 배우는 것을 좋아한다.	.58	4.88	.77		.48
	14	나는 임상적 기술을 향상시키는 피드백을 가치로운 것으로 여긴다.	.49	5.27	.71		.47
	15	나는 내가 가진 편견에 대해 스스로 점검한다.	.51	4.85	.68		.40
자기인식	4	나는 다른 문화적 배경을 가진 내담자를 상담하는 경우, 수퍼바이저의 피드백을 구한다.	.58	4.53	.99	.70	.35
	5	나는 내담자와 문화적 배경이 달라서 어려움을 겪게 될 때, 동료 및 수퍼바이저로부터 피드백을 구하고 이들의 의견을 통합하여 받아들인다.	.50	4.92	.76		.51
	6	나는 다른 문화적 배경을 가진 내담자와 상담하는 경우, 자문을 구하는 사람으로 동료들에게 알려져 있다.	.51	3.83	1.17		.40
탈자기 중심성	7	나는 내담자에게 내담자가 속한 문화에서는 상담 회기에서 논의된 주제를 어떻게 보고 있는지 질문한다.	.60	4.21	1.04	.77	.49
	8	나는 내담자에게 내담자의 문화적 배경에 기반하여 문제를 기술해보도록 요청한다.	.61	4.00	1.05		.49
	9	나는 내담자에게 내담자가 속한 문화에서는 내담자가 가진 문제들을 어떻게 대처하는지 물어본다.	.62	4.56	.89		.46
지지적 상호작용	10	나는 내담자의 문화적 배경에 관한 나의 편견에 대해 다른 사람들이 질문할 때까지 말하지 않는다.	.26	3.33	1.19	.51	.17
	11	나는 상담에서 내담자와의 문화적 갈등을 반드시 해결할 필요는 없다고 생각한다.	.39	3.81	1.25		.03
	12	나는 상담에서 문화적 갈등을 해결하는 것은 내담자의 책임이라고 믿는다.	.32	4.52	1.14		.14

연구 2: 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도의 타당화

방 법

연구대상 및 절차

연구 2에서는 연구 1의 12문항 3요인 구조가 다른 표본에 적절한지를 확인하고 구인타당도 중 수렴타당도와 변별타당도를 확인하기 위해 연구 1과 독립인 218명의 상담 관련 자격증을 가진 상담자를 대상으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 그리고 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도와 상황적 자기인식 척도와 사회적 바람직성 척도와의 상관을 분석하여 준거관련타당도를 확인하고자 하였다. 또한 다차원적 문화적 겸손성이 작업동맹에 미치는 영향을 확인하기 위해 구조방정식을 이용한 회귀분석을 실시하였다. 연구 1과 동일하게 한국상담심리학회 홈페이지 등을 통해 홍보하였으며 설문 시작 전 연구 목적과 연구 절차, 비밀 보장 등에 대해 안내한 후 동의하는 경우에만 참여하도록 하였다. 설문 참여자에게는 참여에 대한 감사의 의미로 기프티콘을 제공하였다.

참여자의 인구통계학적 정보는 다음과 같다. 참여자의 성별은 여자가 203명, 남자가 15명이었다. 연령대는 20대 9명(4.1%), 30대 88명(40.4%), 40대 90명(41.3%), 50대 28명(12.8%), 60대 이상 3명(1.4%)였고 참여자의 학력은 대졸 3명(1.4%), 석사 재학 중 3명(1.4%), 석사 수료 2명(0.9%), 석사 졸업 132명(60.6%), 박사 재학 중 18명(8.3%), 박사 수료 27명(12.4%), 박사 졸업 33명(15.1%)이었다. 상담심리사 1급 72명, 상담심리사 2급 110명, 기타 36명이었다. 근무형태는 전임상담원 102명(46.8%), 개업상담원 10명(4.6%), 수련 상담원 2명(0.9%), 시간제 상담원 79명(36.2%), 청소년동반자/가정방문 7명(3.2%), 기타 18명(8.3%)이었다.

측정 도구

한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도(MCHS-K)

본 연구에서는 Gonzalez 등(2020)이 개발하고 타당화한 다차원적 문화적 겸손성 척도를 연구 1에서 번안하고 재검토 수정하여 사용하였다. 본 척도는 총 12문항으로 '개방적인 자기성찰' 6문항, '자기인식' 3문항, '탈자기중심성' 3문항의 3가지 하위요인으로 구성되어 있다. 모든 문항들은 6점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 6=매우 그렇다)로 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 문화적 겸손성 수준이 높다는 것을 의미한다. 본 연구에서 각 요인의 신뢰도 *Cronbach's α*는 개방적인 자기성찰 .77, 자기인식 .61, 탈자기중심성 .79이었고 전체 신뢰도는 .81이었다.

한국판 상황적 자기인식척도(K-SSAS)

본 연구에서는 상황에 따라 변화하는 자기인식 영역의 변화를 측정하기 위해 Situational Self-Awareness Scale(SSAS; Govern, & Marsch, 2001)을 한국어로 번안하고 타당화한 한국판 상황적 자기인식척도(K-SSAS; 박홍석, 이정미, 2018)를 사용하였다. 이 척도는 총 9문항 3개 하위요인으로 공적 자기 인식(3문항), 사적 자기 인식(3문항), 환경적 자기 인식(3문항)을 포함하며, 7점 리커트 척도(1=아주 전혀 아니다, 7=아주 많이 그렇다)로 구성되어 있다. 각 영역에서의 점수가 높을수록 그 순간 자기에 대

한 인식이 그 영역에 더 집중되어 있다는 것을 의미한다. 박홍석과 이정미(2018)의 연구에서 각 요인의 신뢰도 *Cronbach's α*는 공적 자기인식 .86, 사적 자기인식 .73, 환경적 자기인식 .79이었고, 본 연구에서는 각각 .74, .73, .83로 나타났다.

한국판 사회적 바람직성 척도 단축형(SDS-9)

본 연구에서는 사회적 바람직성을 측정하기 위해 Social Desirability Scale-17(SDS-17; Stöber, 2001)을 배병훈, 이동귀, 함경애(2015)가 타당화한 한국판 사회적 바람직성 척도 단축형(SDS-9)를 사용하였다. 한국판 사회적 바람직성 척도 단축형은 총 9문항 2개 하위요인으로, 긍정형 사회적 바람직성(5문항), 부정형 사회적 바람직성(4문항)을 포함한다. 척도는 5점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)이며, 부정형 사회적 바람직성 문항은 역점수로 환산하였다. 점수가 높을수록 사회적 바람직성이 높은 것을 의미한다. 배병훈 등(2015)의 연구에서 각 요인의 신뢰도 *Cronbach's α*는 긍정형 사회적 바람직성 .72, 부정형 사회적 바람직성 .47이었고 전체 문항에 대한 신뢰도는 .61로 나타났다. 본 연구에서는 긍정형 사회적 바람직성 .70, 부정형 사회적 바람직성 .55 전체 신뢰도는 .74이었다.

