

Huizinga(1955)는 인간의 중요한 본질을 ‘놀이’라고 주장하며 ‘호모루덴스(Homo Ludens)’라고 정의하였다. ‘놀이하는 인간’은 기존의 이성적 합리주의에서 나온 생각하는 사람인 ‘호모 사피엔스’나 만드는 사람인 ‘호모 파베르’와는 대비되는 개념으로, 인간이 동물과 구분되는 지점은 합리적인 이성이나 생산적인 노동에 있는 것이 아니라 오히려 비합리적이고 비생산적인 놀이에 있다고 주장하였다. 이는 효용성, 생산성, 노동의 가치에 밀려 하찮은 것으로 여겨지던 놀이를 관심의 중심으로 견인하였으며, 노동을 위한 휴식으로서의 놀이가 아닌 놀이 그 자체에 초점을 둔 놀이 연구를 이끌어 왔다.

놀이는 활동 자체가 즐거움과 만족, 재미를 목적으로 하는 활동으로, 이러한 동기 자체가 놀이를 다른 활동과 구분 짓게 한다(Ablon, 2001; Csikszentmihalyi, 1990; Lauer & Lauer, 2002; Schaefer, 1993; Terr, 1999). 재미 자체를 목적으로 놀이는 내부적으로 동기화되며(Csikszentmihalyi, 1990) 자발적으로 이루어지며, 결과보다는 과정에 초점을 두는 특성이 있는 것으로 정의된다(Schaefer, 1993). 이러한 놀이 연구는 크게 3가지 흐름에서 이루어져 왔는데, 첫째는 놀이의 동기에 대한 연구이고, 둘째는 놀이 행동에 초점을 둔 연구이고, 셋째는 놀이성에 대한 연구이다. 먼저, 놀이의 동기에 대한 연구는 왜 놀이를 하는지에 대한 수많은 초기 이론들로서, 잉여에너지설(Spence), 반복이론(Hall), 기술의 훈련(Groos), 오락설(Lazaurs) 등이 여기에 해당한다. 둘째는 놀이의 행동적 특성에 주목하여 이루어진 연구로서 주로 동물행동학자들에 의해 이루어졌다. 이들은 장기간의 관찰을 통해 놀이 행동을 객

관적으로 풍부하게 기술한 후 범주에 따라 분류하였다. 그러나 놀이 행동을 관찰하면서 행동의 빈도에 주로 관심을 기울이다 보니 행동의 사회적 의미가 소실되곤 하였으며, 개인 특성이나 상황에 따라 상당히 이질적인 형태로 나타나서 놀이를 정의하는 데 어려움이 발생하였다. Millar(1974)는 개인이 하고 있는 특별한 활동보다는 놀이를 수행하는 태도나 기분 상태에 따라 놀이를 설명할 필요가 있다고 제안하였다. 놀이하는 사람의 태도에 따라 그 활동은 놀이가 될 수도 있고 놀이가 되지 않을 수도 있다. 즉, 놀이를 이해하기 위해서는 놀이를 하게 만드는 개인의 내재적 특질에 집중해야 한다. 이에 연구자들은 개별 상황이나 행동을 초월하여 측정할 수 있는 놀이자의 본질적인 속성에 대해 관심을 기울이게 되었고, 이것이 바로 세 번째 연구 흐름인 놀이성(playfulness) 연구의 기원이 되었다.

놀이성에 대한 초기 연구는 대부분 아동을 대상으로 하였고(김근희, 2005; 김영희, 2002; 김지혜, 김광웅, 2004; 장영숙, 조혜정, 2006; Barnett, 1990, 1991; Barnett & Kleiber, 1982; Bundy, 1997; Lieberman, 1965, 1977). 성인의 놀이성 연구는 별로 주목받지 못하였다. 왜냐하면 아동에게는 놀이가 당연하지만 성인에게는 일이 더 중요하다고 생각하여 놀이적 표현보다는 효용성과 생산성과 같은 비놀이적 본질에 더 관심을 기울였기 때문이다(Bozionelos & Bozionelos, 1999; Lieberman, 1977). 또한 합리적이고 실용적인 측면을 강조하는 성인 세계에서 놀이성이 줄 수 있는 실제적인 유용성이 별로 없을 것이라고 생각했기 때문이다(Olsen, 1981; Piaget, 1951). 그러나 놀이성은 전 생애에 걸쳐 나타나는 내적 특질로

