

## 진정성 척도의 개발 및 타당화\*

홍 정 순<sup>†</sup>

아주대학교

본 연구의 목적은 한국인의 진정성 개념을 반영한 진정성 척도를 개발하고 타당화하는 것이다. 연구 1에서는 진정성 척도를 개발하였다. 선행 연구를 바탕으로 83문항의 예비 문항을 구성하였으며, 내용타당도 검증을 통해 51문항의 최종 예비 문항을 선정하였다. 402명의 성인을 대상으로 자료를 수집하고 문항분석, 탐색적 요인분석을 실시한 결과, 일치성, 내적 경험에 대한 비판향적인 자각, 진심어린 태도의 3개 하위 요인으로 이루어진 18문항의 진정성 척도를 개발하였다. 연구 2에서는 개발된 진정성 척도에 대한 타당화를 실시하였다. 411명의 성인을 대상으로 자료를 수집하였으며, 확인적 요인분석을 실시하여 위계적 3요인 모형이 적합함을 확인하였다. 수렴타당도, 공인타당도 검증을 위해 상관분석을 실시한 결과, 진실성(AS), 삶의 만족(SLS), 심리적 안녕감(PWS), 자존감(RSES)과 정적 상관, 미성숙 방어(KDSQ)와는 부적 상관을 보여 진정성을 측정하는 타당한 도구임을 확인하였다. 211명의 상담자를 대상으로 추가적으로 자료를 수집하여 일반인 집단과 상담자 집단 간의 구인동등성 검증을 실시하였다. 검증 결과, 일반인을 대상으로 타당화한 진정성 척도가 상담자에게도 사용할 수 있음을 확인하였다. 잠재평균 분석에 따르면, 상담자 집단이 일반인 집단보다 일치성과 진심어린 태도에서 유의하게 높은 점수를 보였다.

주요어 : 진정성, 진정성 척도, 구인 동등성, 잠재평균 분석

\* 본 연구는 홍정순(2015)의 가톨릭대학교 박사학위논문 '진정성 척도 개발 및 상담자의 진정성과 작업동맹간의 관계모형 검증'에서 일부 발췌, 수정한 것임.

† 교신저자 : 홍정순, 아주대학교 교육대학원, 경기도 수원시 영통구 월드컵로 206

Tel : 031-219-3593, E-mail : day012@ajou.ac.kr

진정성(authenticity)의 그리스 어원은 'authentikos'로 '자유롭게 자신을 정립한다'는 뜻이다(김홍중, 2009; 현남숙, 2007; Ferrara, 1998; 홍정순, 정남운, 2013에서 재인용). 고대 그리스 철학에 뿌리를 두고 있으며 철학적, 사회학적, 심리학적으로 많은 관심의 대상이 되어왔다. 자기자신을 아는 것이 중요하다는 것을 강조한 Socrates를 시작으로, 인간은 자신의 행동의 총합이라고 보면서 선택적 행동의 중요성을 강조한 Sartre, 자신의 목표에 일치하는 행동을 선택함으로써 자신의 최대 실현을 강조한 Kierkegaard, 존재함을 강조한 Heidegger 등의 실존 철학 이론은 심리학에서의 진정성 개념에 기본 토대가 되었다(Davis, 2010). Erickson(1968)은 자신이 누구인지 알고 이해하는 것, 타인의 기대에 방해받지 않고 스스로 선택할 수 있는 것이 정체성 발달에 중요한 특징이라고 하였으며, Maslow(1970)은 심리적 욕구를 만족시킴으로써 자신의 참된 내적 본성을 발견하게 될 때 진정성이 발생한다고 보았다. Rogers(1961)는 진정성을 유기체적 경험, 경험에 대한 자각, 외적인 행동과 정서적 표현간의 일치로 정의하면서, 무조건적인 긍정적 존중이 진정성을 가져온다고 하였다. Kohut(1971)은 진정성이 결여된 행동 양식으로 '거짓 자기 행동'과 '방어'를 설명하였으며, Winnicott(1960)은 아동의 참자기를 인정하지 않고 소외시킴으로써 거짓자기가 나타난다고 하였다. 이렇듯 많은 학자들이 진정성의 중요성을 강조하였으며, 진정성은 정신건강과 심리학적 적응의 핵심 구성요인(Horney, 1950; Kohut, 1971; Maslow, Frager, & Cox, 1970; Rogers, 1951; Winnicott, 1960)이자, 건강한 관계의 지표(Lopez & Rice, 2006)라고 하였다.

상담 및 심리치료에서도 진정성은 중요한

의미를 가진다. 진정성은 심리치료의 궁극적인 목표(Neri, 2008; Rogers, 1957)이며, 이를 달성하기 위해서는 상담자와 내담자의 진정한 만남이 필요하다(Buber, 1958; Bugental, 1965). 상담자의 진정성을 심리치료의 중요한 요인으로 직접적으로 제시한 사람은 Rogers이다. Rogers(1957)는 치료의 필요충분조건 중 하나로 '관계에서 일치적이고 통합된 상담자'를 제시하면서 진정성을 심리치료의 인본주의적 관점에 도입하였다. 가설 검증 및 과학적 연구를 강조했던 Rogers의 영향으로 상담자의 진정성을 측정할 수 있는 평정 척도와 자기보고 척도가 개발(Barrett-Lennard, 1959; Truax, 1966; Rogers, Gendlin, Kiesler, & Truax, 1967)되었고, 진정성과 상담 성과의 관계를 검증하는 연구들이 나타났다. 그러나 연구 결과들은 그리 일관적이지 않다. Klein, Michels, Kolden과 Chisolm-Stockard(2001)는 진정성과 상담 성과의 관계 연구 20편을 분석하였다. 분석 결과, 연구의 34%에서는 정적 상관이 나타났으나 66%에서는 아무런 상관이 나타나지 않았다고 하였다. 또한 Kolden, Klein, Wang과 Austin(2011)이 상담자의 진정성과 상담 성과의 관계 연구를 메타 분석한 결과, 진정성의 효과 크기는 .24로 나타났다. 이 같은 결과를 근거로 미국심리학회는 진정성을 효과가 있다고 보여지지만 증거가 불충분한 변인으로 선정하였다(Norcross, 2001; Norcross & Wampold, 2011). 이는 상담자 진정성에 대하여 더 많은 관심과 연구가 필요함을 나타낸다.

홍정순과 정남운(2013)은 상담자 진정성 연구에 대한 고찰을 통해 그동안의 연구에서 나타난 문제점 중 하나로 진정성의 개념 정의와 측정의 문제를 제시하고 있다. 기존에 상담자 진정성 연구에 사용된 척도들은 상담관계척도

(Barrett-Lennard Relationship Inventory, BLRI)의 일치성(congruence) 하위 요인, 자기 일치성 척도(Truax Self-Congruence Scale) 등으로, 상담 관계에서 상담자가 얼마나 일치적인지를 측정하는 단일 요인으로 이루어져 있다. “나는 실제 이상으로 내담자를 좋아하고 이해하는 체한다”, “나는 내담자를 당황하게 만들 말을 하지 않으려고 애쓴다” 등이 구체적인 문항들이다. 이에 대하여는 2가지 관점에서 논의가 가능하다. 하나는 상담자의 진정성을 상담 관계에서의 진정성으로만 생각할 수 있는지는 것이다. Truax와 Carkuff(1967)는 진정성의 본질은 치료에서 일어나는 구체적인 치료적 사건이라고보다 상담자의 성격과 태도에 달려있다고 하였다. 이는 상담 관계에서 얼마나 일치적인지 뿐만 아니라 상담자의 내적 특성 및 태도로서의 진정성을 살펴볼 필요가 있음을 의미한다. 두 번째는 일치적인 것만으로 진정성을 측정할 수 있는지는 것이다. 1990년대 후반부터 나타난 진정성 연구들은 진정성이 일치성만을 의미하지 않으며, 복합적인 구성 개념이라는 것을 보여준다. Goldman과 Kernis(2002)는 진정성을 자기이해, 비편향된 처리과정, 행동, 관계 지향의 4요인으로 개념화 하였으며, Wood, Linley, Maltby, Baliouis와 Joseph(2008)은 자기소외, 진정한 생활, 외부 영향 수용의 3요인으로 나타내었다. White(2011) 또한 진정성과 일치성에 대한 연구를 통하여 일치성은 진정성의 하나의 하위 요인일 뿐이며 진정성은 좀 더 다차원적이고 광범위한 영역을 포함하는 개념이라고 하였다. 정리해보면, 상담자의 진정성 연구를 위해서는 상담 관계에서의 일치성만이 아닌 개인 내적 특성과 태도로서의 진정성을 살펴볼 필요가 있으며, 다차원적이고 광범위한 진정성 개념을 구체화하여 이를 측정할 수

있는 척도를 사용하는 것이 중요하다는 것을 알 수 있다. 이를 위해서는 진정성 연구가 어떻게 이루어져왔으며, 개인 내적 특성과 태도로서의 진정성을 측정할 수 있는 척도에는 어떠한 것들이 있는지 살펴봐야 한다.

많은 학자들이 진정성의 중요성을 강조하여 왔으나, 진정성에 대한 경험적 연구가 시작된 것은 1990년대 들어와서부터이다. 용어의 애매 모호함과 추상성은 타당한 심리 측정 도구의 개발을 어렵게 하였으며(Lopez & Rice, 2006; Sheldon & Elliot, 1999), 진정성 연구를 더디게 하는 원인이 되었다. 처음에는 간접적인 방식으로 진정성을 측정하여 관련 변인들과의 관계를 살펴보았다. Harter, Marold, Whitesell과 Cobbs(1996)는 아동과 청소년을 대상으로 진정한 자기 행동, 거짓 자기 행동을 측정하고, 다른 변인들과의 관계를 조사하였다. 진정한 자기 행동은 ‘진정한 자기를 반영하는 방식으로 행동하는 것’, 거짓자기 행동은 ‘진정한 자기가 아닌 방식으로 행동하는 것’을 의미한다고 보고, 거짓 자기와 진정한 자기의 연속선상에서 자신을 평정하게 함으로써 간접적인 방식으로 진정성을 측정하였다. 연구 결과, 진정한 자기 행동 수준을 높게 보고한 청소년들은 부모와 동료로부터의 무조건적인 지지 수준 또한 높게 보고하였으며, 자기 존중감, 낙관주의에서도 다른 청소년들에 비해 높은 점수를 받았다. Harter 등(1996)의 연구를 시작으로 진정성에 대한 논의가 풍부해지고 경험적 연구의 필요성이 강조되면서 직접적으로 진정성을 측정하기 위한 척도들이 개발되어 왔다. Authenticity of Self Aspects Scale(ASAS)는 Sheldon, Ryan, Rawsthorne과 Ilardi(1997)가 개발한 것으로, 5문항으로 이루어져 있다. 개인이 자신의 역할이나 관계에서 진정한 자기를 자유롭게

표현할 수 있는지의 정도를 측정한다. 그러나 이후에 많이 사용되지는 않고 있다. 현재까지 개인 내적 특성과 태도로서의 진정성을 측정하기 위하여 가장 많이 사용되는 척도는 2가지로, Authenticity Inventory(AI), Authentic Scale(AS)이 있다.

Authenticity Inventory(AI)는 Goldman과 Kernis(2002)가 개발한 척도로 45문항으로 이루어져 있다. 실존주의 등의 철학적 개념에 기초하였으며, 충분히 기능하는 인간의 특성을 강조한 인간중심이론, 자율적으로 기능하는 개인을 강조한 자기결정성 이론에 영향을 받았다. 자기결정성 이론에서는 개인의 기본 심리 욕구인 자율성, 유능성, 관계성 욕구가 충분히 만족됨으로써 자율적이고 자기결정적일 수 있을 때 진정성이 발현될 수 있다고 본다(Kernis & Goldman, 2006). 이러한 이론적 배경에 기초하여 이들은 진정성을 '일상에서 진정한 자기가 방해받지 않고 작동하는 것'으로 정의하였으며, 4개의 하위 요인으로 구분하였다. 첫째는 '자기이해(awareness)로 자신의 동기, 느낌, 욕구, 자기 관련 인지 등을 알아차리는 것을 말한다. 둘째는 '비편향된 처리과정'(unbiased processing)으로 자기관련 정보를 객관적으로 바라보는 것을 의미하며, 셋째는 '행동'(behavior)으로 자신의 가치와 선호경향성이 일치되는 방식으로 행동하는 것을 말한다. 마지막은 '관계 지향(relational orientation)으로 친밀한 관계에서 개방성, 성실성, 참됨을 가치있게 여기고 추구하는 것을 뜻한다. 가장 최신판은 2004년에 3번째로 개정된 척도(AI3)로, 이전 척도에서 관계 지향 하위 요인의 내적 합치도가 .32로 낮은 것을 보완하고자 하였다. 그러나 다른 연구자에 의해 실시된 연구(Grégoire, Baron, Ménard, & Lachance, 2013; Ménard & Brunet,

2011; White, 2011)에서 요인 구조에 대한 경험적 지지가 이루어지지 않아 요인 구조가 불안정하다는 비판을 받고 있다.