작업동맹 단축형 척도(WAI-S)

본 연구에서는 작업동맹을 측정하기 위해, Horvath와 Greenberg(1989)가 개발한 Working Alliance Inventory(WAI) 척도의 단축형 WAI-S (Tracey & Kokotovic, 1989)을 사용하였다. 작업동맹 척도는 상담자 보고용과 내담자 보고용이 있으며, 본 연구에서는 상담자 보고용을 사용하였다. 총 12개 문항으로 목표 합의(4개 문항), 과제 동의(4개 문항), 유대(4개 문항)의 3개 하위요인으로 구성되어 있다. 척도는 7점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 7=매우 그렇다)이다. 점수가 높을수록 작업동맹 수준이 높음을 의미한다. 이수림(2008)은 한국판 작업동맹척도(강혜영, 1995)에서 단축형에 맞는 12문항을 선별하여 사용하였으며, 본 연구에서는 이수림이 사용한 것과 같은 문항을 사용하였다. 이수림(2008)의 연구에서 전체 문항에 대한 신뢰도 *Cronbach's α*는 .87이었으며, 본 연구에서 신뢰도 *Cronbach's α*는 목표합의 .67, 과제동의 .77, 유대 .75이었으며 전체 신뢰도는 .88로 나타났다.

자료분석

연구 1의 결과 3요인 구조가 다른 표본에 적절한지를 확인하고 구인타당도를 확인하기 위해 확인적 요인분석(Jöreskog, 1969)을 실시하였다(김수영, 2016). 확인적 요인분석을 위한 자료의 적절성을 확인하기 위해 자료의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도, 이상값, 다중공선성을 확인하였으며 문항간 상관분석을 실시하였다(김수영, 2016). 본 연구에 결측치는 존재하지 않았다. 확인적 요인분석은 최대우도방법으로 추정하며 모형적합도는 통계적 방법인 χ^2 검정을 실시하는데, 이는 표본 크기의 영향을 받는 경향이 있으므로 근사적합도 지수인 CFI, TLI, RMSEA, SRMR을 확인한다(Kline, 2011). 확인적 요인분석 결과로 하위요인에 대한 각 문항의 요인부하량이 .4이상이면 그 문항이 하위요인에 수렴한다고 판단하고(Wang & Wang, 2012) 요인간 상관이 .9이하이면 하위요인의 개념이 변별된다고 판단할 수 있다

(Kline, 2011).

수렴 및 변별타당도를 확인하기 위해 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도와 상황적 자기인식척도, 사회적 바람직성의 상관분석을 실시하였다. 비슷한 구인을 측정하는 다른 검사와 상관이 높으면 수렴 타당도가 있다고 할 수 있고 다른 특성을 측정하는 검사와 상관이 높지 않으면 변별타당도를 갖는다고 할 수 있다(성태제, 시가자, 2020). 마지막으로 문화적 겸손성이 작업동맹을 설명한다는 기존 연구를 검증하기 위해 구조방정식을 이용한 회귀분석을 실시하였다. 이 분석을 위해 Mplus8.0과 spss22.0을 사용하였다.

결 과

한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도(MCHS-K)의 확인적 요인분석

확인적 요인분석을 하기에 앞서 각 문항의 평균과 표준편차, 정규성을 확인하기 위해 왜도와 첨도를 확인하였다. 문항의 평균은 3.38와 5.36 사이였고 왜도는 -1.002와 .046이, 첨도는 -.919과 1.644사이로 정규성을 만족함을 확인하였다. 그리고 이상값과 문항간 상관이 .80이하로 다중공선성이 발생하지 않은 것을 확인하였다. 표본 크기는 Bentler와 Chou(1987)는 추정모수의 5배를 제안하였고 Holbert와

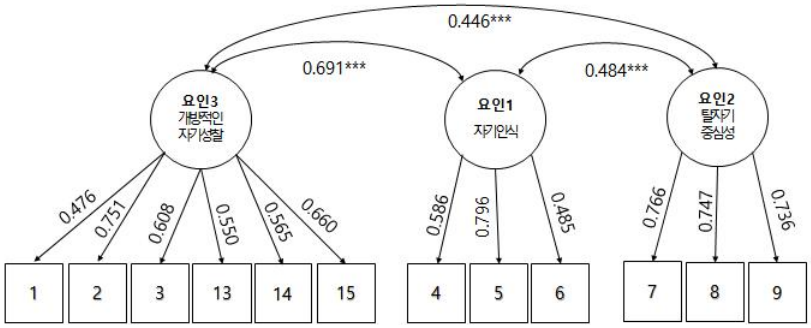

그림 2. MCHS-K의 확인적 요인분석

주. 표준화 추정치, $^{***}p<.001$, 오차항과 요인부하량의 유의성 생략

표 5. MCHS-K의 요인간 상관 (N=218)

	개방적인 자기성찰	자기인식	탈자기중심성
개방적인 자기성찰	1.00		
자기인식	.692***	1.00	
탈자기중심성	.447***	.485***	1.00
평균	4.97	4.46	4.20
표준편차	.51	.68	.85

주. $^{*}p<.05$, $^{**}p<.01$, $^{***}p<.001$

Stephenson(2002)는 평균 150을 제안하였다. 연구 모형의 추정모수는 대략 50개이고 표본 크기는 218로 두 연구의 제안에 적절하였다. 3요인 모형의 모형적합도는 $\chi^2(51)$이 119.186으로 모형을 기각하였으나 근사적합도 지수인 CFI가 .907, TLI는 .879, RMSEA가 .078(.060-.097), SRMR은 .059로 양호한 적합도를 나타내어 연구 1의 결과를 지지하였다. 각 문항의 요인부하량은 모두 .40이상으로 각 문항은 하위요인에 수렴되었으며(Wang & Wang, 2012), 각 문항의 요인부하량은 그림 2와 같다.

요인간 상관분석 결과를 표 5에 제시한다. 요인간 상관은 .90 이하로 각 하위요인의 개념은 적절히 변별되었다(Kline, 2011). '개방적인 자기성찰'과 '자기인식'(r=.69), '탈자기중심성'(r=.44),의 상관은 모두 유의하였고 '자기인식'과 '탈자기중심성'(r=.48)도 유의하였다.