서 아동만큼 성인에게도 놀이성이 편재되어 있음이 밝혀지면서(Erikson, 1977; Huizinga, 1955; Sutton-Smith, 1976) 성인놀이성의 중요성을 지지하는 경험적 연구들이 보고되었다(Bozionelos & Bozionelos, 1999; Glynn & Webster, 1992, 1993; Schaefer & Greenberg, 1997; Tegano, 1990). 성인의 놀이성은 직업 환경에서 긴장을 감소시키고, 지루함을 완화시키며, 집단 응집력을 강화하고(Bowman, 1987), 창의성과 안정성을 강화시키며(Barnett, 2007; Glynn & Webster, 1992) 전반적인 업무의 질이 향상시키는 효과를 가져왔다(Bowman, 1987; Glynn & Webster, 1992; Guitard, Ferland, & Dutil, 2005; Martocchio & Webster, 1992). 또한 성인놀이성은 어려운 상황에 직면했을 때 오히려 성장을 위한 도전 및 배울 수 있는 기회로 인식하게 하고, 실수를 실패가 아니라 성장과 학습을 위한 기회로 받아들이게 한다(Guitard et al., 2005). 더불어, 놀이적이고 유머감이 풍부한 성인들은 상황을 심각하게 생각하지 않고 유머러스하게 대처하므로 불안이나 우울과 같은 부정적인 감정을 스스로 해독하는 경향이 있다고 보고되었다(Lewinsohn, 1974; Magnuson, 2011). 이에 최근 건강심리학 연구에서는 성인의 긍정적인 심리적 기능과 행복에 기여할 수 있는 변인으로 놀이성에 주목하고 있다(Seligman & Csikszentmihalyi, 2000). 성인놀이성은 건강의 다양한 지표와 정적인 상관관계가 있는데, 놀이를 통한 즐거움의 경험과 그로 인한 긍정적인 정서는 심리적 건강을 유지할 수 있도록 한다(Proyer, 2012; Proyer, Ruch, & Chen, 2012). 즉 놀이로 인한 긍정적 정서는 개인의 행동-사고 영역을 넓히고 새로운 대처 자원을 발달시킬 수

있도록 돕는다(Fredrickson, 1998).

놀이성은 놀이를 하려는 개인의 내재적인 성향이나 태도로서(Barnett, 1990; Schaefer, 1993), 높은 수준에서 낮은 수준까지 개인차가 나타나는 심리적인 구인으로 연구되고 있지만(Barnett, 1990, 2007; Bundy, 1997; Glynn & Webster, 1992; Lieberman, 1977; Schaefer & Greenberg, 1997), 놀이성이 구체적으로 어떠한 속성으로 구성되어 있으며, 어떻게 표현되는지, 그리고 개인에게 어떠한 의미가 있는지에 대한 개념은 아직 합의되지 못하고 있다. 더욱이, 성인은 아동과는 다른 놀이 속성과 복잡성을 보이기에, 성인의 놀이성은 아동과는 다른 개념화가 필요하다는 의견이 지속적으로 제안되어 왔다(Barnett, 1990; Glynn & Webster, 1992; Krueger, 1995).

이에 성인놀이성을 개념화하고 측정하려는 노력들이 활발하게 이루어져 왔다. Lieberman(1977)은 놀이성의 본질을 파악하기 위한 측정도구를 개발한 최초의 연구자로서, 어린 유아의 놀이성이 신체적 자발성(physical spontaneity), 사회적 자발성(social spontaneity), 인지적 자발성(cognitive spontaneity), 즐거움의 표현(manifest joy), 유머 감각(sense of humor)의 5개의 하위 요인으로 구성되어 있다고 보았다. Barnett와 Kleiber(1982, 1984)는 Lieberman의 놀이성의 요인들이 성과 가정환경에 따라 달라진다는 비판을 하였다.

Glynn과 Webster(1992)는 내적인 즐거움과 관계성, 만족감을 증진시키기 위하여 상상적이면서 은유적인 방식으로 활동하는 개인의 경향성 혹은 특성을 놀이성이라고 개념화하고, 의미론적으로 서로 상반되는 행동사 쌍(예, 모험적인-목적적인, 활기찬-소극적, 쾌활한-차분한)으로 구성된 APS

(Adult Playfulness Scale)를 개발하였다. Glynn과 Webster(1992)는 APS의 32개 문항이 즉흥적인(spontaneous), 표현적인(expressive), 재미있는(fun), 창의적인(creative), 익살스러움(silly)의 5요인으로 구성되어 있다고 주장하였다. 이 요인들은 Lieberman(1977)이 아동 놀이성에서 발견한 5요인과 밀접한 관련성이 있는데, 이는 놀이성이 연령의 변화에도 유사한 특성이 있음을 시사한다. 그러나 APS는 타당도와 관련하여 많은 비판을 받고 있다(Guitard et al., 2005). 먼저, 안면타당도 측면에서는 ‘흥분하기 쉬운-침착한’, ‘밝은-어두운’, ‘정서적인-지적인’ 등 척도의 많은 문항들이 Glynn과 Webster가 정의한 놀이성과 관련이 없거나 다른 구인을 측정하는 것처럼 보인다는 지적을 받고 있다. 더욱이, APS는 ‘놀이를 일과 구분할 수 있는 능력’을 문항 선정 기준으로 삼았으나, 성인놀이성은 놀이와 일, 일상생활 간의 임의적인 경계를 넘어 기능할 수 있다는 사실을 간과했다는 비판을 받고 있다. 또한 구인타당도 측면에서는 개발자들이 제안한 5요인 모형은 32개 문항 중에서 25개 문항에 기초해서만 추출되었으며(Glynn & Webster, 1992), 이후 연구에서는 5요인 구조가 반복 검증되지 못한 한계를 지니고 있다(Maxwell, Reed, Saker, & Story, 2005).