Authentic Scale(AS)은 Wood 등(2008)이 개발한 척도로, 진정성에 대한 분명한 정의와 이에 따른 문항 개발이 필요하다는 문제의식에서 출발하였다. 정신역동, 실존주의 등 다양한 이론적 관점에서 진정성을 개념화하였으나 인본주의적 관점이 가장 광범위하고 포괄적인 설명을 제시하고 있다고 보고, 인본주의적 관점에 기초하여 척도를 개발하였다. Rogers(1957, 1961)의 개념을 발전시킨 Barrett-Lennard(1998)의 정의에 따라 진정성을 '개인의 일차적 경험, 상징화된 이해, 외부 행동과 의사소통 3수준 간의 일관성'이라고 보았으며, 자기소외, 진정한 생활, 외부 영향 수용의 3요인으로 하위 요인을 구성하였다. '자기소외'는 개인의 실제 경험과 의식적 자각이 일치하지 않음을 의미하며, '진정한 생활'은 의식적으로 지각된 경험과 행동이 일치함을 나타낸다. 마지막 요인은 '외부 영향 수용'으로 외부 영향을 수용하며, 타인의 기대에 순응해야 한다는 믿음을 받아들이는 정도를 나타낸다. 문헌 연구를 통하여 자료를 수집한 후 연구자들끼리 협의하여 25문항을 개발하였으며, 타당화 과정을 거쳐 최종 12문항으로 이루어진 척도를 개발하였다. 이들의 정의에 근거하면 자기 소외와 외부 영향 수용이 낮고 진정한 생활이 높을 때 진정성 수준 또한 높다고 본다. 국내에서는 이향숙(2009)이 번안, 타당화하였다. 그러나 국내 타당화 과정에서 '나는 언제나 다른 사람들이 나에게 기대하는 것들을 내가 해야한다고 느낀다'는 문항이 불안정한 요인 부하량을 보이며 하위 요인에 묶이지 않았다(요인부하량=.16,  $p>.05$ ). 이 문항은 외부

영향을 수용하는 정도를 나타내는 문항으로, Wood 등(2008)의 연구에서는 .64의 높은 부하량을 보이며 진정성 척도 문항으로 포함된 바 있다. 이향숙(2009)은 논의를 통하여 이러한 결과가 문화적 차이에 기인한다고 보았다. 이는 Wood 등(2008)의 연구에서는 다른 사람들의 기대에 영향 받지 않는 것이 진정성과 관련이 있지만 국내에서는 관련이 크지 않을 수 있다는 것을 의미한다. 즉, Wood 등(2008)의 연구에서는 '다른 사람들이 나에게 기대하는 것들을 내가 해야 한다고 느낀다'는 문항에 그렇다고 대답했다면 진정성이 낮은 것이지만, 국내에서는 그렇다고 대답했다고 해서 진정성이 낮은 것은 아닐 수 있다는 것이다. 이는 진정성 개념이 집단주의 문화를 가진 한국에서 다르게 인식될 수 있으며, 진정성 연구를 위해서는 이를 반영한 척도가 필요함을 시사한다.

진정성 연구에서 문화적 관점을 고려해야 한다는 것은 Robinson, Lopez, Ramos와 Nartova-Bochaver(2012)의 연구에서도 확인되었다. 이들은 영국, 미국, 러시아인들을 대상으로 Wood 등(2008)이 개발한 Authentic Scale(AS)을 사용하여, 진정성과 안녕감의 관계를 조사하였다. 연구 결과, 3집단 모두에서 진정성과 안녕감의 정적 상관관계가 나타나 진정성이 중요한 변인임을 입증하였다. 그러나 3집단 간에는 진정성의 점수 차이가 나타났는데, 러시아 참여자들은 영국과 미국인 참여자들보다 진정성 점수가 더 낮았다. 이에 대하여 연구자들은 집단주의를 강조하는 러시아 문화와 관련하여 해석하였다. 집단주의 문화에서는 개인의 자유나 자기 표현을 가치롭게 여기기보다 타인의 기대나 집단의 규범을 가치롭게 여기기 때문에 진정성이 더 낮게 나타날 수 있다는 것이

다. 그러면서 문화적 맥락이 진정성에 영향을 줄 수 있다고 주장하였다. Robinson 등(2012)의 연구 결과는 단순히 러시아인들이 영국인, 미국인보다 진정성이 낮다는 것을 의미하는 것이 아니라 문화에 따라 진정성이 다르게 인식될 수 있다는 것을 보여준다(홍정순, 2015에서 재인용). 한규석(1991) 또한 인간의 심리 특성을 설명하는 요인들은 문화에 따라 다르게 인식될 수 있기에 서구 심리학자들이 쓰는 척도를 그대로 사용하는 것에 대한 우려를 나타내 바 있다.

정리해보면, 상담자 진정성 연구를 위해서는 상담관계에서의 일치성뿐만 아니라 개인 내적 특성 및 태도로서의 진정성에 대한 연구가 필요하며, 이를 측정하기 위하여 주로 사용되는 척도 중 Authenticity Inventory(AI)는 요인구조가 적합하지 않다는 비판을 받고 있고, Authentic Scale(AS)은 요인구조는 적합하나 문화적 관점을 고려해야한다는 주장이 제기되고 있다는 것이다. 이에 본 연구에서는 문화적 관점을 반영하여, 개인의 내적 특성과 태도로서의 진정성을 측정하는 척도를 개발하고자 한다. 문화적 관점을 반영한 척도를 개발하기 위해서는 기존의 이론적 관점뿐만 아니라 한국인들의 사고 속에 내재되어 있는 진정성의 구성 개념을 살펴봄으로써 현상학적 관점에서 살펴보는 것이 필요하다. 홍정순(2015)은 질적 연구를 통해 한국인들의 진정성 구성 개념을 탐색한 바 있다. 연구 결과, 총 2개 영역과 5개의 범주가 도출되었다. 2개 영역은 개인적 차원과 관계적 차원이다. 개인적 차원에는 내적 경험에 대한 자각과 수용, 일치성, 외부 영향에 휘둘리지 않음의 3개 범주가 나타났다. '내적 경험에 대한 자각과 수용'은 자신의 감정, 생각, 욕구 등에 대하여 있는 그대로 알아

차리고 수용함을 의미한다. '일치성'은 내적 경험과 외적 표현의 일치, 말과 행동의 일치를 의미하며, '외부 영향에 휘둘리지 않음'은 사회적 기준이나 사람들의 시선, 기대에 따라 행동하지 않음을 말한다. 관계적 차원에는 순수한 마음으로 상대를 대함, 정성을 다함의 2개 범주가 나타났다. '순수한 마음으로 상대를 대함'은 상대를 나의 욕구 충족을 위한 도구나 수단이 아닌 순수한 마음으로 대하는 것을 의미하며 '정성을 다함'은 상대의 입장이나 관점을 이해하려고 노력하며 형식적이거나 건성으로 대하는 것이 아니라 관심을 가지고 주의를 기울이며 최선을 다하는 것을 의미한다. 관계적 차원의 2범주는 대인 관계에서 사람들을 대하는 태도와 관련되어 있으며, 서구의 개념화에는 나타나지 않는 것으로 집단주의 문화의 특성을 반영한 결과라고 보았다. 홍정순(2015)의 연구 결과는 한국인들의 진정성 구성 개념을 경험적으로 확인하였다는데 의의가 있으며, 따라서 본 연구에서는 이러한 연구 결과와 선행 연구에서 나타난 기존 척도 등을 통합하여 문화적 관점을 반영한 진정성 척도를 개발, 타당화 하고자 한다. 본 연구는 2개의 연구로 이루어져 있다. 연구 1에서는 한국인의 진정성 개념을 반영한 진정성 척도를 개발하였다. 홍정순(2015)의 연구에서 도출된 진술문 및 선행 연구를 바탕으로 예비 문항을 구성하였으며, 내용타당도 검증을 통해 선정된 최종 예비 문항을 대상으로 문항분석, 탐색적 요인분석을 실시하여 진정성 척도를 개발하였다. 연구 2에서는 개발된 진정성 척도에 대한 타당화를 실시하였다. 확인적 요인분석, 관련 변인과의 상관분석을 통해 타당도 검증을 실시하였다. 개인 내적 특성과 태도로서의 진정성을 측정하기 위한 척도이기에 일

반인을 대상으로 개발하였으나, 일반인을 대상으로 개발한 척도가 상담자에게도 사용할 수 있는지를 확인하기 위하여 다집단 분석을 통하여 구인 동등성을 검증하였다. 이를 통해 일반인뿐만 아니라 상담자들을 대상으로 진정성에 대한 다양한 경험적 연구와 논의를 활성화시킬 수 있는 토대를 마련하고자 한다.

## 연구 1. 진정성 척도의 개발

홍정순(2015)의 연구 결과 및 선행 연구를 바탕으로 83개의 예비 문항을 개발한 후, 2차례의 내용 타당도 과정을 거쳐 51문항으로 구성된 예비 진정성 척도를 개발하였다. 예비 진정성 척도의 신뢰도 및 하위 요인 구조를 파악하기 위해 문항분석, 탐색적 요인분석을 실시하였다.

## 방 법

### 문항 개발 절차

문항개발 절차는 3단계로 이루어져 있다. 1 단계에서는 홍정순(2015)의 연구 결과와 기존 척도를 토대로 하위 요인을 잠정적으로 선정하고, 예비 문항을 개발하였다. 이를 위하여 15년 이상의 상담 경력과 척도 개발 경험이 있는 상담심리학 박사 3인으로 전문가팀을 구성하였다. 하위 요인 및 문항 개발의 기준에 대하여 전문가팀과 논의한 결과, 선행 연구에서 공통적으로 나타난 요인, 문화적 관점을 반영한 요인, 측정 가능한 요인을 선정하고 이에 따른 문항을 개발해야 한다는 의견이 공

표 1. 진정성의 하위 요인

홍정순(2015)	Goldman & Kernis(2002) Authenticity Inventory(AI)	Wood 등(2008) Authentic Scale(AS)	본 연구
내적 경험에 대한 자각과 수용	자기이해 비편향된 처리과정	자기소외	내적 경험에 대한 비편향적인 자각과 수용
외부영향에 휘둘리지 않음		외부영향수용	
일치성	행동 관계 지향	진정한 생활	일치성
순수한 마음으로 상대를 대함 정성을 다함			진심어린 태도

통적으로 나타났다. 선행 연구와 기존 척도 및 이를 토대로 본 연구에서 잠정적으로 선정한 진정성의 하위 요인은 표 1과 같다.