한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도(MCHS-K)의 수렴 및 변별타당도

한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도의 수렴 및 변별타당도를 분석하기 위해 상황적 자기인식과 사회적 바람직성의 상관 분석을 실시하였고, 그 결과를 표 6에 제시하였다. 본 연구에서는 Gonzalez 등(2020)의 연구에서 문화적 겸손성과 관련성을 확인할 수 있었던 상황적 자기인식 척도를 사용하여 수렴 타당도를 확인하고, 문화적 겸손성과 이론적 연관성이 없는 특성인 사회적 사람직성을 이용하여 변별타당도를 확인하였다. 먼저 수렴 타당도를 확인하기 위해 한국판 다차원적 문화적 겸손성과 상황적 자기인식의 상관관계를 분석한 결과 한국판 다차원적 문화적 겸손성의 전체 평균은 상황적 자기인식 전체 평균(r=.38)과 상황적 자기인식의 하위요인인 사적 자기인식(r=.37), 환경적 자기인식(r=.41)과 통계적으로 유의한 상관이 나타났으나 공적 자기인식(r=.08)과는 유의한 상관이 나타나지 않았다. 한국판 다차원적 문화적 겸손성의 하위요인인 개방적인 자기성찰과 자기인식, 탈자기중심성은 상황적 자기인식의 하위요인인 사적 자기인식(r=.382, .248, .220), 환경적 자기인식(r=.352, .260, .338)과 유의한 상관이 있었다. 한국판 다차원적 문화적 겸손성 전체 척도와 상황적 자기인식 척도의 상관이 유의하여 수

표 6. MCHS-K와 상황적 자기인식, 사회적 바람직성의 상관 (N=218)

	한국판 MCHS	개방적인 자기성찰	자기인식	탈자기 중심성
상황적 자기인식	.385**	.386**	.133	.330**
공적자기인식	.087	.128	-.132	.155*
사적자기인식	.375**	.382**	.248**	.220**
환경적자기인식	.414**	.352**	.260**	.338**
사회적 바람직성	.325**	.385**	.134*	.189**
긍정형	.359**	.368**	.206**	.232**
부정형	-.181*	-.280**	-.009	-.078

주. *p<.05, **p<.01

렴타당도가 성립함을 확인하였고 한국판 다차원적 문화적 겸손성의 하위요인인 개방적인 자기성찰, 자기인식, 탈자기중심성은 상황적 자기인식의 하위요인인 사적 자기인식과 환경적 자기인식에 수렴타당도가 성립함을 확인하였다.

다음으로 변별타당도를 검증하기 위해 한국판 다차원적 문화적 겸손성과 사회적 바람직성의 상관관계를 분석한 결과 한국판 다차원적 문화적 겸손성의 전체 평균과 하위요인인 개방적인 자기성찰, 자기인식, 탈자기중심성은 사회적 바람직성 전체 평균(r=.32, .38, .13, .18)과 하위요인인 긍정형(r=.35, .36, .20, .23)과 상관이 유의하였다. 한국판 다차원적 문화적 겸손성의 전체 평균과 하위요인인 개방적인 자기성찰은 사회적 바람직성 부정형(r=-.18, -.28)과 유의한 상관을 나타냈다. 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도와 각 하위요인이 사회적 바람직성과 상관이 유의하여도 .4 이하로 타당도가 낮아 서로 변별됨을 확인하였다(성태제, 시기자, 2020).

작업동맹과 문화적 겸손성의 구조방정식을 이용한 회귀분석

문화적 겸손성이 작업동맹을 설명한다는 기존의 연구를 검정하기 위해 구조방정식을 분석하였다. 구조방정식을 분석하기 위해 고유분산 고립방법 중 하나인 내용기반 알고리즘으로 문항묶음하여 지표변수를 생성하였다. 문항묶음은 표본 크기의 경제성(Bandalos & Finney, 2001)과 추정의 안정성, 모형적합도의 향상(Bandalos, 2002) 그리고 정규성 가정을 만족하기에 유리하다는 측면에서 도움이 된다(Little, Chunningham, Shahar, & Widaman, 2002). 그리고 회귀분석을 구조방정식을 이용하여 실

표 7. 작업동맹과 MCHS-K의 지표변수와 상관분석 (N=218)

	1	1.1	1.2	1.3	2	2.1	2.2	2.3
1. 문화적 겸손성	1							
1.1. 개방적인 자기성찰	.828**	1						
1.2. 자기인식	.743**	.456**	1					
1.3. 탈자기중심성	.750**	.368**	.392**	1				
2. 작업동맹	.495**	.498**	.287**	.330**	1			
2.1. 목표합의	.398**	.397**	.203**	.291**	.883**	1		
2.2. 과제동의	.461**	.439**	.291**	.317**	.895**	.654**	1	
2.3. 유대	.468**	.501**	.281**	.267**	.881**	.639**	.749**	1
평균	4.64	4.97	4.46	4.20	5.48	5.32	5.43	5.70
표준편차	.49	.51	.68	.85	.57	.74	.62	.56
왜도	-.27	-41	-.21	-.77	-.42	-.38	-.45	-.42
첨도	.07	-.04	-.23	.81	-.19	-.52	-.30	.25

주. $^{*}p$<.05, $^{**}p$<.01

시하면 각 하위요인의 기여 정도를 파악할 수 있고 지표변수의 오차를 제거하고 잠재변수인 문화적 겸손성과 작업동맹의 회귀계수를 추정할 수 있어 그 관계를 조금 더 선명하게 파악할 수 있다는 장점이 있다(김수영, 2016).

구조방정식 분석하기 전에 자료의 적절성을 확인하기 위해 지표변수의 평균, 표준편차, 왜도(-.77와 -.21 사이), 첨도(-.52와 .81 사이)로 Curran, West와 Finch(1996)의 왜도 2, 첨도 7의 기준을 만족하여 자료의 정규성을 확인하였고 상관분석 결과를 표 7에 제시하였다. 상관은 .20과 .89 사이의 값으로 다중공선성이 발생하지 않았음을 확인하였다.

구조방정식 분석 전에 측정모형을 분석하였다. 측정모형의 모형적합도는 $\chi^2(8)$가 14.664, p값은 .066로 모형이 적합하였고 근사적합도 지수인 RMSEA는 .062(000-.111), CFI는 .986, TLI는 .974 SRMR은 .032으로 적합한 모형임을 확인하였다. 측정모형의 지표변수에 대한 요인부하량은 문화적 겸손성과 개방적인 자기성찰이 .77, 자기인식이 .58, 탈자기중심성이 .52으로 각 지표변수가 문화적 겸손성 잠재변수에 수렴하였다. 작업동맹의 지표변수인 목표합의, 과제동의, 유대에 대한 요인부하량은 각각 .74, .86, .86으로 지표변수가 작업동맹 잠재변수에 수렴하였다. 문화적 겸손성과 작업동맹의 상관은 .65로 유의하였다.

구조방정식을 분석한 결과는 그림 3으로 표현하였다. 구조방정식의 모형적합도는 $\chi^2(8)$가 14.664, p값은 .066, 근사적합도 지수인 RMSEA는 .062(000-.111), CFI는 .986, TLI는 .974, SRMR은 .032로 모형이 자료를 적절히 대표하고 있음을 확인하였다. 작업동맹에 대한 문화적 겸손성의 회귀계수는 통계적으로 유의하였다(B=.912, SE=.138, t=6.598, p=.000, β=0.659, R^2=0.434).