Schaefer와 Greenberg(1997)는 Glynn과 Webster(1992)가 제시한 놀이의 5가지 요인 중에서 ‘재미(fun)’만이 놀이의 핵심 구성요소라고 보고, ‘재미’에 초점을 둔 놀이성 척도인 PSA(Playfulness Scale for Adults)를 개발하였다. PSA는 재미있는 활동을 하는 성인의 구체적인 행동을 목록화하여, 재미-탐닉(fun-loving), 유머감각, 익살스러움(enjoy silliness), 비형식

(informal), 별난(whimsical)의 5요인으로 구성된 28개 문항을 개발하였다. PSA는 내적 일관성(Schaefer & Greenberg, 1997)과 검사-재검사 신뢰도(Fix, 2003)가 높은 편이고, PSA와 이론적으로 관련된 구인인 유머(Schaefer & Greenberg, 1997), 창의성(Fix, 2003), 성격 5요인(Mixer, 2009)과도 유의미한 상관을 보여 준거타당도 역시 입증되었다. 그러나 PSA는 놀이성 총점을 토대로 해석되곤 하는데, 이러한 해석은 주의를 요한다. 즉, PSA는 5요인 구조가 검증되었을 뿐, 상위의 위계적 구인인 일반 놀이성 차원이 검증되지 않았음에도 불구하고, 5요인을 일차원성(uni-dimensionality)으로 해석하는 오류를 범하고 있다. 또한 PSA는 과도하게 상황-특수적 행동(예, 나는 내 침실에 농구골대가 있으면 좋을 것 같다)을 지표로 사용하고 있어서 내용타당도 측면에서 일반화하는 데 제한점을 지닌다는 비판을 받고 있다(Shen, Chick, & Zinn, 2014b).

Barnett(2007)는 자신이나 다른 사람을 즐겁게 하고 유머와 오락으로 상황을 재미있게 구성하는 경향성을 놀이성이라고 정의하고, 15개의 형용사로 구성되어 있는 성인놀이성 척도인 PSYA(Playfulness Scale for Young Adult)를 개발하였다. PSYA는 (1) 다른 사람과 어울리기 좋아하는(gregarious: 쾌활한, 행복한, 우호적인, 외향적인, 사교적인), (2) 제약받지 않는(uninhibited: 자발적인, 충동적인, 예측할 수 없는, 모험적인), (3) 코믹한(comedic: 농담, 재미있는, 유머러스한), (4) 역동적인(dynamic: 활발한, 활기찬) 등 4개 요인으로 구성되었다. Barnett(2007)의 PSYA 요인은 Glynn과 Webster(1992)의 5요인과 상당히 유사하다고 지적받고 있다(Magnuson, 2011).

이상과 같이 기존 척도의 문항들은 조작적 정의를 충실히 반영하지 못하고 있거나 방법론적으로 다면적인 구인들을 아우르는 상위의 놀이성 요인을 검증하지 않은 채 일차원성으로 해석하는 오류를 범하고 있다. 이에 Shen, Chick과 Zimm (2014a, 2014b)은 놀이성에 대한 광범위한 이론적 검토와 방법론적인 기반을 토대로 성인놀이성 척도인 APTS(Adult Playfulness Trait Scale)를 개발하였다. 이들은 광범위한 이론적 접근(theory-based approach)을 위하여 성격 연구의 주요 패러다임인 특성(trait)이론과 사회인지이론, 상호작용이론을 통합하여 내적 성향 특질(internal dispositional quality)로서의 성인놀이성 개념을 정의하였다. 즉, 사회적 규범에 제약되지 않고 자발적으로 재미를 추구하는 개인의 성향을 놀이성이라고 개념화하였다. 특별히 사회인지이론의 네트워크 입장(network view; Cervone & Shoda, 1999; Mischel & Shoda, 1995)을 토대로, ‘재미-추구(fun-seeking)’라는 잠재적 동기와 ‘즉흥성(spontaneity)’과 ‘비억제성(uninhibitedness)’이라는 인지적 특질이 상호 연관되어 놀이성이 나타난다고 제안하였다. 놀이성 특질이 높은 사람은 재미추구동기가 강하여 상황에서 재미있는 일을 적극적으로 이끌어내어 놀이를 시작하거나 재미있는 일에 반응하는 경향이 있으며, 계획된 상황이 아니더라도 즉흥적으로 놀이를 하며, 제약이 될 수 있는 상황에 얽매이지 않고 자유롭게 놀이를 즐기는 경향이 있다. APTS는 전문가의 검토와 개념 역번안 절차를 통해 안면타당도와 내용타당도가 확인되었으며, 위계적 구조의 5요인 모형이 검증되었다(Shen et al., 2014a). 일차 모형에는 재미신념(fun belief), 주도성(initiative), 반응성

(reactivity), 비억제성, 즉흥성의 5요인이, 이차 위계모형에서는 재미신념, 주도성, 반응성이 ‘재미-추구(fun-loving)’라는 잠재 동기(latent motivation)에 의해 설명되며, 삼차 위계모형에는 ‘재미-추구’ 잠재동기와 ‘비억제성’, ‘자발성’ 요인이 모두 ‘성인놀이성’이라는 상위 구인에 의해 설명되며 전체 요인의 일차원성을 주장하였다(Shen et al., 2014a; 그림 2 참조). 또한 법칙망조직(nomological network) 분석을 통해 타당도를 확인한 결과, APTS는 놀이성 관련 성격(즐기는 자아), 행동(놀이하기), 태도(목표 달성), 지각(여유권태: 여가 자체를 무의미하게 여김)과의 유의미한 관계를 나타내었다(Shen et al., 2014b). 즉, APTS에서 높은 점수를 받은 사람은 자유 시간에 좀 더 자신을 즐겁게 하며 놀이 행동을 좀 더 자주 보였으며, APTS의 재미추구동기가 높은 사람은 경쟁 게임에서 외적 보상에 도달하려는 것이 낮고, 여가 시간을 지루하다고 지각하는 경향이 약한 것으로 보고되어 APTS의 공인타당도, 준거타당도, 예언타당도가 입증되었다(Shen et al., 2014b).