표 1을 보면, 홍정순(2015)의 연구 결과 나타난 하위 요인은 5개로, 내적 경험에 대한 자각과 수용, 외부 영향에 휘둘리지 않음, 일치성, 순수한 마음으로 상대를 대함, 정성을 다함이었다. 기존 척도와 관계를 살펴보면, 내적 경험에 대한 자각과 수용, 일치성은 Goldman과 Kernis(2002), Wood 등(2008)이 제시한 하위 요인과 유사한 속성을 공유하고 있는 것을 알 수 있다. 따라서 선행 연구에서 공통적으로 나타난 요인을 선정한다는 기준에 따라 ‘내적 경험에 대한 비편향적인 자각과 수용’, ‘일치성’을 본 연구의 하위 요인으로 선정하였다. 이는 두 요인이 이론적으로 타당할뿐만 아니라 진정성의 핵심 구성 개념일 수 있음을 시사한다. 홍정순(2015)의 연구 결과 나타난 외부영향에 휘둘리지 않음은 Wood 등(2008)의 외부영향수용 하위 요인과만 유사하였다. 구체적인 응답 내용을 보면, 타인의 시

선에 휘둘리지 않는다, 좋은 평가를 받기 위해서가 아니라 있는 그대로 말한다, 타인이 바라는 대로가 아니라 내가 원하는 것이 무엇인지 생각한다 등의 내용들이었다. 이를 검토한 결과, 내용적으로는 구분이 되나 측정에 있어서는 중복되어 나타날 가능성이 많다는 의견이 공통적으로 나타났다. 즉, 외부 영향에 휘둘리지 않음은 외부영향에 휘둘리지 않으면서 내적 경험을 있는 그대로 자각하는 것과 외부영향에 휘둘리지 않으면서 일치적이게 행동하는 것으로 나타날 수 있다는 것이다. 또한 Wood 등(2008)의 외부영향수용 하위 요인은 이향숙(2009)의 타당화 연구에서 요인부하량이 낮게 나타나 제외된 문항이 포함된 요인이며, 문화적 차이를 고려해야한다는 논의를 불러일으킨 바 있다. 선행 연구에 공통적으로 나타난 요인도 아니며, 문화적 관점을 반영하지도 않았고, 측정 가능한 요인도 아니라고 판단되어 본 연구의 잠정적 하위 요인에서 제외되었다. 마지막으로 홍정순(2015)의 연구 결과 나타난 순수한 마음으로 상대를 대함과 정

성을 다함은 기존 척도에서는 나타나지 않는 요인이다. 응답 내용을 구체적으로 살펴보면, Goldman과 Kernis(2002)의 '관계 지향' 하위 요인과 유사해 보이거나 분명한 차이가 있었다. '관계 지향' 하위 요인이 '친밀한 관계에서 개방성과 정직은 아주 중요하다', '친밀한 사람들의 욕구와 바람을 이해하는 것은 중요하다' 등 관계에서의 신념을 측정하고 있다면, 순수한 마음으로 상대를 대한다거나 정성을 다한다는 것은 '상대의 입장이나 관점을 이해하려고 한다', '상대에게 도움이 되는 일이 무엇인지 깊게 생각하고 행동한다' 등 관계에서의 태도와 행동 중심으로 응답한 것을 알 수 있었으며, 이는 관계 중심적 인간관과 집단주의 문화의 특성을 반영한 결과라고 보여진다. 따라서 문화적 관점을 반영한 요인을 선정한다는 기준에 따라 이를 잠재적인 하위 요인으로 선정하였으며, 예비 문항을 개발할 때도 관계에서의 태도와 행동 중심으로 문항을 구성하고자 노력하였다. 또한 각각 2개의 요인으로 보기에는 중복되어 나타날 수 있다는 전문가팀의 의견을 반영하여 '진심어린 태도'라는 하나의 하위 요인으로 수렴하여 선정하였다. 결과적으로 3개의 하위 요인이 잠재적으로 선정되었으며, 각각의 하위 요인에 따른 예비 문항을 선정하였다. 예비 문항은 일차적으로 홍정순(2015)의 연구에서 나타난 참가자들의 응답 내용을 중심으로 선정하였으며, 응답 내용을 측정 문항으로 변경하는 과정에서 진정성을 측정하는 기존 척도의 문항, 진정성 관련 연구 결과 및 임상가들의 저서를 참고하였다. White(2011)의 진정성 척도 비교 연구에서 다수의 문항이 여러 하위 요인에 중첩되어 나타나는 문제점이 제시된 것에 근거하여, 각각의 하위 요인의 중심 주제를 선명하게 드러낼 수

있고 다른 요인에 중첩되지 않는 문항을 선정하고자 하였으며, 긍정문항과 역채점이 필요한 부정문항을 골고루 제시하고자 하였다. 예를 들면, 있는 그대로 느낀다, 충분히 느낀다, 온전히 느낀다 등의 응답 내용은 '있는 그대로 느낀다'의 측정 문항으로 변경하였고, 현재 드는 감정을 유심히 살핀다, 어떤 마음이 드는지 잘 살펴본다, 내가 뭘 느끼고 있는지 안다 등의 응답 내용은 기존 척도의 문항을 참고하여 '내가 뭘 느끼고 있는지 잘 모르겠다'의 측정 문항으로 변경하였다. 이러한 과정을 거쳐 총 83문항의 예비 문항을 구성하였다.

2단계에서는 83문항의 예비 문항을 대상으로 2차에 걸친 내용 타당도 검증을 실시하였다. 1차는 상담심리학 전공 석사 및 박사(과정생)로 구성된 총 16명의 전문가에게 배포하여, 각 문항에 대한 내용 타당도를 평정하게 하였다. 2차는 상담심리학 전공 박사(과정생) 5명을 대상으로 집중적 인터뷰를 통해 내용 타당도 평정 및 개별 문항에 대한 피드백을 받아 문항을 수정, 보완하였다. 각 문항에 대한 평정은 4점 리커트(Likert) 척도(전혀 타당하지 않다 1점 - 매우 타당하다 4점)를 이용하였으며, 내용 타당도 지수(Content Validity Index, CVI)를 통하여 검증하였다. 내용 타당도 지수는 각 문항에 대하여 3점이나 4점을 선택한 전문가수의 비율을 토대로 정해지며, .80을 초과하는 문항만을 선택하였다. .75이상 문항 중에서 필요하다고 생각되는 문항에 대해서는 내용을 점검하여 수정 보완하였다. 이러한 과정을 통해 총 51문항으로 구성된 최종 예비 문항을 선정하였다. 마지막 3단계에서는 51문항을 대상으로 문항의 적합성을 알아보기 위한 문항 분석을 실시하고, 탐색적 요인분석을 실시하여 진정성 척도의 요인구조를 파악하였다.



연구 대상

문항 분석 및 탐색적 요인 분석을 위해 서울, 경기 지역에 거주하는 20대 이상의 성인을 대상으로 설문지를 실시하였다. 학교, 회사, 자체 모임 등을 통하여 464명에게 설문지를 배포하였고 이 중 413부가 회수되었다. 수거된 설문지 중 결측치가 있거나 불성실하게 응답한 자료를 뺀 402명의 자료를 분석에 사용하였다. 참여자의 연령분포는 20대 187명(46.5%), 30대 89명(22.1%), 40대 79명(19.7%), 50대 이상 47명(11.7%)이었고, 평균연령은 38.48세( $SD=9.03$ )로 나타났다. 남성은 190명(47.3%), 여성은 212명(52.7%)이었으며, 학력은 고졸 44명(10.9%), 대학교 재학 99명(24.6%), 대졸 177명(44.0%), 대학원 재학 이상이 82명(20.4%)이었다.

연구 도구 및 분석 방법

문항 개발 과정을 통해 나타난 51개의 진정성 예비 문항을 사용하였다. 문항 분석을 통해 문항의 변별도, 문항간의 상관 정도, 신뢰도를 해치는 문항이 있는지를 검토하였다. 평균과 표준 편차를 근거로 변별도를 고려하였으며, 문항-총점 간 상관계수와 각 문항 제거시의 신뢰도 점수를 통해 필요없는 문항이 있는지를 확인하였다. 진정성 예비 문항의 요인 구조를 확인하기 위해 SPSS 18.0을 사용하여 탐색적 요인분석을 실시하였다. 요인추출 방법으로 최대우도법(Maximum Likelihood Method)을 사용하였으며, 하위 요인들이 서로 유의미한 상관이 있을 것이라고 가정하여 사각회전 방법을 사용하였다. 고유치(Eigenvalue)와 스크리(scree)도표, 각 문항의 공통분, 적합도 지수,

해석 가능성 등을 고려하여 요인 수를 정하고, 요인부하량, 내용 분석을 통해 각 요인의 명칭 및 최종 문항을 선정하였다.

결 과

문항의 변별도를 검토하기 위해 각 문항의 평균과 표준편차를 알아보았다. 평균이 극단적이거나 표준편차가 매우 작을 경우 변별력을 떨어뜨리기 때문에 삭제 또는 수정할 필요가 있다(탁진국, 1996). 송보라와 이기학(2010)은 변별력을 떨어뜨리는 문항의 평균과 표준편차 값으로, 평균의 경우 1.7미만 4.3초과, 표준편차는 0.09미만이라고 제시한 바 있다. 분석 결과, 각 문항의 평균은 2.64~4.11, 표준편차는 0.62~1.01에 분포하여 변별력을 떨어뜨리는 문항은 없는 것으로 나타났다. 정규 분포를 확인하기 위해 왜도와 첨도를 살펴본 결과, 왜도는 -.84~.30, 첨도는 -.83~1.65에 분포하였다. 이같은 결과는 Curran, West와 Finch(1996)가 제시한 이상 기준왜도 절대값 2이상, 첨도 절대값 7이상)보다 적은 수치로 정규성을 위반하지 않는 것으로 나타났다. 문항-총점 간 상관 계수와 각 문항 제거시의 신뢰도 점수를 확인한 결과, 필요없는 문항은 없는 것으로 나타났다. 따라서 전체 51문항을 대상으로 탐색적 요인분석을 실시하였다.

요인분석을 위한 자료의 적합성을 보여주는 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin)값은 .887로 일반적 기준치인 .80이상이었으며, Barlett의 구형성 검증 결과는  $\chi^2=8175.686$ ,  $p<.001$ 로 요인구조가 없다는 영가설을 기각할 수 있으므로 본 자료가 요인분석을 하기에 적합한 자료임을 확인하였다.

일반적으로 탐색적 요인분석에서 유효 요인의 수를 결정하기 위한 방법으로는 일정 수준 이상의 고유치를 지닌 요인들을 선택하는 방법과 스크리 도표를 사용하는 방법이 있다(Field, 2009). 우선 요인 수를 지정하지 않고, 최대우도법과 사각회전 방법을 사용하여 요인 분석을 실시한 결과, 고유치가 1보다 큰 요인은 11개로 나타났다. 그러나, 고유치 1을 기준으로 요인의 수를 결정하는 것에 대해 많은 학자들은 요인의 수가 과대 혹은 과소 추출됨을 경고하고 있다(O'Connor, 2000; Velicer & Jackson, 1990). 따라서 유효 요인의 수를 결정하기 위한 두 번째 방법으로 스크리 도표를 살펴보았다. 예비 진정성 척도의 스크리 도표는 그림 1과 같다.

스크리 도표 결과 적절한 요인의 수는 3~6개로 나타나 유효 요인의 수를 명확하게 나타내지 못하였다. 고유치, 스크리 도표를 통하여 요인 수를 결정하는 방법이 정확성이 다소 떨어진다는 비판을 받으면서 최근에 활용되는 방법으로 적합도 지수와 평행선 분석이 있다.

배상영(2014)은 적합도 지수와 평행선 분석을 비교한 결과, 피험자 수가 적을수록 평행선 분석이 정확하며, 피험자 수가 400명 이상인 경우 적합도 지수가 더 정확하다고 하였다. 본 연구의 피험자 수는 400명 이상이므로 적합도 지수를 분석하였다. 탐색적 요인분석에서 최대우도법을 사용하였을 경우 RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation) 적합도 지수가 산출된다. 요인의 수에 따라 적합도 지수를 비교하여 급격히 감소하는 지점을 확인함으로써 요인의 수를 결정하였다. 요인 수에 따라 탐색적 요인분석을 실시한 결과는 표 2와 같다.

표 2를 보면 요인의 수가 증가할수록 모형의 RMSEA 적합도 지수가 점점 좋아지고 있다. 그러나 4요인 모형부터는 RMSEA 값의 변화가 .007로 .01보다 작은 것을 알 수 있다. 김주환, 김민규와 홍세희(2009)에 따르면, 요인의 수가 증가할 때마다 적합도 지수의 차이가 .01 이상이어야 요인 수가 증가한 의미가 있다고 하였다. 즉, 모형의 적합도 차이가 .01이하면

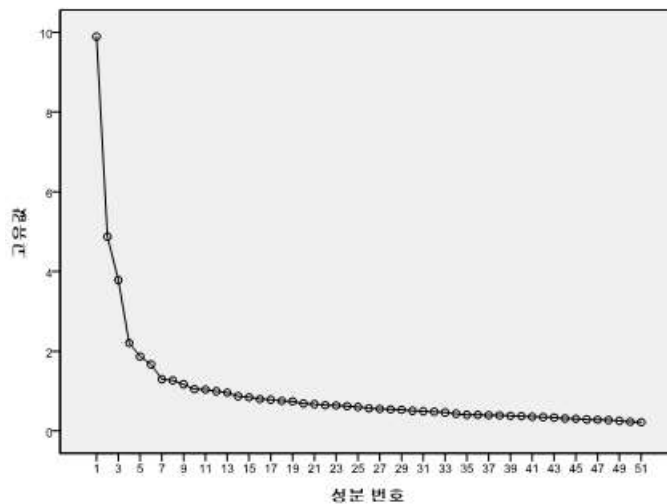


그림 1. 탐색적 요인분석의 스크리 도표

표 2. 요인 적합도의 통계적 검증 (51문항 대상)

요인모형	$\chi^2$	df	p	N	RMSEA	$\Delta$ RMSEA
1요인	5177.984	1224	.000	402	.090	-
2요인	3802.451	1174	.000	402	.075	.015
3요인	2819.161	1125	.000	402	.061	.014
4요인	2352.237	1077	.000	402	.054	.007
5요인	2004.437	1030	.000	402	.049	.005

변화가 거의 없다고 판단할 수 있다는 것이다. 요인 수 증가에 따른 모형의 변화가 없다면 적은 수의 요인으로 모형을 설명하는 것이 바람직하기에 본 연구에서는 3요인 모형이 가장 적합하다는 것을 알 수 있다. 해석 가능성 또한 요인 수의 결정에 있어 우선적으로 고려해야 할 사항인데(이순목, 1994), 3요인으로 하였을 경우 연구자가 잠정적으로 가정한 요인보다 잘 부합하는 것으로 나타났다. 따라서 이후부터는 3요인으로 지정하여 요인분석을 실시하였다.