논 의

본 연구는 상담자들의 다차원적 문화적 겸손성을 측정하기 위해 Gonzalez 등(2020)에 의해 개발된 다차원적 문화적 겸손성 척도(Multidimensional Cultural Humility Scale; MCHS)를 번안하여 우리나라 상담자들을 대상으로 한국판 다차원적 문화성 겸손성 척도를 타당화하기 위해 이루어졌다. 이를 위해 본 연구에서는 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 통해 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도(MCHS)의 요인구조를 알아보고 수렴 및 변별타당도를 확인하기 위해 한국판 다차원적 문화적 겸손성과 상황적 자기인식 그리고 사회

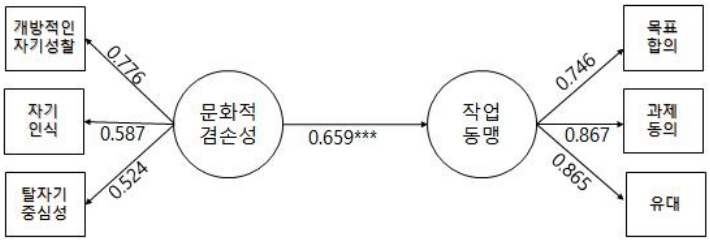

그림 3. MCHS-K와 작업동맹의 구조방정식을 이용한 회귀분석

주. 표준화 추정치, ***p<.001, 오차항과 요인부하량의 유의성 생략

적 바람직성과의 상관관계를 분석하였다. 마지막으로 다차원적 문화적 겸손성이 작업동맹에 미치는 영향을 확인하기 위해 구조방정식을 이용한 회귀분석을 실시하였다.

본 연구의 결과를 토대로 시사점을 논의하면 다음과 같다. 첫째, 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도의 요인구조를 알아보기 위해 연구 1에서 심리상담 관련 전문 자격증을 소지하고 있는 상담자 206명을 대상으로 탐색적 요인분석을 실시하였다. 한국판 다차원적 문화적 겸손성(MCHS-K) 척도는 원척도가 개방성, 자기성찰 및 비평, 자기인식, 탈자기중심성, 지지적 상호작용이라는 5요인으로 구성된 것과 달리, 개방성(Openness)과 자기성찰 및 비평(Self-Reflection and Critique) 요인이 한 요인으로 묶여진 개방적인 자기성찰, 자기인식, 탈자기중심성 3요인 모형이 적합한 것으로 나타났다. 상담자의 전문성 발달에서 자기성찰 과정의 중요성을 강조한 손은정, 유성경, 심혜원(2003)은 상담자의 자기성찰을 위해 필요한 첫 번째 조건으로 개방적인 마음가짐(open mindedness)을 들고 있다. 상담자가 자기성찰을 할 때 개방성을 유지하는 과정은 자신의 경험이나 자기 내면으로부터 거리를 두고 보는 대상화를 통하여 자기의 틀을 벗어나게 도와주고 자신의 감정에 함몰하지 않도록 한다는 것이다(황주연, 정남운, 2010). 따라서 본 척도에서의 확인한 개방적인 자기성찰은 상담자의 자기성찰과 개방적 자세가 각각 분리되는 것이 아니라 밀접한 관련이 있다는 점을 시사하여, 개방성과 자기성찰 및 비평 요인이 한 요인으로 묶여지는 데 영향을 준 것으로 추정할 수 있다.

한국판 다차원적 문화적 겸손성(MCHS-K) 척도에서는 원척도와 달리, 지지적 상호작용 요인이 문화적 겸손성 요인으로 구성되지 못했다. 지지적 상호작용은 문화적 겸손이 실천될 때 발생 되는 다양한 참여, 적극적 상호작용을 포함한다(Foronda et al., 2016). 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도(MCHS-K)에서 지지적 상호작용 요인이 포함되지 않는 것 또한 문화적 다양성의 일면으로 고려할 수 있다. 원척도는 전체 참여자 중 백인의 비율이 64.2%, 아시안의 비율은 1.2%에 불과했고, 성별에 있어서도 원척도의 남성의 비율이 18.4%에 비해 본 연구의 남성의 비율은 7%로서 설문 대상이 다름을 확인할 수 있다. 그리고 지지적 상호작용 요인은 내담자와 상담자 간의 역동적 파트너십(Foronda et al., 2016)을 나타내주는 것으로, 역동적인 관계 문화를 반영한다. 한국 상담자의 경우, 상담 관계에서 서로 다음에 대해서 고군분투하기보다는 성찰하고 수용하는 경향이 있다. 한국 상담자를 대상으로 한 연구(안수정, 안하얀, 서영석, 2021)에 따르면, 한국 상담자들은 상담 전문가로서 꾸준히 자신을 성찰하고, 마음을 수련하고 자신의 한계를 인식하고, 자신의 문제가 내담자에게 부정적인 영향을 미치지 않도록 노력하는 것에 중요성을 두었다. 이러한 맥락에서 보더라도, 한국 상담자들은 내면으로 성찰하고 한계를 자각하는 겸손성의 측면이 한국 정서에 더 부합하며, 서양의 역동적인 관계성을 포함하는 겸손성 측면은 한국 상담자의 겸손성에는 관련이 적음을 추론할 수 있다.

둘째, 연구 2에서는 연구 1의 3요인 구조가 다른 표본에도 적절한지를 확인하고 구인타당도를 확인하기 위해 심리상담 관련 전문 자격증을 소지하고 있는 연구1 집단과 다른 상담자 218명을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 3요인 모형의 모형적합도는 양호한

것으로 나타나 연구 1의 결과를 지지하였으며, 각 문항의 요인부하량은 모두 .40이상으로 각 하위요인에 수렴되었고 요인간 상관도 .90이하로 각 하위요인은 그 개념이 변별된다고 할 수 있다. 다시 정리해본다면, 최종 확정된 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도는 개방적인 자기성찰 6문항, 자기인식 3문항, 탈자기중심성 3문항, 총 12개 문항으로, 6점 리커트 척도로 구성되어 있으며 점수가 높을수록 문화적 겸손성 수준이 높다는 것을 의미하고 역채점 문항은 없다. 요인 구성을 살펴보면, 1요인인 '자기인식'은 자신의 강점, 한계, 가치, 신념, 행동 및 자신이 타인에게 나타나는 모습과 이러한 요인들이 타인과의 상호작용에 어떤 영향을 미치는지 인식하는 정도를 측정하며, 2요인인 '탈자기중심성'은 상담자가 힘의 불균형 상태에서 벗어나 타인의 진정한 가치를 인정하는 능력을 측정한다. 마지막으로 3요인인 '개방적인 자기성찰'은 타인과 함께 새로운 아이디어를 탐색하고 타인의 신념, 가치, 다양한 세계관에 열린 마음을 가지고 상담자가 개인적 사고, 감정, 그리고 행동이 타인과의 대인관계에 어떤 영향을 미칠 수 있는지를 성찰하는 비평적인 과정의 정도를 측정한다(Foronda et al., 2016). 이는 강혜정과 임은미(2012)가 한국실정에 맞추어 타당화한 한국대학생용 다문화 태도 척도 하위요인인 차별을 인식, 다양성에 대해 주의를 기울이고 받아들이는 개방과 수용과도 부분적으로 맥을 같이 한다. 한국상담전문가들이 언급한 인간적 자질로는 자기성찰과 마음 수련, 성숙한 인품과 진솔성, 유연한 태도가 포함된다(안수정, 안하얀, 서영석, 2021). 이러한 측면에서 보면, 한국 상담자의 문화적 겸손성은 상담자의 자세이자 또한 인간적 자질의 특성도 공유하고 있음을 알 수 있다.