한편, 해외에서 개발되어 국내에서 예비 타당화 연구를 거쳐 사용되고 있는 성인놀이성 척도로 Glynn과 Webster(1992)의 APS와 Schaefer와 Greenberg(1997)의 PSA가 있다. 박현숙과 김광웅(2004)은 Glynn과 Webster(1992)의 APS 문항 중 구인타당도에 포함된 25개 문항만을 가지고 탐색적 요인분석을 실시하여 총 5요인을 추출하였다. 그러나 박현숙과 김광웅(2004)은 문항-총점 신뢰도가 낮게 나타난 문항을 제외하고, 최종 22개 문항을 선정하여 쾌활성(bounce), 상상력(imagination), 즉흥성(implusion), 기발성(whimsy)

의 총 4요인 구조로 수정하였다. 이후 이훈, 조희범, 이영진(2010)은 Glynn과 Webster의 APS의 25개 문항을 기본으로 하고 '긍정성'과 '사교성'의 두 항목을 추가하여 총 27개 문항으로 예비조사를 실시하였다. 이훈 등(2010)은 신뢰도나 타당도가 낮은 문항을 제거하고 9개 문항을 최종적으로 선정하여 외향성, 창의성, 즉흥성의 3요인으로 구성된 성인놀이성 지표를 개발하였다. 또한 양은실(1998)은 Schaefer와 Greenberg(1997)의 PSA를 이용하여 놀이치료를 대상으로 신뢰도와 타당도를 검증하여 총 20문항만을 선정하였으며, '익살스러움', '유머감각', '재미탐닉', '비형식성'의 4요인 구조를 추출하였다. 이후 오혜주, 유미숙, 조유진(2010)은 PSA의 원 문항 모두(28개)를 포함하여 유아기 어머니를 대상으로 예비 타당화 연구를 통해 문항 중에 요인부하량이 낮거나 총점 간 상관성이 낮은 문항을 제외하고 최종적으로 총 18문항을 선정하였으며, 이들 문항을 요인분석 하여 '유머감각', '익살스러움', '재미탐닉'의 3요인으로 설명하였다.

그러나 박현숙과 김광웅(2004), 이훈 등(2010)에 의해 국내 예비 타당화가 이루어진 APS는 놀이성과 관련한 구체적인 내용 제시 없이 단지 형용사 쌍으로만 구성되어 있기 때문에 응답자가 문항의 구체적인 의미를 파악하는 데 제한점이 따른다고 지적되었다(오혜주 외, 2010). 또한 양은실(1998), 오혜주 등(2010)에 의해 국내 예비타당화가 이루어진 PSA는 '재미'만을 측정하고 있어서 상당히 좁은 의미의 놀이성만을 개념화한다는 비판이 제기되어 왔다(오혜주 외, 2010). 또한 방법론적인 측면에서 두 검사도구 모두 원척도와 다른 요인구조를 제시하고 있을 뿐 아니라 국내 연

구자들 서로 다른 요인구조를 보고하고 있어서 이전의 구인이 반복 검증되지 못한다는 한계점을 보이고 있다. 이에 본 연구에서는 기존 놀이성 척도의 단점을 보완하여 놀이성의 이론적 개념화와 방법론 측면에서 탁월한 APTS를 국내 대학생 대상으로 타당화하는 작업을 하고자 한다. 놀이성은 문화 및 인종에 따라서 다를 수 있다는 보고가 있으므로(Barnett, 2011), 원척도의 구인이 국내에서도 적용될 수 있는지 확인하고자 한다. 또한 한국어판 APTS(이후, K-APTS)가 실제로 성인놀이성을 측정하는지 알아보기 위하여 기존에 사용되고 있는 놀이성 척도와와의 관련성을 통해 준거타당도를 확인하고, 문항의 내적 일관성을 산출하는 신뢰도를 검증하고자 한다.

한편, 청소년 및 성인이 되면 놀이성은 개인의 성격특질로 통합되어 일상의 생활양식에서 드러난다고 제안되면서(Lieberman, 1977; Solnit, 1998), 성인놀이성을 개념화하고 측정하는 과정에서 놀이자의 또 다른 내재적인 성향인 성격특질과의 관련성이 보고되어 왔다(Barnett, 2011; Diener, Sandvik, Pavot, & Fujita, 1992; Glynn & Webster, 1992, 1993; Proyer, 2012; Shen et al., 2014b). 놀이성과 성격특성 간의 관련성을 주로 연구한 Barnett(2007, 2011)가 안정적인 성격특성인 5요인(Big 5)과의 관련성을 토대로 놀이성의 구인을 개념화하려는 시도를 한 이래로, 이후의 놀이성 연구자들은 대부분 5요인 성격특성과의 관련성을 탐색해왔다(Barnett, 2011; Costa & McCrae, 1992; Magnuson, 2011; Mixter, 2009). 그 결과, 외향적인 사람들은 자유 시간에 다른 사람과 어울리며, 자극이 될 수 있는 활동을 선호하므로 놀이에 참여하는 경향이 높다고 보고되었다