각 요인에 해당하는 문항을 선정할 때 요인 부하량 기준은 연구자가 정할 수 있다. 본 연구에서는 이순목(2000)이 제안한 기준에 따라 문항의 요인 부하량이 .40이상이면서, 다른 요인에 .30이상 중복하여 적재되지 않고, 교차요인 부하량이 .10이상 차이 나는 문항에 대해서만 추출하였다. 또한 요인의 내용, 문항들의 신뢰도, 동질성 및 차별성을 기준으로(Reise, Waller, & Comrey, 2000), 요인 내에서 보다 일치된 내용을 측정하는 문항을 선정하였고 해석이 어려운 문항은 제외시켰다. 이 외에 문항-하위 요인 총점 간 상관, 문항-진정성 총점 간 상관 등을 최종 문항 선정 과정에 고려하여, 총 18문항의 진정성 척도를 구성하였다.

구성된 진정성 척도에 대해 다시 탐색적 요

인분석을 실시한 결과, 고유치, 스크리 도표, 요인 부하량의 크기 등 모든 측면에서 3요인 구조가 적합하다는 것을 확인할 수 있었으며, 3개의 요인은 총 변량의 40%를 설명하였다. 각 요인의 문항별 요인 부하량, 고유치 등은 표 3에 제시하였다. 각 요인에 속해있는 문항들이 단일 차원을 평가하고 있는지 여부를 파악하기 위한 방법으로 문항-요인 총점 간 상관을, 모든 문항들이 '진정성'이라는 단일 개념을 평가하고 있는지를 파악하기 위한 방법으로 문항-전체 총점 간 상관을 분석하였다. 문항-요인 총점 간 상관은 .62~.76으로 나타나, 요인 내의 문항들이 매우 동질적이며 해당 요인이 측정하는 진정성의 요소를 잘 반영하고 있음을 확인하였다. 문항-전체 총점 간 상관 역시 .35~.64로, '진정성'을 적절하게 반영하고 있는 것을 알 수 있다. 문항-전체 총점 간 상관관계는 .30 이상이면 양호한 것으로 판단한다(김아영, 김미진, 2004).

다음으로, 각 요인의 의미를 확인하고 명칭을 결정하기 위해 요인별 문항 내용을 살펴보았다. 3개 요인에 소속된 구체적인 문항들은 표 3과 같다. 요인 1의 문항들은 느끼고 경험하는 것과 표현하는 것이 일치하는지 아닌지의 내용들로 이루어져 있어, '일치성'이라 명명하였다. 6문항이며, 모든 문항이 .52이상의 높

표 3. 진정성 척도 문항의 탐색적 요인분석 결과

해당요인	문항내용	패턴행렬			공통분	내적 합치도
		1	2	3		
일치성	20 내 감정에 솔직하지 않고 거짓으로 표현할 때가 많다*	.717	-.062	-.015	.553	.80
	33 상대가 싫어할까봐 거짓말을 하는 경우가 종종 있다*	.704	.055	.093	.485	
	25 겉으로 보이는 행동과 실제 마음이 다를 때가 많다*	.644	-.096	.171	.417	
	17 순간을 모면하기 위해서 거짓말을 할 때가 종종 있다*	.612	.068	.038	.429	
	47 속으로는 괜찮지 않으면서 괜찮다고 이야기할때가 많다*	.591	.094	-.230	.407	
	11 겉으로는 밝아보이지만 속으로는 화가 나고 우울할 때가 많다*	.522	.022	-.062	.276	
비편향적인 자각	39 마음에서 일어나는 감정이 긍정적이건 부정적이건 떠오르는 대로 느낀다	-.105	.775	.004	.556	.78
	49 분노, 두려움, 슬픔 등의 감정이 느껴지면 있는 그대로 느낀다	-.036	.728	-.072	.495	
	42 나의 감정이나 생각을 있는 그대로 인식한다	.037	.675	.023	.482	
	24 있는 그대로 느끼고 생각한다	.032	.543	.059	.326	
	51 순간순간 어떤 감정과 생각이 드는지 잘 알아차린다	.074	.521	.059	.322	
	10 화나거나 실망스러운 감정을 누르지 않고 잘 인식한다	.103	.496	-.018	.209	
진심 어린 태도	32 상대의 고민을 깊이 이해하려고 노력한다	-.059	.021	.709	.502	.78
	22 상대의 입장이나 관점을 이해하려고 노력한다	-.053	.002	.704	.490	
	43 상대의 입장에서 문제를 생각해보려고 노력한다	-.058	.052	.672	.462	
	46 상대의 이야기를 귀기울여 들어준다	.070	.029	.559	.337	
	16 상대에게 도움이 되는 일이 무엇인지 깊게 생각하고 행 동한다	.068	-.080	.517	.265	
5 상대와 진심으로 함께 하고 상대를 이해하고 싶다	.050	.019	.488	.252		
고유치		3.638	2.135	1.477		.80

주. \* 역채점 문항

은 요인 부하량을 보이고 있다. 내적 합치도는 .80으로 만족할만한 수준이었다. 요인 2의 문항들은 감정이나 생각 등을 있는 그대로 잘 자각하고 인식하는지의 내용들로 이루어져 있다. 따라서 '내적 경험에 대한 비편향적인 자각'으로 명명하였다. 6문항이며, .50 이상의 높은 요인 부하량을 보이고 있다. 내적 합치도

는 .78로 만족할만한 수준이었다. 요인 3의 문항들은 상대를 이해하려고 노력하며 관심을 가지고 주의를 기울이는 내용들로 이루어져 있어 '진심어린 태도'라고 명명하였다. 역시 6 문항으로 구성되어 있고, 모든 문항이 .49이상의 높은 요인 부하량을 보였다. 내적 합치도 역시 .78로 만족할 만한 수준이었다.

표 4. 진정성 척도의 하위요인간 상관

구분	진정성 전체	일치성	비편향적인 자각
일치성	.75**		
비편향적인 자각	.73**	.32**	
진심어린 태도	.57**	.11*	.20**

주. \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$

표 4에는 진정성 척도의 하위 요인간 상관 계수를 제시하였다. 3개의 하위 요인은 진정성과 높은 정적 상관을 보였다( $r = .57 \sim .75$ ,  $p < .01$ ). 하위 요인들간의 상관도 대체로 양호한 편이나( $r = .11 \sim .32$ ,  $p < .01$ ,  $p < .05$ ), 일치성과 진심어린 태도는 유의미하긴 하지만 가장 낮은 상관을 보였다( $r = .11$ ,  $p < .05$ ). 이를 통해 진정성 척도의 각 요인은 어느 정도 내용을 공유하면서도 독립된 내용을 가지고 있는 것을 알 수 있다.

### 연구 2. 진정성 척도의 타당화 및 구인동등성 검증

연구 2에서는 진정성 척도에 대한 타당화 분석을 실시하였다. 이를 위하여 연구 1과는 다른 피험자 집단을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하여 진정성 척도의 요인 구조의 적합성 및 구성 타당도를 확인하고, 수렴 타당도, 공존 타당도를 확인하기 위해 관련 변인들과 상관분석을 실시하였다. 또한 다집단 확인적 요인분석을 통해 진정성 척도가 일반인 집단과 상담자 집단에 공통적으로 사용할 수 있는 척도인지를 확인하고, 잠재평균 분석을 통해 두 집단 간의 평균 차이를 살펴보았다.

### 방 법

#### 연구 대상

##### 일반인

서울, 경기 지역에 거주하는 20대 이상의 일반 성인이었다. 학교, 회사, 자체 모임 등을 통하여 480명을 대상으로 설문지를 배포하였으며 이 중 421부가 회수되었다. 수거된 설문지 중 결측치가 있거나 불성실하게 응답한 자료를 뺀 411명의 자료를 분석에 사용하였다. 참여자의 연령분포는 20대 287명(69.8%), 30대 37명(9.0%), 40대 53명(12.9%), 50대 이상 34명(8.3%)이었고, 평균연령은 28.21세( $SD = 8.87$ )로 나타났다. 남성은 120명(29.2%), 여성은 291명(70.8%)이었으며, 학력은 고졸 8명(1.9%), 대학교 재학 271명(65.9%), 대졸 54명(13.1%), 대학원 재학 이상이 78명(19.0%)이었다.

##### 상담자

대학 상담기관, 청소년 상담기관, 사설 상담기관 등에서 상담 업무를 수행하고 있는 상담자들이 참여하였으며, 대면이나 우편으로 설문지를 보내어 회수하는 방식을 사용하였다. 총 300부의 설문지를 배포하였으며, 이 중 235부가 회수되었다. 수거된 설문지 중 결측치가 있거나 불성실하게 응답한 자료를 뺀 222명의

자료를 분석에 사용하였다. 연구에 참여한 상담자들의 연령분포는 20대 36명(16.2%), 30대 81명(36.5%), 40대 78명(35.1%), 50대 이상 27명(12.2%)이었고, 평균연령은 37.35세( $SD=8.05$ ), 평균 상담 기간은 6.49년( $SD=5.36$ )이었다. 남성은 19명(8.6%), 여성은 203명(91.4%)이었으며, 학력은 대졸 6명(2.7%), 대학원 재학 42명(19.0%), 대학원졸 이상이 174명(78.5%)이었다.

#### 연구 도구

##### 진정성 척도(Korean Authenticity Scale, KAS)

연구 1을 통해 개발한 척도로 일치성, 내적 경험에 대한 비편향적인 자각, 진심어린 태도의 3요인, 18문항으로 구성되어 있다. 5점 척도로 응답하도록 되어있으며, 각 요인의 점수가 높을수록 그 요인의 특성이 잘 나타나고 있음을 의미한다. 본 연구에서의 내적 합치도(Cronbach'  $\alpha$ )는 일치성 .83, 비편향적인 자각 .83, 진심어린 태도 .83이었으며, 전체 내적 합치도는 .82로 나타났다.

##### 진실성 척도(Authentic Scale, AS)

Wood 등(2008)이 개발한 척도로 자기소외, 진정한 생활, 외부 영향 수용의 3요인, 12문항으로 이루어져 있으며, '나는 대부분의 상황에서 내 자신에게 진실하다' 등의 문항이 포함되어 있다. 높은 점수는 실제 자기(self)와 가까운 양상을 반영한다. 본 연구에서는 이향숙(2009)이 번안, 타당화한 척도를 사용하였으며 이향숙(2009)의 연구에서의 내적 합치도는 .76, 본 연구에서의 내적 합치도는 .86이었다. 하위 요인별로 살펴보면 자기소외 .82, 진정한 생활 .70, 외부 영향 수용 .80으로 나타났다. 진정성 척도의 수렴 타당도를 확인하기 위하여 사용

하였다.

##### 한국판 방어유형 질문지(Korean-Defense Style Questionnaire, K-DSQ)

Bond, Gardner, Christian과 Sigal(1983)이 개발한 방어유형척도(Defense Style Questionnaire, DSQ)를 조성호(1999)가 수정, 타당화한 척도를 사용하였다. 미성숙한 방어, 적응적 방어, 자기억제적 방어, 갈등회피적 방어의 4개 요인, 16개의 방어기제를 측정하는 66개 문항으로 구성되어 있다. 7점 척도로 이루어져 있으며, 점수가 높을수록 특정 문항이 측정하고자 하는 방어기제를 더 많이 사용하고 있음을 나타낸다. 본 연구에서는 4개의 방어유형 중 미성숙한 방어에 해당하는 27개 문항만을 사용하였으며, '나는 화가 나면 드러내놓고 화를 내기보다는 비꼬거나 빈정거리는 경향이 있다' 등의 문항이 포함되어 있다. 자신을 솔직하게 드러내기보다는 미성숙하게 방어하는 경향성을 살펴보기 위한 척도로, 진정성이 낮은 경우 높게 나타날 수 있다. 따라서 진정성의 공존타당도를 확인하기 위하여 사용하였다. 조성호(1999) 연구에서의 내적 합치도는 .82로 나타났으며, 본 연구에서의 내적 합치도는 .91이었다.