셋째, 본 연구에서는 한국판 다차원적 문화적 겸손성의 수렴 및 변별타당도 검증을 위해 문화적 겸손성과 상황적 자기인식 그리고 사회적 바람직성과의 상관을 분석하였다. 분석 결과 한국판 다차원적 문화적 겸손성 전체 평균은 상황적 자기인식 전체 평균과 통계적으로 유의한 상관이 있는 것으로 나타나(r=.38) 수렴 타당도가 성립함을 확인하였고, 한국판 다차원적 문화적 겸손성의 하위요인인 개방적 자기성찰, 자기인식, 탈자기중심성은 상황적 자기인식의 하위요인인 사적 자기인식과 환경적 자기인식에 수렴타당도가 성립함을 확인하였다. 이는 문화적 겸손성과 상황적 자기인식과의 관련성을 확인한 Gonzalez 등(2020)의 연구 결과를 지지한다. 문화적 겸손성은 평생 자기평가와 비평에 전념하는 것으로(Foronda et al., 2016; Upshaw, Lewis, & Nelson, 2020), 상담자의 자기인식과 연관됨을 확인할 수 있었다.

그리고 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도의 변별타당도 검증을 위해서 사회적 바람직성과의 상관을 분석한 결과 한국판 다차원적 문화적 겸손성의 전체 평균과 하위요인인 개방적인 자기성찰, 자기인식, 탈자기중심성은 사회적 바람직성 전체 평균과 낮은 긍정 상관(r=.32, .38, .13, .18)을 나타내었다. 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도와 각 하위요인은 사회적 바람직성과의 상관이 r=.40 이하로 타당도가 낮아 서로 변별됨을 확인하였다. 원저자인 Gonzalez 등(2020)의 연구에서도 다차원적 문화적 겸손성의 5개의 하위요인들은 사회적 바람직성과 낮은 수준의 상관(r=-.09-.05)을 나타내어 변별타당도를 확인하였으나, 지지적 상호작용을 제외한 4개 하위요인과 낮은 부적 상관으로 나타나 본 연구의 결과와는 차이가

있는 것으로 나타났다. 이는 한국 상담자들이 사회적으로 좀 더 바람직한 방향으로 자신을 드러내 보이고자 하는 경향이 있음을 주장한 이수현, 서영석, 김동민(2007)과 강신철과 권경인(2021)의 연구결과와 일치한다. 사회적 바람직성은 자기 보고식 척도의 반응 편파 경향성을 보기 위해 주로 사용한다. 하지만 문화비교적 측면에서 볼 때, 아시아 국가 및 민족은 서양 국가와 민족에 비해 사회적 바람직성 경향이 높으며(Dudley, McFarland, Goodman, Hunt, & Sydell, 2005; Keillor, Owens, & Pettijohn, 2001) 타인을 많이 의식하는 집단주의 문화권인 한국에서 보다 두드러질 가능성이 있다고 하였다(배병훈 외 2015에서 재인용). 김용석(2018)의 연구에서는 상대적으로 학력이 높은 집단과 관리자급 집단의 사회적 바람직성 수준이 유의미하게 높게 나타나는데, 이는 대인접촉의 범위가 넓고 빈도가 잦은 직장인들이 자신의 이미지를 다소 긍정적으로 묘사하는 성향을 더 많이 가질 수 있다고 제시하였다. 이상을 종합해 볼 때 본 연구에 참여한 상담자들은 대부분 석사 졸업 이상의 학력을 나타내고 있고(95%) 직업 특성상 상대적으로 사회적 관계의 폭과 접촉의 범위가 넓고, 아시아 국가에 속한 점 등이 본 연구결과에 영향을 미쳤을 가능성이 있다.

넷째, 본 연구에서는 한국 상담자의 문화적 겸손성이 작업동맹에 미치는 영향을 알아보기 위해 구조방정식을 이용한 회귀분석을 실시하였다. 연구 결과, 문화적 겸손성과 작업동맹의 상관은 .659로 유의한 것으로 나타났고 작업동맹에 대한 문화적 겸손성의 회귀계수도 통계적으로 유의하였다(B=.912, SE=.138, t=6.598, p=.000, β=0.659, R^2=0.434). 이는 문화적 겸손성이 작업동맹에 유의한 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다. 이는 문화적 겸손성과 작업동맹 간의 정적 상관관계를 확인한 선행연구들(예: Davis et al., 2018; Hook et al., 2013, 2016, 2017)과 맥을 같이 한다. 다양한 내담자와 작업할 때 문화적으로 겸손한 상담자는 내담자와 상담자 간의 긍정적 상담관계에 기여하고 있음을 시사한다. Goodwin, Coyne과 Constantino(2018)는 상담 관계의 불화는 문화적 요인에 기인할 가능성이 높으므로, 상담자는 문화적으로 겸손한 자세로 내담자의 문화적 가치 및 신념과 작업해야 한다고 강조했다. 문화적 차이로 인해 치료 동맹이 위협받을 때, 문화적으로 겸손한 상담자는 내담자를 향한 존중을 표현하고 특정 집단과 작업한 이전 경험에만 의지하여 과도한 자신감으로 상담에 임하지 않는다(Hook et al., 2013). 즉 문화적으로 겸손한 상담자는 내담자에게 개방적인 자세를 취하며 내담자의 다양한 정체성의 조합이 치료 동맹에 어떻게 영향을 미치는지 이해하기 위해 협력적으로 내담자와 작업한다는 의미이다.

이러한 연구결과를 바탕으로 본 연구의 의의를 제시하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 타당화 한 한국판 문화적 겸손성 척도는 관련 척도가 부재한 상태에서, 한국 상담자들을 대상으로 문화적 겸손성을 측정하는 유일한 도구라는 점에서 의의가 있다. 최근 다문화적 상담의 경우, 상담 관계에서의 문화적 과정에 주의를 기울이는 추세이다(Anders, Kivlighan, Porter, Lee, & Owen, 2021). 다문화 상담에서 특정 집단에 대한 지식과 기술 연마뿐만 아니라 상담자의 자세를 강조하고 있다. 문화적 겸손성은 상담자가 자기인식을 하고, 타인지향적인 자세로 내담자와 협력적이고 평등적 관계를 확립하는 것을 의미하며, 다양한