(Barnett, 2007; Caspi, Roberts, & Shiner, 2005; Costa & McCrae, 1992; Steel, Schmidt, & Shultz, 2008). 반면, 신경증이 높은 사람은 놀이 활동을 싫어하며 사회적 활동에 참여하는 데서 오는 즐거움을 덜 느끼는 것으로 보고되었다(Barnett, 2007; Kirkcaldy, 1990), 또한 성실성이 높은 사람은 일을 수행하는 것을 더 좋아하기에(Barnett, 2007; Lodi-Smith & Roberts, 2007) 놀이성과는 부적의 관련성이 제안되었다. 예비유아 교사의 성격 5요인과 놀이성(K-APS) 간의 관계를 살펴본 국내 연구에서도 유사한 결과가 보고되었는데(김경은, 2014), 성격 5요인 중 외향성, 개방성, 친화성, 성실성은 놀이성의 몇몇 하위 요인과 유의한 정적 상관이 있는 반면, 신경증은 놀이성의 몇몇 하위 요인과 유의한 부적 상관이 있는 것으로 나타났다. 또한 어머니의 5요인 성격특성과 놀이성(K-PSA) 간의 관계를 살펴본 국내 연구에서도 유사한 결과가 보고되었는데, 어머니의 신경증적 성향이 높을수록 유머감각, 익살스러움, 재미추구 등의 놀이성이 낮아지는 경향을 보였으며, 외향성, 개방성, 친화성이 높을수록 놀이성이 높아지는 것으로 나타났다(한지현, 이진숙, 2015). 이와 같이 5요인 성격유형은 성인놀이성과의 관련성이 일관되게 보고되고 있다. APTS 역시 성인놀이성을 성격 특질로 정의하고 있으나(Shen et al., 2014b), 5요인 성격과의 관련성을 보고한 연구가 아직 전무하다. 이에 K-APTS와 5요인 성격과의 관련성을 살펴봄으로써 성인놀이성의 개념을 좀 더 심도 있게 탐색해보고자 한다.

또한 놀이성에 영향을 미치는 또 다른 변인으로 성차 연구가 지속적으로 이루어져왔다(Barnett, 2007, 2011; Bozionelos & Bozionelos, 1999;

Glynn & Webster, 1992, 1993). Glynn과 Webster (1992)는 APS를 개발한 후 5번의 성차 연구를 실시하여 혼합된 연구 결과를 보고했는데, 한 연구에서는 놀이성과 성차 간의 정적인 상관, 또 다른 연구에서는 놀이성과 성차 간의 부적의 상관이, 나머지 3번의 연구에서는 서로 관련성이 없는 것으로 보고하였다. 이를 통해 Glynn과 Webster는 놀이성과 성차 간에 직접적인 관련성이 없는 것으로 결론지었고, 후속 연구에서도 관련성 없음을 재확인하였다(Glynn & Webster, 1993). Bozionelos와 Bozionelos(1999)에 의하면, 놀이성 총점에서는 거의 차이가 없지만, APS의 하위척도인 창의성 요인에서는 남성이 더 높은 점수를 받았다고 보고하였다. Barnett(2007)는 성차에 따라서 PSYA를 심도 있게 검토한 결과, 15개 문항으로 구성된 놀이성 구조에 있어서는 남성과 여성의 차이가 없으며 전체 놀이성 점수도 유사하나, 각 요인의 놀이성이 표현되는 방식에 있어서는 성차가 나타난다는 것을 발견하였다. 이상의 선행 연구들을 정리해보면, 전체 놀이성의 구조나 총점에서는 성차가 두드러지지 않지만 하위 요인에 따라 성차가 나타날 수 있음을 짐작할 수 있다. 이에 K-APTS에서도 선행연구에서 보고된 것과 유사한 성차가 나타나는지 확인하는 작업이 요구된다.

이상의 내용을 살펴보기 위해 본 연구에서는 탐색적 및 확인적 요인분석을 실시하여 K-APTS의 요인구조를 확인하고, 신뢰도 및 준거타당도를 구하여 K-APTS의 타당성을 검토하고자 한다. 특별히 준거타당도 분석에 K-PSA를 사용하여 K-APTS 총점과의 정적 관련성을, K-APTS의 하위요인 중 재미추구동기와는 더 높은 관련성을

보이는지 확인하고자 한다. 또한 성인놀이성을 개념화하고 측정할 때 놀이자의 또 다른 내재적인 성향인 성격특질과의 관련성을 살펴보는 연구 경향에 따라서, 선행연구에서 자주 사용되었던 검사 도구인 BFI(Big Five Inventory)와의 관련성을 살펴보고자 한다. 이때, 선행연구와 유사하게 K-APTS도 개방성 및 외향성과는 정적인 관련성을, 신경증 및 성실성과는 부적인 관련성을 보이는지 확인할 것이다. 마지막으로, K-APTS가 남학생과 여학생 집단에서 동일한 요인들로 구성되어 있는지를 알아보기 위해 다집단 확인적 요인분석을 실시하여 구인 동등성(형태 동일성, 측정 동일성, 절편 동일성)을 검증하고, 잠재평균분석을 통해 집단 간의 잠재평균차이를 탐색해보고자 한다.