##### 삶의 만족 척도(The Satisfaction With Life Scale, SWLS)

Diener, Emmon, Larsen과 Griffin(1985)이 개발한 척도로, 윤민지(2012)가 사용한 척도를 사용하였다. 7점 척도, 5문항으로 구성되어 있으며, '나는 내 생활에 만족한다' 등이 대표적인 문항이다. 점수가 높을수록 자신의 삶이 만족스럽다고 평가하고 있음을 의미한다. 진정성이 높은 사람은 삶의 만족 또한 높을 것으로

예상할 수 있으므로, 진정성 척도의 공준 타당도를 확인하기 위해 사용하였다. 윤민지(2012) 연구에서의 내적 합치도는 .87, 본 연구에서의 내적 합치도는 .85이었다.

**심리적 안녕감 척도(Psychological Well-Being Scale: PWBS)**

Ryff(1989)가 개발한 척도로, 자아수용, 환경에 대한 통제력, 긍정적 대인관계, 자율성, 삶의 목적, 개인적 성장의 6개 하위 척도로 구성되어 있다. 6점 척도이며, 점수가 높을수록 심리적 안녕감이 높다는 것을 의미한다. 국내에서는 김명소, 김혜원과 차경호(2001)가 번안하고 타당화하였다. 요인분석을 통하여 총 46 문항을 선별하였으며, 하위 요인들의 내적 합치도는 .66~.76으로 보고하였다. ‘나 자신에 대해 자부심과 자신감을 갖고 있다’ 등의 문항이 포함되어 있다. 본 연구에서는 각 요인별로 요인 부하량이 높은 순서대로 4문항씩 24문항을 선정하여 사용하였으며, 전체 내적 합치도는 .87, 하위 요인들의 내적 합치도는 .61~.80으로 나타났다. 진정성 척도의 공준 타당도를 확인하기 위하여 사용하였다.

**로젠버그 자존감 척도(Rosenberg Self-Esteem Scale: RSS)**

Rosenberg(1965)가 개발한 척도로 전병재(1974)가 번안한 척도를 사용하였다. 4점 척도, 10문항으로 구성되어 있으며, ‘나는 남들만큼은 가치가 있는 사람이다’ 등의 문항이 포함되어 있다. 점수가 높을수록 자아 존중감 정도가 높은 것을 의미한다. 진정성 척도의 공준 타당도를 확인하기 위해 사용하였으며, 전병재(1974) 연구에서의 내적 합치도는 .85, 본 연구에서의 내적 합치도는 .89이었다.

**분석 방법**

AMOS(Analysis of Moment Structure) 18.0을 이용하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 최대우도법을 적용하였으며, 결측치 처리는 완전정보 최대우도법(Full-information Maximum Likelihood: FIML)을 사용하였다. 모형의 적합도를 평가하기 위해  $\chi^2$  검증과 RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation), TLI(Turker-Lewis Index), CFI(Comparative Fit Index)를 선택하여 적합도를 판단하였다. TLI와 CFI는 .90 이상이면 좋은 적합도, RMSEA는 .05 이하이면 좋은 적합도, .08 이하이면 괜찮은 적합도, .10 이하이면 보통 적합도로 간주한다(김계수, 2010; 홍세희, 2000). 척도의 타당도를 확인하기 위하여 관련 변인과의 상관분석을 실시하였다. 또한 일반인 집단과 상담자 집단에서 진정성이 동일한 요인 구조를 보이는지 살펴보기 위하여 다집단 확인적 요인분석(multi-group factor analysis)을 실시하였다. 형태 동일성(configural invariance), 측정 동일성(metric invariance), 절편 동일성(scalar invariance)을 전 단계의 모형과 현재 단계의 모형을 비교함으로써 단계적으로 검증하였으며(홍세희, 황매향, 이은설, 2005),  $\chi^2$  차이 검증 및 CFI, TLI, RMSEA를 고려하여 적합도를 비교하였다. 적합도 지수를 비교했을 때 CFI의 변화량이 .01이하이고, RMSEA 변화량이 .015이하일 경우 동일한 모형으로 간주할 수 있다(Cheung & Rensvold, 2002). 이러한 과정을 통해 구인 동등성을 검증한 후, 두 집단 간에 잠재평균 분석(Latent Means Analysis)을 실시하였다.

**결 과**

확인적 요인분석

진정성 하위 요인이 진정성 구성 개념과 어떻게 관련되어있는지를 살펴보기 위하여 Kernis와 Goldman(2006), Wood 등(2008)은 진정성 척도에 대하여 1차원적인 평면 모형과 고차원적인 위계 모형을 각각 경쟁모형으로 설정하고, 이들간의 적합도를 비교함으로써 진정성 척도의 요인 구조를 확인한 바 있다. 이러한 확인 과정은 다차원적인 요인 구조를 타당화하기 위하여 필요한 절차이다(석임복, 강이철, 2008). 본 연구에서도 이를 확인하기 위하여 세 가지 모형을 설정하였다. 첫 번째는 1요인 모형이다. 모든 문항이 진정성이라는 단일 요인을 반영한다고 가정하는 모형이다. 두 번째는 상관 3요인 모형으로 일치성, 비판향적인 자각, 진심어린 태도의 3요인 간에 상관이 있다고 가정한 모형이다. 이 둘은 모두 1차원적인 평면 모형이다. 마지막은 위계적 3요인 모형으로 1차 요인을 설명할 수 있는 2차 요인을 가정한 모형이다. 고차 요인 모형이라고도 하며, 1차 요인이 2차 요인에 내포됨으로 위계 모형이라고도 한다(배병렬, 2006). 즉, 일치성, 내적 경험에 대한 비판향적인 자각, 진심어린 태도의 3개의 1차 요인이 진정성이라는 1개의 2차 요인으로 구성되어 있다는 것이다. 각 모형을 비교함으로써 진정성 척도의 요인 구조 및 개념적 특성을 좀 더 명

확하게 탐색할 수 있다. 세 가지 모형에 대하여 확인적 요인분석을 실시한 결과는 표 5와 같다.

세 모형의 적합도를 비교한 결과, 1요인 모형의 적합도는 아주 낮았으며, 상관 3요인 모형과 위계적 3요인 모형은 전반적으로 양호한 적합도 수준을 나타냈으나 적합도 값이 동일하게 나타나는 수학적 동치 모형이었다. 동치 모형은 수학적으로 동일한 의미를 가지므로, 분석으로는 구분이 되지 않으며 내용적으로만 구분이 된다. 이럴 경우 이론적 배경을 통한 검토나 과거의 경험 조사를 통한 예증을 통해 더 적합한 모형을 찾아낸다(이순목, 정송, 2007). 선행 연구를 살펴보면 Kernis와 Goldman(2006)의 연구에서도 진정성 척도에 대한 확인적 요인분석에서 1요인 모형과 상관 4요인 모형, 위계적 4요인 모형을 비교한 바 있다. 비교 결과, 상관 4요인 모형과 위계적 4요인 모형 간에 유의미한 차이가 나타나지 않았음에도 결과적으로 위계적 4요인 모형을 채택하였다. 이유로는 위계적 모형이 좀 더 간명하며, 1차 요인간의 상호 관계를 좀 더 타당하게 설명할 수 있다고 보았기 때문이다. 석임복과 강이철(2008) 또한 고차 요인 모형이 1차 요인 모형보다 간명성에서 우수하며 구인을 포괄적으로 설명해줄 수 있는 장점이 있다고 하였다. 이같은 결과에 근거하여, 본 연구에서도 최종적으로 위계적 3요인 모형을 채택

표 5. 진정성 모형의 적합도 비교

모형	$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA
1요인	1656.892	135	.248	.407	.166 (90% ; .159~.173)
상관 3요인	326.343	132	.902	.924	.060 (90% ; .052~.068)
위계 3요인	326.343	132	.902	.924	.060 (90% ; .052~.068)



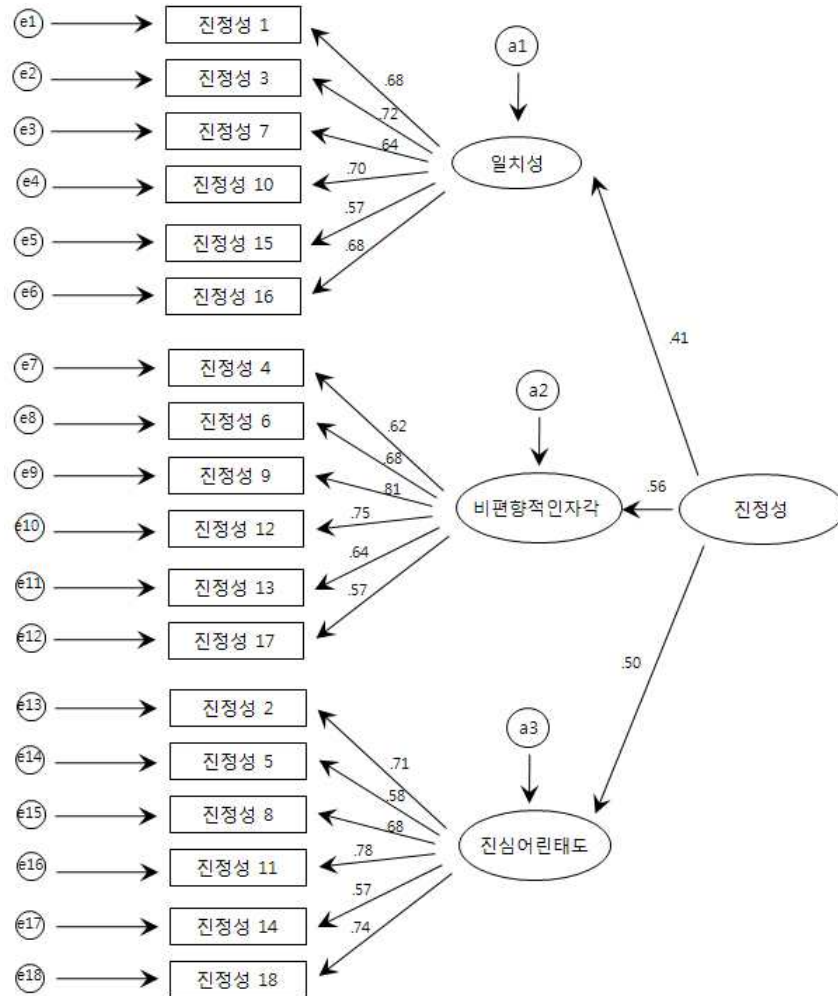


그림 2. 진정성 척도의 위계적 3요인 모형 (표준화 계수)

하였다. 위계적 3요인 모형은 TLI와 CFI 지수가 모두 .90이상이고 RMSEA가 .08보다 낮아 전반적으로 양호한 적합도 수준을 나타냈다. 위계적 3요인 모형의 표준화된 계수 추정치는 그림 2에 제시하였다. 각 문항들과 해당 1차 요인들간의 관계를 나타내는 표준화된 계수 추정치들은 .57~.81로 만족할만한 결과를 보여주었다.

#### 타당도 분석

관련 변인과의 상관분석을 통해 개발된 진정성 척도가 수렴, 공존 타당도를 갖추고 있는지 확인하였으며, 그 결과를 표 6에 제시하였다. 진정성 전체는 진실성( $r=.63, p<.01$ )과 높은 정적 상관을 보였고, 미성숙 방어( $r=-.51, p<.01$ )와는 높은 부적 상관을 보였다. 또한 삶의 만족( $r=.38, p<.01$ ), 심리적 안녕감( $r=.60,$

표 6. 진정성 척도와 관련 변인간 상관

변인	진정성 (전체)	일치성	비편향적인 자각	진심어린 태도
진실성 (전체)	.63**	.56**	.42**	.28**
자기소외	.60**	.47**	.46**	.27**
진정한 생활	.61**	.46**	.36**	.41**
외부영향 수용	.36**	.43**	.22**	.04
미성숙방어	-.51**	-.54**	-.12*	-.38**
삶의 만족	.38**	.37**	.17**	.23**
심리적 안녕감 (전체)	.60**	.45**	.33**	.45**
자아수용	.43**	.35**	.26**	.26**
환경통제	.41**	.29**	.21**	.36**
긍정적 대인관계	.52**	.35**	.26**	.46**
자율성	.41**	.39**	.26**	.17**
삶의 목적	.41**	.28**	.22**	.36**
개인적 성장	.26**	.20**	.09	.25**
자존감	.48**	.41**	.27**	.28**

주. \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$

$p < .01$ ), 자존감( $r = .48, p < .01$ )과도 높은 정적 상관을 보였다. 하위요인별로 살펴보면, 유사한 양상을 보이긴 하나, 비편향적인 자각의 경우, 심리적 안녕감의 하위 요인인 개인적 성장( $r = .09, p > .05$ )과는 유의미한 상관이 발견되지 않았으며, 진심어린 태도의 경우, 진실성의 하위 요인인 외부 영향 수용( $r = .04, p > .05$ )과 유의미한 상관을 보이지 않았다. 종합해보면, 하위 요인별로 약간 다른 양상을 보이긴 하지만 전체적으로 관련 변인과의 상관 관계가 예상한 방향대로 높게 나타난 것을 알 수 있다. 따라서 개발된 진정성 척도는 적절한 수렴 및 공존 타당도를 갖추고 있음을 확인하였다.