내담자와 효율적으로 작업 하는데 있어서 중요한 관계 특성으로 간주된다(Owen et al., 2016). 따라서 다문화 상담에 대한 관심과 요구가 증가되고 있는 현 시대적 필요에 부합하여 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도는 한국 상담자의 문화적 겸손성에 대한 개념과 요인구조를 확인했다는 점에서 의미가 있다. 둘째, 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도는 상담자용 척도라는 점이다. 상담자들로 하여금 문화적 겸손성의 여러 차원을 통하여 자신의 취약성과 강점을 파악하게 해 주는 유용한 자가점검 도구로 사용될 수 있다. 상담자들이 문화적 겸손성 수준을 확인하고 평가하는 것은 결과적으로 긍정적 상담 관계 및 상담 성과를 증진 시킬 수 있다(Owen et al., 2016). 셋째, 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도는 상담자 수련 과정과 수퍼비전에서 활용이 가능하다. 문화적 겸손성은 과정 중심 중심적이고 발달적 관점으로서의 상담자 역량으로, 교육 및 임상 수련 과정을 통해 발달되고 향상될 수 있는 치료자 특성이다(Owen et al., 2016; Upshaw et al., 2020). 상담자의 다문화 태도는 다문화 상담역량 발달에 기여하기 때문에(강수정, 유금란, 2020), 다문화적 수련과정과 수퍼비전 과정에서 상담자의 자세로 문화적 겸손성 개념을 포함 시킬 수 있다. 수퍼비전 상황에서, 문화적으로 겸손한 수퍼바이저는 평생 성찰하는 학습자이며, 다양한 문화의 수퍼바이지간의 힘의 불균형을 줄인다(Upshaw et al., 2020). 문화적 겸손성은 내담자와 상담자 간의 관계뿐만 아니라 수퍼비전 관계에서도 중요한 역할을 하는 것으로 입증되었다(Vandament et al., 2021). 이뿐만 아니라 다차원적 문화적 겸손성 척도를 활용하여 다문화적 교육 내용 및 상담자 진전 상황을 점검할 수 있을 것이다. 최근 국내의 상담자 교육에서도 사회정의와 옹호역량을 명시적으로 제안하기 시작했다(김태선, 신주연, 2020). 이러한 맥락에서, 상담자 교육에 힘의 불균형 인식과 다양성의 존중의 자세인 문화적 겸손성을 포함하는 것은 의미가 있다. 또한 한국판 다차원적 문화적 겸손성 척도는 다문화적 지향의 상담자 자세에 관한 유일한 척도로 다문화 상담자 연구에 기반 역할을 할 것이다.

본 연구의 제한점 및 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 광의의 다문화적 관점에서 상담자의 다차원적 문화적 겸손성을 측정했다. 따라서 향후 연구에서는 특정 문화적 배경과 문화의 상호교차성에 따른 상담자의 문화적 겸손성을 측정하여 본 척도의 문항들의 요인 구조를 확인하는 반복 연구 과정이 필요하다. 둘째, 문화적 겸손성에 대한 국제간 비교 연구가 필요할 것이다. 예를 들면, 미국의 경우, 상담자의 문화적 겸손성과 사회정의 옹호 개념과의 연관성을 확인했다(Hook et al., 2016; Chase, 2021). 한국상담자들은 사회정의 옹호 상담에 대해 대부분 생소하게 여기는 경향(김미진, 권경인, 2019; 안수정, 안하얀, 서영석, 2021)이 보고되어서, 문화 비교 간 연구를 통해 다양한 문화에 토대를 둔 문화적 겸손성의 특성을 비교 분석하는 것은 의미가 있을 것이다. 셋째, 국내 문화적 겸손성 연구는 시작 단계이므로, 한국 상담자의 문화적 겸손성에 관한 실증적 연구들이 축적되어야 한다. 예를 들면, 문화적 겸손성에 관련된 다양한 상담자 개인 변인을 조명하는 연구, 문화적 겸손성의 발달단계 연구, 프로그램 개발 및 효과 연구, 질적 연구 등 다각적 연구가 이루어지기를 기대한다. 넷째, 상담자의 문화적 겸손성은 내담자와 상담자 간의 관점

을 함께 고려해 보는 것이 유용하다. 왜냐하면 내담자와 상담자 간의 문화적 정체성의 상호작용 효과를 알아볼 수 있기 때문이다(Owen et al., 2016). 이러한 측면에서 본다면, 추후 연구에서는 내담자가 지각하는 상담자의 문화적 겸손성 척도 개발 및 타당화 연구가 아울러 이루어져야 할 것이다.

참고문헌

강수정, 유금란 (2020). 다문화 상담 경험과 다문화 상담 역량의 관계: 다문화 태도와 정당한 세상에 대한 일반적인 믿음의 조절된 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 32(3), 1371-1393.

강신철, 권경인 (2021). 한국판 집단상담자 자기효능감 척도 타당화. 상담학연구, 22(1), 115-139.

강진령 (2005). 한국 상담의 비교 문화적 고찰을 통한 상담의 활성화 방안 연구. 학습자중심교과교육연구, 5(1), 23-42.

강혜영 (1995). 상담자 경력에 따른 상담협력관계의 차이 분석. 석사학위논문, 서울대학교.

강혜정, 임은미 (2012). 대학생용 다문화태도 척도의 한국판 타당화 연구. 아시아교육연구, 13(4), 35-57.

권경인, 조수연 (2015). 집단상담 윤리: 개관. 상담학연구, 16(4), 65-88.

교육부 (2021). 2021년 교육기본통계 결과 발표 보도자료.

김미진, 권경인 (2019). 상담자의 사회정의 옹호역량과 상담자 발달수준, 작업동맹 그리고 상담성과의 관계. 상담학연구, 20(2), 67-87.

김수영 (2016). 구조방정식 모형의 기본과 확장. 서울: 학지사.

김용석 (2018). 사회적 바람직성 척도(SDS-24)의 타당화 및 적용. 사회복지연구, 49(3), 87-114.

김태선, 신주연 (2020). 다문화시대의 상담자 교육: 비판적 의식과 상호교차성을 중심으로. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 32(2), 667-692.

김태호 (2009). 상담의 윤리와 효율성 향상을 위한 다문화적 접근. 다문화교육연구, 2(1), 54-76.

김현아 (2013). 다문화상담 관련 종사자의 다문화수용성과 다문화상담자 자질의 관계: 다문화상담자 자기 효능감의 매개효과. 상담학연구, 14(3), 1717-1737.

박홍석, 이정미 (2018). 한국판 상황적 자기인식척도(K-SSAS)의 타당화 연구. 한국심리학회지: 학교, 15(2), 177-196.

배병훈, 이동귀, 함경애 (2015). Rasch 모형을 이용한 한국판 사회적 바람직성 척도 단축형(SDS-9)의 타당화. 상담학연구, 16(6), 177-197.

보건복지부 한국보건사회연구원 (2017). 2017년 장애인실태조사. http://www.mohw.go.kr/react/jb/sjb030301vw.jsp?PAR_MENU_ID=03&MENU_ID=032901&CONT_SEQ=345972 에서 검색.

손은정, 유성경, 심혜원 (2003). 상담자의 자기성찰(reflection)과 전문성 발달. 상담학연구, 4(3), 367-380.

성태제, 시기자 (2020). 연구방법론. 서울: 학지사.

안수정, 안하얀, 서영석 (2021). 상담전문가의

정체성 연구. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 33(1), 113-158.