방 법

참여자

본 연구 대상은 서울, 경기, 인천, 충청권 지역 대학에 재학 중인 학생을 대상으로 본 연구의 목적을 이해하고 참여에 동의한 대학생의 자료를 수집하였다. 예비검사와 본 검사를 위하여 연구대상 1과 연구대상 2의 자료로 나누어 분석하였다.

본 연구에서 수집된 자료의 올바른 추정을 위

하여 적절한 크기의 표본 집단을 요구한다. 이상적으로는 모수 개수의 10배 이상(Bentler & Yuan, 1999)을 권하지만, 현실적으로 모수 개수의 5배도 가능하다는 Bentler와 Chou(1987)의 권유에 따라서, 본 연구에서는 요인분석 모수를 기준으로 5개 이상의 표본크기인 120명 이상의 인원을 표집하고자 하였다.

연구대상 1은 예비연구를 위해 수도권 지역 대학에 재학 중인 150명을 대상으로 진행하였으며, 이 중 불성실하다고 판단된 10명의 자료를 제외한 140명의 자료를 분석에 정리하였다. 이 중 성별 구성을 균등하게 하기 위하여 남학생 65명(50%), 여학생 65명(50%)의 130명의 자료만을 사용하였다.

연구대상 2는 본 검사를 위해 서울, 경기, 인천, 충청권 지역의 각 대학에서 교양과목을 수강하는 대학생을 대상으로 진행하였으며, 총 621부의 질문지를 배포하여 567부를 회수하였고, 회수된 질문지 중 응답이 불성실하거나 무응답이 있는 경우에는 분석에서 제외시켜 최종 540부(87%)의 자료를 정리하였다. 최종으로 정리된 자료의 표집분포가 여학생에 편포되어 있어서 성별 분포를 동일하게 맞추기 위하여 본 검사 분석에서는 404부만을 사용하였다. 연구대상의 학년별, 성별 분포는 표 1과 같다.

표 1. 참여자의 성별 및 학년 특성 (N=534)

예비연구(<i>n</i> =130)				본 연구(<i>n</i> =404)			
학년	남자(%)	여자(%)	전체(%)	학년	남자(%)	여자(%)	전체(%)
1학년	18 (27.7)	12 (18.5)	30 (23.1)	1학년	18 (8.9)	10 (5.0)	28 (7.0)
2학년	18 (27.7)	46 (70.8)	64 (49.3)	2학년	66 (32.7)	65 (32.2)	131 (32.4)
3학년	13 (20.0)	5 (7.6)	18 (13.8)	3학년	43 (21.3)	75 (37.1)	118 (29.2)
4학년	16 (24.6)	2 (3.1)	18 (13.8)	4학년	75 (37.1)	52 (25.7)	127 (31.4)
전체	65 (100.0)	65 (100.0)	130 (100.0)	전체	202 (100.0)	202 (100.0)	404 (100.0)

측정도구

한국판 성인놀이성 척도(Korean-Adult Playfulness Trait Scale: K-APTS). 본 연구에서 타당화하고자 하는 성인놀이성 척도는 Shen 등(2014a)이 개발한 APTS이다. APTS는 총 19개 문항으로, 1점(전혀 그렇지 않다)에서 7점(매우 그렇다) 리커트 척도로 되어 있고, 총점의 범위는 19점에서 133점으로 점수가 높을수록 놀이성이 높은 것을 의미한다.

성인놀이성 척도 (Korean-Playfulness Scales for Adult: K-PSA). 본 척도의 준거 관련 타당도를 알아보기 위해 Schaefer와 Greenberg(1997)가 개발하고 오혜주 등(2010)에 의해 국내 예비타당화가 이루어진 PSA를 사용하였다. PSA의 원척도는 ‘익살스러움’, ‘유머감각’, ‘재미탐닉’, ‘비형식성’, ‘별난’의 5개 하위 요인으로 총 28문항으로 구성되었으나, 오혜주 등(2010)에 의해 타당화된 국내 척도는 ‘익살스러움’, ‘유머감각’, ‘재미탐닉’의 3개 하위 요인으로 총 18문항으로 축약되었다. 3개 하위 요인의 전체 변량에 대한 설명량은 45.78%였으며, 하위 척도들 간의 상관관계수도 높게 나타났다. 각 하위 요인의 내적일관성지수는 ‘유머감각’ .77, ‘익살스러움’ .76, ‘재미탐닉’ .63으로 나타났다. 각 요인의 문항내용을 살펴보면, ‘유머감각’은 ‘인생이 비관적이라기보다는 낙관적이라고 생각한다.’와 같은 내용이 포함되어 있으며, ‘익살스러움’은 ‘나는 친구들과 함께 있을 때 주로 내가 먼저 재미있는 말이나 행동을 한다.’와 같은 내용이 포함되어 있고, ‘재미탐닉’에는 ‘나는 샤워를 할 때 노래를 부르거나 혼자 춤을 추

기도 한다.’와 같은 내용이 포함되어 있다. 각 문항에 대해 ‘전혀 그렇지 않다’의 1점에서부터 ‘매우 그렇다’의 5점까지 반응하도록 되어 있으며 총점의 범위는 18점에서 90점으로 점수가 높을수록 해당 영역의 놀이성 성향이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 PSA의 내적일관성지수(Cronbach’s α)는 ‘유머감각’ .76, ‘익살스러움’ .68, ‘재미탐닉’ .58이었다.