진정성 척도의 구인동등성 검증 및 잠재평균

분석: 일반인 집단과 상담자 집단 비교

#### 집단간 구인동등성 검증

우선 형태 동일성을 검증하기 위하여 집단별로 2개의 모형을 경쟁 모형으로 설정하고, 각각의 집단에서 최적의 모형이 동일할지를 확인하였다. 2개의 경쟁 모형은 1요인과 위계적 3요인 모형으로 설정하였다. 집단별로 실시한 형태 동일성 검증 결과는 표 7과 같다.

각 집단별 적합도 지수를 살펴본 결과, 두 집단 모두에서 위계적 3요인 모형이 더 나은 것으로 나타났다. 각 집단의 위계적 3요인 모형의 적합도 지수를 살펴보면 CFI와 TLI 모두 .89이상이고 RMSEA 역시 .08보다 낮아 전반적으로 양호한 적합도 수준을 나타냈다. 이로써

표 7. 집단별 경쟁 모형의 적합도 지수

집단	모형	$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA
일반인	1요인	1656.892	135	.248	.407	.166
	위계 3요인	326.343	132	.902	.924	.060
상담자	1요인	627.274	135	.606	.652	.128
	위계 3요인	256.947	132	.898	.912	.065

형태 동일성이 검증되었음을 확인하였다.

형태 동일성이 성립되었기 때문에 두 집단의 요인 계수가 같다고 가정한 경우에 모형의 적합도가 나빠지는지 여부를 확인하는 측정 동일성 검증을 실시하였다. 형태 동일성을 만족시키는 모형을 기저 모형이라고 한다. 아무런 제약을 가하지 않은 기저 모형과 일반인 집단과 상담자 집단의 요인 계수가 동일하다는 제약을 가한 모형을 비교하여, 그 결과를 표 8에 제시하였다. 모형 비교 결과를 보면,  $\chi^2$ 값의 차이가 21.415이고 자유도의 차이가 15로 통계적으로 유의미한 차이가 없는 것으로 나타났으며, 적합도 지수의 변화량 또한 미미하여 측정 동일성이 검증되었다. 이는 두 집단에서 진정성 척도가 동일한 개념을 측정한다고 볼 수 있음을 의미한다.

측정 동일성이 성립되었기 때문에 그 다음 단계로 절편 동일성을 검증하였다. 절편 동일성은 두 집단 간에 요인 계수가 같다고 제약을 가한 측정 동일성 모형과 각 측정 변수의 절편도 같다고 제약을 가한 절편 동일성 모형 간에 적합도를 비교함으로써 검증한다. 표 8에 나타난 바와 같이, 자유도 18에서  $\Delta\chi^2$ 는 139.981로  $p < .001$  수준에서 유의한 것으로 나타났다. 적합도 지수 또한  $\Delta CFI$  -.031로 Cheung과 Rensvold(2002)가 제시한 동일한 모형에 해당하는 기준을 벗어났다. 따라서 완전절편 동일성은 기각되었다. 완전절편 동일성이 기각되었기 때문에, 부분절편 동일성이 성립되는지를 확인하기 위해 모형의 적합도를 현저하게 저하시키는 문항의 절편에 제약을 가하지 않았다. 12개의 측정 변수의 동일화 제

표 8. 집단별 구인동등성 검증을 위한 적합도 지수 및 모형 비교

	$\chi^2$	df	TLI	CFI	RMSEA	모형비교				
						$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	$\Delta TLI$	$\Delta CFI$	$\Delta RMSEA$
형태동일성(기저모형)	583.399	264	.896	.919	.044					
측정동일성	604.814	279	.899	.918	.043	21.415	15	.003	-.001	-.001
절편동일성	744.795	297	.870	.887	.049	139.981***	18	-.029	-.031	.006
부분절편동일성	610.104	285	.902	.918	.043	5.290	6	.003	0	0
요인분산동일성	630.575	288	.897	.914	.043	20.471***	3	-.005	-.004	0

주. \*\*\*  $p < .001$

약을 풀어준 부분절편 동일성 모형과 측정 동일성 모형을 비교한 결과,  $\chi^2$  차이가 유의하지 않은 것으로 나타났으며( $\Delta\chi^2=5.290$ ,  $p>.05$ ), 적합도 지수의 변화량 또한 거의 없었다. 이로써 부분절편 동일성이 검증되었음을 확인하였다. 형태동일성, 측정 동일성, 부분절편 동일성이 검증되었으므로, 진정성 척도는 일반인 집단과 상담자 집단에 동일하게 사용할 수 있음을 확인하였다.

형태 동일성, 측정 동일성, 부분절편 동일성이 검증되었으므로 잠재 평균 분석이 가능하게 되었다. 잠재 평균 분석에서 나오는 잠재 변수의 차이값 크기를 확인하기 위해서는 Cohen의 효과크기<sup>1)</sup>를 산출해야 한다. 효과크기를 얻기 위해서는 두 집단에서 산출된 요인의 분산이 동일한 경우에만 공통 표준편차를 적용할 수 있으므로 이를 위해 요인분산 동일성을 검증하였다. 요인분산 동일성 검증은 측정 및 부분절편 동일성 제약을 가한 모형과 각 요인분산이 동일하다는 제약까지 가한 모형과의 비교를 통하여 확인할 수 있다. 표 8의 요인분산 동일성 검증 결과를 보면, 자유도 3에서  $\Delta\chi^2$ 는 20.471로  $p<.001$ 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 그러나  $\chi^2$ 의 경우 표본 크기에 민감하게 반응하기 때문에 다른 적합도를 함께 고려하는 것이 필요하다. 적합도를 살펴보면, RMSEA는 동일하며, TLI는 -.005, CFI는 -.004로 약간만 감소한 것을 알 수 있다. 이는 Cheung과 Rensvold(2002)가 제시한 동일 모형 기준을 충족하는 결과이다. 따라서 Cheung과 Rensvold(2002)의 기준에 근거하여 요인분산 동일성이 검증되었다고 보고, 요인별 공통 분산을 살펴보았다. 요인별 공통 분산은 주. 효과크기를 구하는 공식은 다음과 같다. 효과크기( $d$ ) = 잠재평균차이/공통표준편차

일치성 .303, 비편향적인 자각 .280, 진심어린 태도 .260으로 나타났다.

#### 잠재평균 분석

형태 동일성, 측정 동일성, 부분절편 동일성이 모두 충족되었으므로 잠재평균 분석을 실시할 수 있게 되었다. 따라서 진정성 점수가 일반인 집단과 상담자 집단간에 차이가 있는지 알아보기 위하여 잠재평균 분석을 실시하였다. 일반인 집단을 참조 집단으로 하여 잠재평균을 0으로 고정하고 상담자 집단에 대한 잠재평균을 추정하여 살펴본 결과는 표 9와 같다.

분석 결과, 진정성 하위 요인 중 일치성(상담자=.425,  $p<.001$ )과 진심어린 태도(상담자=.306,  $p<.001$ )에서 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 그러나 이 결과만을 토대로 하여서는 두 집단 간의 차이가 어느 정도로 큰 차이인지 알 수 없다. 따라서 잠재평균의 차이를 해석하기 위해 Cohen의 효과크기를 산출하였다. Cohen(1992)의 기준에 따르면 .20이하는 작은 효과 크기, .50정도는 중간 정도의 효과 크기, .80이상은 큰 효과 크기로 해석할 수 있다. 이 기준을 적용해볼 때, 일반인 집단과 상담자 집단간에 나타나는 일치성과 진심어린 태도의 잠재 평균 차이는 중간 이상의 효과 크기를 가지는 것으로 해석할 수 있다.

#### 논 의

본 연구에서는 진정성 척도를 개발하고, 확인적 요인분석과 타당도 분석을 통해 개발된 척도가 신뢰롭고 타당한 요인 구조를 가지고

표 9. 진정성 요인에 대한 일반인과 상담자 집단 간 잠재평균 차이 분석

요인	일반인		상담자		효과크기(d)
	LM	M (SD)	LM	M (SD)	
일치성	0	16.78 (4.04)	.425***	20.11 (3.57)	.77
비편향된 자각	0	21.69 (3.49)	.061	22.08 (3.43)	.12
진심어린 태도	0	23.19 (3.13)	.306***	24.63 (2.41)	.60

주. \*\*\*  $p < .001$

있는지 확인하였다. 또한 진정성 척도가 일반인 집단과 상담자 집단에 공통적으로 사용할 수 있는 척도인지를 확인하기 위하여 구인동등성 검증을 실시하였으며, 잠재평균 분석을 통하여 두 집단간의 차이를 살펴보았다. 연구결과에 대한 논의 및 후속 연구에 대한 제언은 다음과 같다.

첫째, 한국인의 진정성 개념을 반영한 진정성 척도를 개발하였다. 기존에 진정성을 측정하는 척도가 있기는 하였으나, 요인 구조가 불안정하다는 비판을 받고 있으며 개인주의 가치관을 반영한 서구 문화에 기초한 것이었다. 본 연구에서는 홍정순(2015)의 연구 결과 및 기존 척도를 토대로 3요인을 가정하였으며, 최종적으로 개발된 진정성 척도는 일치성, 내적 경험에 대한 비편향적인 자각, 진심어린 태도의 3요인으로 나타났다.

각각의 하위 요인을 살펴보면, 첫 번째 요인은 '일치성'이다. 느끼고 경험하는 것과 표현하는 것이 일치하는지 아닌지의 내용들로 이루어져 있으며, 모두 역채점 문항이다. Kernis와 Goldman(2006)이 개발한 Authenticity Inventory(AI)의 '행동' 하위 요인, Wood 등(2008)이 개발한 Authentic Scale(AS)의 '진정한 생활' 하위 요인과 유사하다. 51문항의 예비 진정성 문항에는 '대다수의 사람들과 의견이

달라도 내 의견을 분명히 말한다', '싫으면 싫다고 거절한다', '나와 의견이 반대인 사람 앞에서 내 의견을 말할 수 있다' 등의 자기주장을 나타내는 긍정적 문항들도 포함되어 있었다. 그러나 탐색적 요인분석 과정에서 낮은 요인 부하량을 보이거나 다른 요인과 교차 부하되면서 최종 문항 선정에서 제외되었다. 고문정(2008)의 연구에서도 이와 유사한 결과를 확인할 수 있다. 고문정(2008)은 Satir 일치성 척도의 개발 및 타당화 연구에서 일치성을 대인간 차원, 심리내적 차원, 영성 차원의 3요인으로 나누어 척도를 개발하였다. 예비 문항을 선정하고 탐색적 요인분석을 통해 문항을 선별하는 과정에서 대인간 차원의 문항들 중 '자기주장성'을 드러내는 긍정적 문항들이 제거되었다. 최종적으로 대인간 차원에 선택된 문항들은 모두 역채점이 필요한 문항들이었으며, 비일치적인 행동 특성과 관련된 문항들이었다. 이에 대하여 고문정(2008)은 자기주장에 대해 소극적인 한국의 사회문화적인 배경에서 비롯되었을 가능성을 제기하였다. 본 연구에서 나타나는 일치성 요인의 역채점 문항과 관련해서도 유사한 논의가 가능하다. 일반적으로 서양의 개인주의 문화에서는 독립적인 자기를 추구하며, 자율성과 개별성을 중요하게 여기고 자기주장적이다. 이에 반해 동양의 집

단주의 문화에서는 상호의존적인 자기를 추구한다(조공호, 1997; Markus & Kitayama, 1991). 개인적 욕구나 목표 추구는 집단 내의 갈등을 야기하고 조화를 해치는 원인이 될 수 있다고 보기에, 사회관계에서 자기를 억제하고 양보와 협동할 것을 강조하는 경향이 있다(조공호, 1997). 정서 표현과 관련해서도 차이가 나타난다. 개인주의 사회에서는 정서 표현이 솔직성과 진실성의 반영이라고 보아 자부심이나 분노등도 거리낌 없이 표현할 것을 권장한다(Markus & Kitayama, 1991). 그러나 집단주의 사회에서는 동정이나 공감과 같은 타인 중심적 정서 표현은 권장하지만 자부심이나 분노와 같은 자아 중심적 정서 표현은 억제하도록 한다(조공호, 1997). 이러한 문화적 배경 속에서 일치성 또한 다르게 표현될 수 있다. 개인주의 문화에서는 개인의 감정이나 의견을 일치적으로 표현하고 주장하는 적극적인 형태로 나타날 수 있으나 집단주의 문화에서는 불일치하지 않고 거짓되지 않은 소극적인 형태로 나타날 수 있지 않을까 생각된다. 본 연구에서 나타난 일치성 문항들이 '내 감정에 솔직하지 않고 거짓으로 표현할 때가 많다', '순간을 모면하기 위해서 거짓말을 할 때가 종종 있다' 등의 역채점 문항들로만 나타난 것은 이를 반영한 결과일 수 있다. 그러나 이는 하나의 가설일 뿐이며 이를 검증할 수 있는 후속 연구가 필요하다고 보여진다.