안혜신, 장유진 (2021). 상담자가 인식하는 사회정의 옹호역량에 관한 개념도. 다문화교육연구, 14(2), 25-53.

여성가족부 (2018). 2018년 전국다문화가족실태조사 분석. 서울: 여성가족부 다문화가족정책과.

오은경, 최 미, 최한나 (2016). 국내 다문화 상담 연구 동향: 학술지 및 학위 논문 분석 (1993~2016.7). 상담학연구, 17(5), 223-242.

이수림 (2008). 상담자의 지혜와 상담과정 및 성과에 관한 연구. 박사학위논문, 가톨릭대학교.

이수현, 서영석, 김동민 (2007). 상담자 활동 자기 효능감 척도 국내 타당화 연구. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 19(3), 655-673.

이은진 (2020). 다문화적 관점에서 바라본 장애와 심리상담. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 32(1), 197-224.

이재복, 장소정, 김영신, 남목민, 조훈제, 이수정, 연규진 (2022). 상담자들의 사회정의 옹호역량 발달 과정에서의 경험에 대한 합의적 질적 연구. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 34(1), 1-34.

임은미, 강혜정, 김성현, 구자경 (2018). 한국 상담자의 다문화 상담역량 척도 개발 및 타당화. 상담학연구, 19(1), 421-442.

위주원, 최한나 (2015). 한국사회 다문화상담자가 지각하는 어려움과 극복방안에 대한 개념도 연구. 아시아문화연구, 40(0), 87-130.

주은선, 이현정 (2010). 결혼이주여성 대상 다문화 상담 관련 종사자들의 현장 경험에 대한 질적연구. 한국심리학회: 일반, 29(4), 817-846.

통계청 (2020). 인구총조사.

한국상담심리학회 (2018). 윤리강령. http://www.krcpa.or.kr 에서 검색.

한국상담학회 (2016). 윤리강령. http://www.counselors.or.kr 에서 검색.

한국장애인 인권포럼 (2017). 장애청년정책욕구조사 연구보고서. http://www.ableforum.com/menu400/menu410?uid=1846&mod=document 에서 검색.

황주연, 정남운 (2010). 상담자 자기성찰에 대한 고찰. 한국심리학회: 일반, 29(2), 241-263.

American Psychological Association (APA). (2003). Guidelines on multicultural education, training, research, practice, and organizational change for psychologists. *American Psychologist, 58*(5), 377-402.

Anders, C., Kivlighan, D. M. III, Porter, E., Lee, D., & Owen, J. (2021). Attending to the intersectionality and saliency of clients' identities: A further investigation of therapists' multicultural orientation. *Journal of Counseling Psychology, 68*(2), 139-148.

Bandalos, D. L. (2002). The effects of item parceling on goodness-of-fit and parameter estimate bias in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling, 9*(1), 78-102.

Bandalos, D. L., & Finney, S. J. (2001). Item parceling issues in structural equation modeling. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), *New developments and techniques in structural equation modeling* (pp.

269-296). Mahwah, NJ: LEA.

Bartholomew, T. T., Pérez-Rojas, A. E., Lockard, A. J., Joy, E. E., Robbins, K. A., Kang, E., & Maldonado-Aguiñiga, S. (2021). Therapists' cultural comfort and clients' distress: An initial exploration. *Psychotherapy, 58*(2), 275-281.

Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research, 16*(1), 78-117.

Bozdogan, H. (2000). Akaike's information criterion and recent developments in information complexity. *Journal of Mathematical Psychology, 44*(1), 62-91.

Chase, L. R. (2021). *Exploring factors impacting social justice advocacy attitudes among play therapists* (Doctoral dissertation, The University of North Carolina at Charlotte).

Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods, 1*(1), 16-29.

Davis, D. E., DeBlaere, C., Owen, J., Hook, J. N., Rivera, D. P., Choe, E., Van Tongeren, D. R., Worthington, E. L., Jr., & Placeres, V. (2018). The multicultural orientation framework: A narrative review. *Psychotherapy, 55*(1), 89-100.

Davis, D. E., Worthington, E. L., Jr., & Hook, J. N. (2010). Humility: Review of measurement strategies and conceptualization as a personality judgment. *Journal of Positive Psychology, 5*(4), 243-252.

Dudley, N. M., McFarland, L. A., Goodman, S. A., Hunt, S. T., & Sydell, E. J. (2005). Racial differences in socially desirable responding in selection contexts: Magnitude and consequences. *Journal of Personality Assessment, 85*(1), 50-64.

Floyd, F. J., & Widaman, K. F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment, 7*(3), 286-299.

Foronda, C., Baptiste, D., Reinholdt, M., & Ousman, K. (2016). Cultural humility: A concept analysis. *Journal of Transcultural Nursing, 27*(3), 210-217.

Fowers, B. J., & Davidov, B. J. (2006). The virtue of multiculturalism: Personal transformation, character, and openness to the other. *American Psychologist, 61*(6), 581-594.

Gonzalez, E., Sperandio, K. R., Mullen, P. R., & Tuazon, V. E. (2020). Development and initial testing of the multidimensional cultural humility scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 54*(1), 56-70.

Goodwin, B. J., Coyne, A. E., & Constantino, M. J. (2018). Extending the context-responsive psychotherapy integration framework to cultural processes in psychotherapy. *Psychotherapy, 55*(1), 3 – 8.

Govern, J. M., & Marsch, L. A. (2001). Development and validation of the situational self-awareness scale. *Consciousness and Cognition, 10*(3), 366-378.

Hayes, J. A., Owen, J., & Bieschke, K. J. (2015). Therapist differences in symptom change with racial/ethnic minority clients. *Psychotherapy, 52*(3), 308-314.

Henrich, J., Heine, S. J., & Norenzayan, A. (2010). The weirdest people in the world? *Behavioral and Brain Sciences, 33*(2-3), 61-83.

Holbert, R. L., & Stephenson, M. T. (2002). Structural equation modeling in the communication sciences, 1995-2000. *Human Communication Research*, *28*(4), 531-551.

Hook, J. N., Davis, D., Owen, J., & DeBlaere, C. (2017). *Cultural humility: Engaging diverse identities in therapy.* American Psychological Association. https://doi.org/10.1037/0000037-000

Hook, J. N., Davis, D. E., Owen, J., Worthington, E. L., & Utsey, S. O. (2013). Cultural humility: Measuring openness to culturally diverse clients. *Journal of Counseling Psychology, 60*(3), 353-366.

Hook, J. N., Farrell, J. E., Davis, D. E., DeBlaere, C., Van Tongeren, D. R., & Utsey, S. O. (2016). Cultural humility and racial microaggressions in counseling. *Journal of Counseling Psychology, 63*(3), 269-277.

Hook, J. N., & Watkins, C. E., Jr. (2015). Cultural humility: The cornerstone of positive contact with culturally different individuals and groups? *American Psychologist, 70*(7), 661-662.

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods, 3*(4), 424-453.

Jöreskog, K. G. (1969). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika, 34*(2), 183-202.