5요인 성격검사(Big Five Inventory: BFI).

본 척도와 성격특성과의 관련성을 알아보기 위해 John과 Srivastava(1999)가 개발하고, 김지현, 김복환, 하문선(2011)이 타당화한 간편형 BFI를 사용하였다. 간편형 BFI는 총 15문항으로 하위 범주는 신경증, 외향성, 개방성, 성실성, 친화성으로 구성되어 있다. 각 요인의 문항 내용을 살펴보면, 신경증은 ‘쉽게 우울해지는’, 외향성은 ‘수다스러운’, 개방성은 ‘창의적인’, 성실성은 ‘일을 완벽하게 하는’, 친화성은 ‘사려 깊고 모든 사람에게 친절함’과 같은 내용이 포함되어 있다. 각 하위 요인별로 3문항씩 포함되어 있으며, 1점(전혀 그렇지 않다)에서 5점(매우 그렇다)까지의 5점 척도로 구성되어 있으며, 총점의 범위는 15점에서 75점으로 점수가 높을수록 각 하위 영역의 성격 성향이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 BFI의 내적일관성지수(Cronbach’s α)는 신경증 .81, 외향성 .77, 개방성 .85, 성실성 .81, 친화성 .69였다.

연구절차

한국판 성인놀이성 척도(K-APTS)를 타당화하고자 다음과 같은 절차를 거쳤다. 첫째, 검사도구

의 번안을 위해 본 척도의 개발자인 Shen에게 이메일을 보내 척도의 한국판 사용허가를 받았다. 이후 놀이성 개념이나 변인 연구를 많이 하였던 아동학, 유아교육, 심리학 박사들이 참여하여 APTS의 원문항을 번안한 후, 합의를 통해 가장 적절한 번안을 결정하였다. 이를 다시 한국어-영어 이중언어자에게 역번역을 부탁하여 개념적 동등성을 확인하였다. 둘째, 대학생 10명을 대상으로 사전조사를 실시하여, 검사문항의 표현이 모호하거나 이해하기 어려운 문항에 표시하도록 하여 표현의 적절성을 확인하였다. 이후 사전조사 결과를 반영하여 연구자가 의도한 바와 다른 방식으로 이해될 소지가 있는 문항을 수정하였다. 셋째, 예비 조사를 위해 2017년 3월에 경기 지역 소재 대학생을 모집하여 연구 참여에 대한 동의를 구한 후 설문 조사를 실시하였다. 넷째, 타당화 연구를 위해 2017년 4월부터 5월까지 서울 및 경기, 인천, 충청 지역 소재 대학생들을 대상으로 연구 참여에 대한 동의를 구한 후 설문조사를 실시하였다. 이때 준거타당도를 확인하기 위해 준거 관련 척도를 함께 포함시켜 검사지를 제작하였다. 설문지는 후반부로 갈수록 설문의 응답이 불성실해지는 것을 상쇄하기 위하여 척도의 순서를 다르게 배치한 A유형과 B유형으로 구성하여 배포하였다. 설문지를 완성하는 데 소요되는 시간은 약 10분이었다. 본 연구는 생명윤리위원회(IRB 1044396-201705-HR-079-01)의 심의를 통과하였다.

자료분석

서구에서 개발된 원척도를 국내에 적용할 때 문화적 차이로 인해 문항 양호도 및 요인구조의

차이가 나타날 수 있으므로 다음과 같이 예비조사를 실시하였다. 먼저, 문항 양호도를 파악하기 위하여 기술통계(평균 및 표준편차, 왜도와 첨도), 문항-총점 간 상관, 문항 간 상관, 문항 내적일관성지수(Cronbach's α)를 산출하였다. 이후, 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis: 이하 EFA)을 실시하여 각 문항들이 원척도에서 설정한 구성개념에 속하는지 살펴보고 적절한 요인 수를 탐색하였다. EFA의 추출방법은 공통요인분석 모형으로 접근하였으며, 주축분해방법을 적용하였다. 이는 문항 측정결과에 고유분산뿐 아니라 공통분산도 포함되어 있을 것이라고 가정하는 접근으로, 원척도의 EFA에서 사용한 방법과 동일한 절차이다. EFA 회전방식은 이론 변수들 간의 상관이 존재할 뿐 아니라 요인 간의 상관을 토대로 이차요인을 구성하는 구조이므로 사각회전(oblimin)을 적용하였다. 요인부하량이 .30 이상인 문항을 기준으로 고유치, 스크리 검사, 해석 가능성 등을 참고하여 요인의 수를 결정하였다.