두 번째 요인은 '내적 경험에 대한 비편향적인 자각'으로 감정이나 생각 등을 있는 그대로 잘 자각하고 인식하는지를 나타낸다. Authenticity Inventory(AI)의 '자기이해', '비편향된 처리 과정' 하위 요인, Authentic Scale(AS)의 '자기소외' 하위 요인과 유사하다. '내적 경험에 대한 비편향적인 자각'은 진정성을 위한

첫 단계이다. 자신의 감정과 생각을 있는 그대로 자각할 수 있어야 일치적으로 표현할 수 있을 것이다. 그러나 두려움, 분노, 외로움, 수치심, 죄책감, 질투심 등의 어떤 감정들은 의식적, 무의식적으로 무시되기도 하며, 다른 감정으로 포장되기도 한다. 그것이 자신의 미해결된 갈등을 야기할때는 더욱 그러할 것이다. 따라서 이 요인은 가장 쉬워 보이지만 가장 다다르기 어려운 요인일 것이다. 중요한 것은 마음속에서 일어나는 감정에 경청할수록, 두려워하지 않고 자기 감정의 복잡성을 수용할 수 있는 능력이 높아질수록 진정성 또한 높아진다는 것이다(Rogers, 1961).

세 번째 요인은 '진심어린 태도'로 상대를 이해하려고 노력하며 관심을 가지고 주의를 기울이는지를 나타내는 내용들로 이루어져 있다. Authenticity Inventory(AI)의 '관계 지향' 하위 요인과 유사해 보이나 내용에 있어서는 분명한 차이가 있다. '관계 지향' 하위 요인이 '친밀한 관계에서 개방성과 정직은 아주 중요하다' 등 관계에서의 신념을 측정하고 있다면, '진심어린 태도' 하위 요인은 '상대의 입장이나 관점을 이해하려고 한다' 등 관계에서의 태도와 행동을 측정한다. 박성희(2011)는 진정성을 '거짓 없는 진실한 마음으로 상대방을 성실하게 대하는 태도'라고 정의한 바 있다. 진정한 자기를 강조하는 서양의 정의와는 달리 관계에서 상대를 대하는 태도를 강조하고 있는 것을 알 수 있다. 본 연구에서 나타난 '진심어린 태도' 또한 관계에서의 태도를 강조함으로써 관계 중심적 인간관을 가진 집단주의 문화의 특성을 반영하고 있음을 알 수 있다. 이를 종합해보면, 본 연구에서 개발한 진정성 척도는 개인 내적인 특성 및 관계에서의 태도와 행동 모두를 측정하며, 집단주의 가치관을 가진 한

국민들의 문화적 관점을 잘 반영하고 있는 것을 알 수 있다.

둘째, 확인적 요인분석 및 관련 변인들과의 상관분석을 통하여 개발된 진정성 척도가 적절한 타당도를 가지고 있음을 확인하였다. 확인적 요인분석 결과, 최종적으로 위계적 3요인 모형이 선정되었으며, TLI .902, CFI .924, RMSEA .060으로 양호한 적합도를 보여주었다. 이는 각각의 하위 요인이 서로 상호적이며, 동시에 각 하위 요인을 통합할 수 있는 공통 요인을 가지고 있음을 의미한다.

또한 관련 변인과의 상관분석을 통하여 수렴 및 공존 타당도를 확인하였다. 진정성 척도는 진실성 척도(AS)와 높은 정적 상관을 보여 적절한 수렴 타당도를 가지고 있음을 확인하였다. 또한 삶의 만족, 심리적 안녕감, 자존감과 정적 상관을 보였으며, 미성숙 방어와는 부적 상관을 보였다. 이는 기존의 연구들과도 일치하는 결과이다. Goldman과 Kernis(2002)는 진정성이 자존감, 삶의 만족과 정적 상관을, 타인의 인정 또는 일의 성취에 따라 자존감이 결정되는 조건적 자존감(contingent self-esteem)과는 부적 상관이 있음을 보고하였다. Wood 등(2008)은 진정성이 자존감, 생활 만족, 주관적 건강, 심리적 건강과 유의미한 상관이 있음을 보여주었다. Kernis와 Goldman(2005, 2006) 또한 진정성이 자기실현성, 자존감과 정적 상관이 있음을, 심리적 고통과는 부적 상관이 있음을 보고하였으며, Ryan과 Deci(2000)는 진정성이 안녕감, 삶의 만족 등과 상관이 있음을 확인하였다. 이향숙(2009)의 연구에서 진실성은 주관적 안녕감, 삶의 만족, 자아존중감과 유의미한 정적 상관을 보였으며, 부정 정서와는 부적 상관을 보였다. 그러나 하위요인별로 살펴보면 전체적으로 유사한 양상을 보이긴

하나, 유의미한 상관이 발견되지 않은 요인들이 있었다. 진정성의 하위요인인 비편향적인 자각의 경우, 심리적 안녕감의 하위 요인인 개인적 성장( $r=.09, p>.05$ )과는 유의미한 상관이 발견되지 않았다. 이는 자신의 감정과 생각에 대하여 있는 그대로 느끼고 생각하는 것이 개인적 성장과 상관이 없음을 의미한다. 또한 진정성 하위요인인 진심어린 태도의 경우, 진실성의 하위 요인인 외부 영향 수용( $r=.04, p>.05$ )과 유의미한 상관을 보이지 않았으며, 이는 진심어린 태도를 보인다는 것이 외부 영향, 타인의 기대를 수용하는 것과는 상관 없는 요인임을 의미한다. 즉, '상대의 고민을 깊이 이해하려고 노력한다' 등으로 측정하는 진심어린 태도가 '다른 사람들이 하라고 하는 것을 한다', '나에게 기대하는 것들을 내가 해야 한다고 느낀다' 등으로 측정하는 외부 영향 수용과는 상관없이 독립적으로 일어나는 태도일 수 있음을 유추해볼 수 있다. 진심어린 태도 하위 요인의 경우, 한국인의 문화적 관점을 반영한 요인이다. 따라서 진정성에 대한 기존 연구와는 다른 관점에서의 접근이 필요할 것이다. 후속 연구를 통해 다양한 변인들과의 관계를 살펴봄으로써 한국인의 진정성에 대한 깊이있는 이해가 필요하다고 보여진다. 종합해보면, 하위 요인별로 약간 다른 양상을 보이긴 하지만 전체적으로 관련 변인과의 상관관계가 예상한 방향대로 높게 나타난 것을 알 수 있다. 이러한 결과를 통해 본 연구에서 개발한 진정성 척도가 심리적 특성을 잘 변별해주는 타당한 도구임을 확인하였으며, 더불어 진정성이 심리적 적응 및 건강과 관련된 중요한 변인임을 보여주었다.

마지막으로, 개발된 진정성 척도가 일반인 집단과 상담자 집단 모두를 대상으로 사용할

수 있는 척도임을 구인동등성 검증을 통해 확인하였다. 구인 동등성이 검증되었으므로, 잠재평균 분석을 통해 두 집단 간에 진정성의 차이가 존재하는지를 살펴보았다. 분석 결과, 일치성과 진심어린 태도에서 상담자 집단이 일반인 집단보다 유의미하게 높았으며 중간 이상의 효과 크기가 있는 것으로 나타났다. 이는 상담이라는 직업의 특수성에 기인한 것으로 보여진다. 진정성은 상담의 궁극적인 목표이다(Bugental, 1965; Neri, 2008). 자신을 향해 행동해야 할 방향이며(Cabras & Stanghellini, 1989; Neri, 2008에서 재인용), 지속적인 노력을 필요로 한다. 이는 내담자뿐만 아니라 상담자에게도 해당되는 목표일 것이다. 상담자의 진정성은 목표로서 뿐만이 아니라 상담 과정에 필요한 태도 및 기법으로서도 중요하다. 진심어린 태도를 가져야하는 것은 말할 것도 없고, 상담 관계에서 느껴지는 감정들을 잘 살펴보고 일치적으로 표현하면서 치료적으로 활용할 수 있어야 한다. 이를 위해 상담자는 교육, 슈퍼비전, 개인분석, 삶의 경험 등을 통해 스스로 진정성있게 되도록 끊임없이 노력한다. 이러한 노력들이 상담자 집단에서 더 높은 진정성 점수로 나타났을 가능성이 있다. 그러나, '내적 경험에 대한 비편향적인 자각' 하위 요인에서는 집단 간 유의미한 차이가 나타나지 않았다. 상담자가 자신의 내적 경험을 있는 그대로 자각하는 것은 특히 중요하게 강조되는 요인이기에 의외의 결과라고 할 수 있다. 그러나 이미 임전옥(2014)의 연구에서도 유사한 결과가 나타난 바 있다. 임전옥(2014)은 일반인 집단, 초심 상담자 집단, 숙련 상담자 집단 간에 정서 인식 요인을 비교한 결과, 타인 정서 인식 요인에서는 상담자 집단이 일반인 집단보다 높고, 상담자 집단 내에서도 숙련자

집단이 초심자 집단보다 높은 것으로 나타났으나, 자기 정서 인식 요인에서는 집단간 차이가 나타나지 않았다고 보고하였다. 이와 같은 결과에 대해서는 여러 가지 논의가 가능하다. 우선, '내적 경험에 대한 비편향적인 자각'이 상담자들에게 중요하다고 강조되기는 하나 실제로 수련 과정에는 자신의 내적 경험에 대한 자각보다 내담자에 대한 자각을 더 강조하고 중점을 두는 경향이 있다. 이에 따라 자신의 내적 경험에 대한 자각보다 타인에 대한 자각이 더 발달하였을 가능성이 있다. 또다른 가능성은 수련 과정을 통해 '내적 경험에 대한 비편향적인 자각'이 다다르기 어려운 요인이라는 것을 알게 되기 때문일 수 있다. 상담자는 수련과 상담을 통하여 자신의 미해결된 갈등을 만나게 되며, 이러한 갈등으로 인해 어떠한 감정과 생각을 의식적, 무의식적으로 무시하고 회피하고 있음을 알게 된다. 이는 있는 그대로 느끼고 인식하는지를 묻는 문항에 대하여 쉽사리 그렇다라고 대답할 수 없게 하는 이유가 될 수 있다. 또는 '내적 경험에 대한 비편향적인 자각'이 노력과 훈련만으로 발달하기 쉽지 않은 요인일 가능성도 있다. 다양한 가능성을 검증해 볼 수 있는 후속 연구가 필요할 것으로 보인다.

본 연구의 제한점 및 후속 연구에 대한 제언은 다음과 같다.

첫째, 문화적 관점을 반영한 척도를 개발하기 위하여 선행 연구 및 홍정순(2015)의 질적 연구 결과를 통합하여 이론적 관점과 현상학적 관점 모두를 반영하고자 하였다. 홍정순(2015)의 연구에서 나타난 참가자들의 응답 내용을 중심으로 예비 문항을 구성하였으나, 한국인의 사고 속에 내재되어 있는 진정성의 구성 개념을 담아내기에는 분명 한계가 있을 것



이다. 다양한 후속 연구를 통해 본 척도가 한국인의 문화적 관점을 반영한 진정성을 타당하게 측정하고 있는지를 확인하는 작업이 필요할 것이다. 둘째, 본 연구 참여자들의 평균 연령은 30대로 연령대가 낮았으며, 서울 및 수도권에 거주하는 성인을 대상으로 이루어졌다. 또한 일반인 집단과 상담자 집단의 구인 동등성을 검증하는데 있어, 두 집단간의 사례 수가 균등하지 않으며, 연령분포, 성별, 학력 등 인구통계학적 특성에 차이가 나는 것을 알 수 있다. 이는 본 연구 결과를 일반화하는데 한계가 있을 수 있음을 의미한다. 따라서 후속 연구에서는 다양한 지역과 연령대를 대상으로, 집단간 인구통계학적 특성을 고려하여 추가 타당화가 이루어질 필요가 있을 것이다. 셋째, 본 연구에서 개발한 진정성 척도는 자기보고 척도이다. 자기보고 척도는 간편하고 손쉽게 측정할 수 있기에 경험적 연구를 활성화시킬 수 있다는 장점이 있으나 응답자가 반응을 왜곡할 수 있다는 단점이 있다. 후속 연구에서는 다양한 방식으로 진정성을 측정할 수 있는 방법을 고안해 내고, 본 척도와의 비교 검증을 통해 신뢰도와 타당도를 확인하는 방법이 필요할 수 있다. 동일한 척도를 타인 보고 형식으로 바꾸어 자기 보고 점수와 타인 보고 점수간의 관계를 살펴보는 것도 흥미로운 주제가 될 것이다.