Keillor, B., Owens, D., & Pettijohn, C. (2001). A cross-cultural/cross-national study of influencing factors and socially desirable response biases. *International Journal of Market Research, 43*(1), 63-84.

Kivlighan, D. M., III, Jung, A. K., Berkowitz, A. B., Hammer, J. H., & Collins, N. M. (2018). 'To show or no-show'? Therapist racial-ethnic disparities in clients' nonattendance in therapy. *Journal of College Student Psychotherapy. 33*(1), 1-13.

Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). Guilford Press.

Kondili, E., Isawi, D., Interiano-Shiverdecker, C., & Maleckas, O. (2022). Predictors of cultural humility in counselors-in-training. *Counselor Education and Supervision*, 1-12. https://doi.org/10.1002/ceas.12230

Krumrei-Mancuso, E. J., & Rouse, S. V. (2016). The development and validation of the comprehensive intellectual humility scale. *Journal of Personality Assessment*, *98*(2), 209-221.

Kruse, E., Chancellor, J., & Lyubomirsky, S. (2017). State humility: Measurement, conceptual validation, and intrapersonal processes. *Self and Identity, 16*(4), 399-438.

Kyriazos, T. A. (2018). Applied psychometrics: sample size and sample power considerations in factor analysis (EFA, CFA) and SEM in general. *Psychology*, *9*(08), 2207-2230.

Little, T. D., Cunningham, W. A., Shahar, G., & Widaman, K. F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling, 9*(2), 151-173.

Lopes, H. F., & West, M. (2004). Bayesian model assessment in factor analysis. *Statistica Sinica, 14*(1), 41-67.

Owen, J. (2013). Early career perspectives on psychotherapy research and practice: Psychotherapist effects, multicultural orientation, and coupleinterventions. *Psychotherapy, 50*(4), 496-502.

Owen, J. (2018). Introduction to special issue: Cultural processes in psychotherapy. *Psychotherapy, 55*(1), 1-2.

Owen, J., Tao, K., Drinane, J., Hook, J., Davis, D., & Kune, N. (2016). Client perceptions of therapists' multicultural orientation: Cultural (missed) opportunities and cultural humility. *Professional Psychology: Research and Practice, 47*(1), 30-37.

Owen, J. J., Tao, K., Leach, M. M., & Rodolfa, E. (2011). Clients' perceptions of their psychotherapists' multicultural orientation. *Psychotherapy, 48*(3), 274-282.

Patallo, B. J. (2019). The multicultural guidelines in practice: Cultural humility in clinical training and supervision. *Training and Education in Professional Psychology, 13*(3), 227-232.

Preacher, K. J., Zhang, G., Kim, C., & Mels, G. (2013). Choosing the optimal number of factors in exploratory factor analysis: A model selection perspective. *Multivariate Behavioral Research, 48*(1), 28-56.

Stöber, J. (2001). The social desirability scale-17 (SDS-17): Convergent validity, discriminant validity, and relationship with age. *European Journal of Psychological Assessment, 17*(3), 222-232.

Sue, D. W., Arredondo, P., & McDavis, R. J. (1992). Multicultural counseling competencies and standards: A call to the profession. *Journal of Counseling & Development, 70(4)*, 477-486.

Tervalon, M., & Murray. G., J. (1998). Cultural humility versus cultural competence: A critical distinction in defining physician training outcomes in multicultural education. *Journal of Health Care for the Poor and Underserved, 9*(2), 117-125.

Tracey, T. J., & Kokotovic, A. M. (1989). Factor structure of the working alliance inventory. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology, 1*(3), 207-210.

Upshaw, N. C., Lewis, D. E., Jr., & Nelson, A. L. (2020). Cultural humility in action: Reflective and process-oriented supervision with black trainees. *Training and Education in Professional Psychology, 14*(4), 277-284.

Vandament, M. L., Duan, C., & Li, S. (2021). Relationships among supervisee perceived supervisor cultural humility, working alliance, and supervisee self-efficacy among white supervisor and supervisee of color dyads. *Training and Education in Professional Psychology.* doi: https://dx. doi.org/10.1037/tep0000370

Wang, J., & Wang, X. (2012). *Structural equation modeling: Applications using Mplus.* Chichester: John Wiley & Sons.

Wildasin, H. R. (2021). *An exploration of the cultural humility and spiritual competence among counselors-in-Training.* (Doctoral dissertation, Regent University).

Worthington, E. L., & Allison, S. T. (2018). *Life lessons from heroes of humility. In E. L. Worthington, Jr. & S. T. Allison, Heroic humility: What the science of humility can say to people raised on self-focus* (pp. 187-198). American Psychological Association. https://doi.org/10.1037/0000079-012

Wright, J. C., Nadelhoffer, T., Thomson R. L., & Sinnott-Armstrong, W. (2018). Be it ever so humble: Proposing a dual-dimension account and measurement of humility. *Self and Identity, 17*(1), 92-125.

Yates, A. (1987). *Multivariate exploratory data analysis: A perspective on exploratory factor analysis.* State University of New York Press.

Yeager. K. A., & Wu, S. B. (2013). Cultural humility: Essential foundation for clinical researchers. *Applied Nursing Research. 26*(4), 251-256.

Zhang, H., Watkins, C. E., Hook, J. N., Hodge, A. S., Davis, C. W., Norton, J., Wilcox, M. M., Davis, D. E., DeBlaere, C., & Owen, J. (2021). Cultural humility in psychotherapy and clinical supervision: A research review. *Counselling and Psychotherapy Research*, 1-10. https://doi.org/10.1002/capr.12481

원 고 접 수 일 : 2022. 02. 07
수정원고접수일 : 2022. 04. 01
게 재 결 정 일 : 2022. 05. 02

한국심리학회지: 상담 및 심리치료
The Korean Journal of Counseling and Psychotherapy
2022, Vol. 34, No. 2, 461-491

Validation of the Multidimensional Cultural Humility Scale for Korean Counselors

Eun-Jin Lee **Bo-Yun Choi** **Ju-Oak Han**

Myongji University / Visiting Professor Ewha Womans University / Doctoral Student

The purpose of this study was to validate the Multidimensional Cultural Humility Scale (MCHS) developed by Gonzalez et al. (2020) for Korean counselors. Exploratory factor analysis was conducted on 206 counselors with professional certificates in psychological counseling, and a three-factor structure with 12 items was identified as a result. Next, a confirmatory factor analysis was conducted with a different sample of 218 counselors to see whether the three-factor structure of MCHS-K fit the data, and confirmed the construct validity via correlations between factors and item-factors loading for sub-factors. To verify the convergent and discriminant validity of MCHS-K, a correlation analysis with K-SSAS and K-SDS-9 was performed. In addition, a regression analysis using structural equations was performed to confirm that the effect of MCHS on WAI-S was positively significant. Finally, implications and limitations of this study, as well as suggestions for future research, were discussed.

Key words : counselor, multicultural orientation, cultural humility, multidimensional cultural humility scale, validation