여러가지 제한점에도 불구하고 본 연구는 그동안 연구가 거의 이루어지지 않아왔던 진정성에 대한 연구를 시도했다는데 의의가 있다. 한국인들의 진정성 개념을 반영한 진정성 척도를 개발, 타당화하고, 일반인을 대상으로 개발한 척도가 상담자들에게도 사용할 수 있음을 확인함으로써, 일반인 뿐만 아니라 상담자들을 대상으로 진정성에 대한 다양한 경험

적 연구와 논의를 활성화시킬 수 있는 토대를 마련하였다. 개인 내적 특성 및 태도로서의 상담자의 진정성이 상담 과정과 성과에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보는 것은 상담 및 심리치료에 시사하는 바가 클 것이다. 본 연구가 그러한 과정의 작은 시작이 될 수 있길 기대해본다.

### 참고문헌

고문정 (2008). Satir 일치성 척도 개발과 타당화. 숙명여자대학교 박사학위 청구논문.  
 김계수 (2010). 구조방정식 모형 분석. 한나레 아카데미.  
 김명소, 김혜원, 차경호 (2001). 심리적 안녕감의 구성개념분석: 한국 성인 남녀를 대상으로. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 15(2), 19-39.  
 김아영, 김미진 (2004). 교사 효능감 척도 타당화. 교육심리연구, 18(1), 37-58.  
 김주환, 김민규, 홍세희 (2009). 구조방정식모형으로 논문쓰기. 서울: 커뮤니케이션북스.  
 박성희 (2011). 진정성. 서울: 이너북스.  
 배병렬 (2006). LISREL 구조방정식 모델. 서울: 청람.  
 배상영 (2014). 탐색적 요인 분석에서의 요인 결정 방법 비교: 적합도 지수와 평행선 분석. 고려대학교 석사학위 청구논문.  
 석임복, 강이철 (2008). Csikszentmihalyi의 몰입 요소에 근거한 학습몰입척도의 다차원적, 위계적 요인모델 검증. 교육공학연구, 24(3), 187-208.  
 송보라, 이기학 (2010). 한국형 진로신념척도 (K-CBI) 개발과 타당화 연구. 진로교육연

- 구, 23(2), 1-22.
- 윤민지 (2012). 긍정정서와 삶에 대한 만족 관계에서 긍정사고, 의미발견 및 의미추구의 매개효과 검증. 이화여자대학교 석사학위 청구논문.
- 이순목 (1994). 요인분석의 관행과 문제점. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 7(1), 1-27.
- 이순목 (2000). 요인분석의 기초. 서울: 교육학사.
- 이순목, 정 송 (2007). 구조방정식 모형에서 모형 동치성. 한국심리학회 연차 학술발표논문집, 2007, 378-379.
- 이향숙 (2009). 진실성과 주관적 안녕감과 관계에서 기본 심리적 욕구의 매개효과 검증. 아주대학교 석사학위 청구논문.
- 임전옥 (2014). 상담자의 정서기능과 상담관계 및 성과에 관한 연구. 가톨릭대학교 박사학위 청구논문.
- 전병재 (1974). Self-Esteem: A test of its measurability. 연세총론, 11, 107-124.
- 조궁호 (1997). 문화유형과 정서의 차이: 한국인의 정서 이해를 위한 시론. 심리과학, 6(2), 1-43.
- 조성호 (1999). 한국판 방어유형 질문지 타당화 연구. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 11(2), 115-137.
- 탁진국 (1996). 심리검사: 개발과 평가방법의 이해. 서울: 학지사.
- 한규석 (1991). 사회심리학 이론의 문화특수성: 한국인의 사회심리학 연구를 위한 고찰. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 6(1).
- 홍세희 (2000). 특별기고: 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. 한국심리학회지: 임상, 19(1), 161-177.
- 홍세희, 황매향, 이은설 (2005). 청소년용 여성진로장벽 척도의 잠재평균분석. 교육심리연구, 19(4), 1159-1177.
- 홍정순, 정남운 (2013). 상담자 진정성 연구에 대한 고찰. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 25(3), 371-395.
- 홍정순 (2015). 진정성 구성 개념 탐색에 관한 질적 연구. 인간 연구, 30, 109-141.
- Barrett-Lennard, G. T. (1959). *Dimensions of perceived therapist response related to therapeutic change*, (Doctoral dissertation), University of Chicago.
- Barrett-Lennard, G. T. (1998). *Carl Rogers' Helping System: Journey & Substance*. Sage.
- Bond, M, Gardner, S. T., Christian, J. T., & Sigal, J. J. (1983). Empirical study of self-rated defense styles. *Archives of General Psychiatry*, 40, 333-338.
- Buber, M. (1958). *I and thou* (RG Smith, Trans.). New York: Scribner's.
- Bugental, J. F. (1965). *The search for authenticity: An existential-analytic approach to psychotherapy*. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, 9(2), 233-255.
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological bulletin*, 112(1), 155-159.
- 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, E. B. (2010). *Authenticity, inauthenticity, attachment and god-image tendencies among adult*

- evangelical protestant christians* (Doctoral dissertation), Regent University.
- Diener, E., Emmons, R. S., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.
- Erikson, E. H. (1968). *Identity: Youth and crisis* (No. 7). WW Norton & Company.
- Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS*. Sage publications.
- Goldman, B. M., & Kernis, M. H. (2002). The role of authenticity in healthy psychological functioning and subjective well-being. *Annals of the American Psychotherapy Association*, 5(6), 18-20.
- Grégoire, S., Baron, L., Ménard, J., & Lachance, L. (2013). The Authenticity Scale: Psychometric Properties of a French Translation and Exploration of Its Relationships With Personality and Well-Being. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue Canadienne des Sciences du Comportement*, 46(3), 346-355.
- Harter, S., Marold, D. B., Whitesell, N. R., & Cobbs, G. (1996). A model of the effects of perceived parent and peer support on adolescent false self behavior. *Child Development*, 67(2), 360-374.
- Horney, K. (1950). *The Collected Works of Karen Horney: Self analysis. Neurosis and human growth* (Vol. 2). WW Norton.
- Kernis, M. H., & Goldman, B. M. (2005). Authenticity, social motivation, and psychological adjustment. *Social motivation: Conscious and unconscious processes*, 210-227.
- Kernis, M. H., & Goldman, B. M. (2006). A multicomponent conceptualization of authenticity: Theory and research. *Advances in Experimental Social Psychology*, 38, 283-357.
- Klein, M. H., Michels, J. L., Kolden, G. G., & Chisolm-Stockard, S. (2001). Congruence or genuineness. *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training*, 38(4), 396-400.
- Kohut, H. (1971). *The Analysis of the Self*. New York: Int.
- Kolden, G. G., Klein, M. H., Wang, C., & Austin, S. B. (2011). Congruence/Genuineness. *Psychotherapy*, 48(1), 65-71.
- Lopez, F. G., & Rice, K. G. (2006). Preliminary development and validation of a measure of relationship authenticity. *Journal of Counseling Psychology*, 53(3), 362-371.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98(2), 224-253.
- Maslow, A. H. (1970). *Motivation and personality* (Vol. 2). J. Fadiman, & C. McReynolds (Eds.). New York: Harper & Row.
- Ménard, J., & Brunet, L. (2011). Authenticity and well-being in the workplace: A mediation model. *Journal of Managerial Psychology*, 26(4), 331-346.
- Neri, C. (2008). Authenticity as an aim of psychoanalysis. *The American Journal of Psychoanalysis*, 68, 325-349.
- Norcross, J. C. (2001). Empirically supported therapy relationships: Summary report of the Division 29 Task Force. *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training*, 38(4), 495-497.

- Norcross, J. C., & Wampold, B. E. (2011). Evidence-based therapy relationships: Research conclusions and clinical practices. *Psychotherapy: Theory/Research/Practice/Training*, 48(1), 98-102.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior research methods, instruments, & computers*, 32(3), 396-402.
- Reise, S. P., Waller, N. G., & Comrey, A. L. (2000). Factor analysis and scale revision. *Psychological Assessment*, 12(3), 287-297.
- Robinson, O. C., Lopez, F. G., Ramos, K., & Nartova-Bochaver, S. (2012). Authenticity, Social Context, and Well-Being in the United States, England, and Russia: A Three Country Comparative Analysis. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 44(5), 719-737.
- Rogers, C. R. (1951). *Client-centered therapy: Its current practice, implications and theory*. London: Constable.
- Rogers, C. R. (1957). The necessary and sufficient conditions of therapeutic personality change. *Journal of Consulting Psychology*, 21, 95-103.
- Rogers, C. R. (1959). *A Theory of Therapy, Personality, and Interpersonal Relationships: As Developed in the Client-centered Framework*.
- Rogers, C. R. (1961). *A therapist's view of psychotherapy: on becoming a person*. London, Constable.
- Rogers, C. R., Gendlin, E. T., Kiesler, D. J., & Truax, C. B. (Eds.). (1967). *The therapeutic relationship and its impact; A study of psychotherapy with schizophrenics*. Madison, WI: University of Wisconsin Press.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American psychologist*, 55(1), 68-78.
- 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.
- Sheldon, K. M., & Elliot, A. J. (1999). Goal striving, need satisfaction, and longitudinal well-being: the self-concordance model. *Journal of personality and social psychology*, 76(3), 482-497.
- Sheldon, K. M., Ryan, R. M., Rawsthorne, L. J., & Ilardi, B. (1997). Trait self and true self: Cross-role variation in the Big-Five personality traits and its relations with psychological authenticity and subjective well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73(6), 1380-1393.
- Truax, C. B. (1966). Therapist empathy, warmth and genuineness and patient personality change in group psychotherapy; A comparison between interaction unit measures, time sample measures, and patient perception measures. *Journal of Clinical Psychology*, 22, 225-229.
- Truax, C. B., & Carkuff, R. R. (1967). *Toward effective counseling and psychotherapy; Training and practice*. Chicago; Aldine..
- Velicer, W. F., & Jackson, D. N. (1990).

- Component analysis versus common factor analysis: Some issues in selecting an appropriate procedure. *Multivariate behavioral research*, 25(1), 1-28.
- White, N. (2011). *An examination of dispositional authenticity* (Doctoral dissertation), Arizona State University.
- Winnicott, D. W. (1960). The theory of the parent-infant relationship. *International Journal of Psychoanalysis*, 41(6), 585-595.
- Wood, A. M., Linley, P. A., Maltby, J., Baliousis, M., & Joseph, S. (2008). The authentic personality: A theoretical and empirical conceptualization and the development of the Authenticity Scale. *Journal of Counseling Psychology*, 55(3), 385-399.

원 고 접 수 일 : 2016. 07. 27

수정원고접수일 : 2016. 11. 10

게재결정일 : 2016. 12. 12

## Development and Validation of Korean Authenticity Scale

Jung-Soon Hong

Ajou University

The purpose of this study was to develop and validate the Korean Authenticity Scale (KAS). 83 pre-items were chosen based on previous studies and after content validity, 51 items were selected. 402 adults were utilized to perform an exploratory factor analysis, resulting in three factors: unbiased recognition of inner experiences, congruence, and sincerity. A total of 18 items (six for each factors) were formulated. Confirmatory factor analysis yielded a three-factor hierarchical model which exemplified the data's strength. In addition, a multi-group confirmatory factor analysis found this scale to be a suitable tool, as a measurement of authenticity, for both the general public and counselors. Results of the latent mean analysis performed showed the counselor group to have a higher latent mean related to congruence and sincerity. Results clearly proved the Korean Authenticity Scale to be a valid and reliable measurement.

*Keywords* : authenticity, Korean Authenticity Scale, Test of Construct Equivalence, latent means analysis