본 검사를 위한 자료 분석 방법은 다음과 같다. 먼저, 문항 양호도를 알아보기 위하여 문항별 반응 자료에 대한 기초 통계 분석(평균과 표준편차, 왜도와 첨도)을 실시하였고, 문항-총점 상관이 .30 이하로 너무 낮은 문항이 있는지 검토하였다. 둘째, 본 척도의 구인타당도를 알아보기 위하여 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis: 이하 CFA)과 요인들 간의 상관계수를 확인하였고, 준거타당도를 위하여 기존 척도와의 상관분석을 실시하였다. CFA의 모형 적합도 지수로는 CFI(comparative fit index; Bentler, 1990), TLI(turker-lewis index), RMSEA(root mean square error of approximation; Steiger & Lind,

1980), SRMR(standardized root mean square residual; Hu & Bentler, 1999)을 사용하였으며, 구인 간의 상호상관을 통해 수렴타당도와 변별타당도를 확인하였다. 또한 준거타당도를 살펴보기 위하여 이론적으로 관련이 있는 기존 척도와의 관련성 검증을 상관분석을 통해 하였다. 셋째, 문항의 신뢰도는 Cronbach's α 값을 통해 추정하였다. 넷째, 본 척도가 남성과 여성 집단에 동일하게 적용될 수 있는지 확인하기 위하여 다집단분석을 실시하였다. 두 집단의 심리측정적 동등성을 확인하기 위하여 형태 동일성, 측정 동일성, 절편 동일성, 부분절편 동일성 및 잠재평균분석을 실시하였다. 형태 동일성이란 집단 간의 요인구조가 동일한지를 확인하는 기저 모형 단계로서, 각 집단 내에 동일한 구인이 존재하고 각 구인이 동일한 관찰변수에 의하여 측정되고 있는지를 확인하였다. 측정 동일성은 형태 동일성을 만족한 상태에서 각 요인이 상응하는 지표변수에 의해 집단 간에 같은 방식으로 측정되고 있는지를 확인하기 위하여 집단 간 요인부하가 서로 동일하다는 제약을 더하였다. 절편 동일성은 측정 동일성이 성립된 상태에서 집단 간에 측정모형의 절편이 같다는 제약을 추가하였다. 만약 절편 동일성이 성립되지 않는다면 부분절편동일성을 확인하기 위하여 동일한 제약을 주었던 절편을 하나씩 차이를 허락하면서 확인하였다. 각 동등성 검증 과정은 위계적으로 내재된 모형이므로 χ^2 차이 검증을 이용하였다(김수영, 2016). 본 연구의 자료는 IBM SPSS Version 23.0과 Mplus 7.4(Muthén & Muthén, 2016)를 이용하여 분석하였다.

결 과

예비조사

APTS 원척도의 요인구조와 문항이 한국판에서도 그대로 적용 가능한지 확인하기 위하여 문항 양호도와 탐색적 요인분석을 실시하였다.

APTS 문항양호도

문항의 양호도를 분석하기 위하여, 번역본 문항의 기술 통계치, 문항-총점 상관, 내적합치도, 문항 간 상관 등을 분석하였다. 먼저, 기술 통계치를 알아본 결과, 문항의 평균과 표준편차에서 극단 값으로 치우치는 문항은 없는 것으로 나타났으며, 왜도와 첨도 값 역시 정상성에서 크게 벗어나는 문항은 없는 것으로 나타났다. 다음으로, 문항-총점 간 상관을 알아본 결과, 상관계수가 .31부터 .61의 범위를 보여 .30 이하인 문항은 나타나지 않았으며, 전체문항의 내적일관성지수(Cronbach's α)도 .87로 적절한 수준에 있는 것으로 나타났다. 다음으로, 문항 간 상관을 살펴본 결과, 대부분의 문항들이 .70 이하로 나타났으나, 18번과 19번 문항 간의 상관도 .78로 높게 도출되었다. 그러나 요인-문항 상관에서 두 문항 모두 요인에서 삭제될 경우 요인의 내적일관성지수가 .05 이상 하락되지므로, 이후 본 검사에서 한번 더 검토하기 위하여 삭제하지 않고 분석을 실시하였다.

탐색적 요인분석

척도의 요인구조를 탐색하기 위하여 탐색적 요인분석(EFA)을 실시하였다. 우선, 요인분석에 적절한 표본과 상관행렬인지 평가하기 위하여 KMO

표 2. K-APTS 탐색적 요인분석 결과 (N=130)

요인	문항내용	요인					공통분
		1	2	3	4	5	
주도성	6 대부분의 상황에서 재미를 찾을 수 있다.	.922	.040	.077	-.077	-.119	.817
	19 거의 모든 활동을 재미있게 할 수 있다.	.890	.007	.092	-.031	-.042	.806
	13 상황에서 재미있는 일을 고안해내는 사람이다.	.634	-.032	.064	.087	.117	.515
	4 무엇을 하고 있는지 재미있게 하려고 노력한다.	.569	.099	.063	.070	.277	.596
추흥성	16 종종 그 순간에 떠오른 느낌을 따른다.	.069	.882	.028	-.079	.071	.800
	15 종종 그 순간에 떠오른 사고를 따른다.	.095	.831	-.046	-.109	.032	.675
	11 충동적으로 행동한다.	-.129	.793	.009	.059	-.168	.643
	5 종종 계획되지 않은 일을 한다.	-.033	.632	.074	.143	.079	.513
	8 그 순간의 감에 의해 일을 추진한다.	.080	.332	.077	.376	.127	.437
반응성	2 다른 누군가가 재미있는 일을 시작하면, 나는 함께 따라할 수 있어서 기쁘다.	.012	-.042	.977	.067	-.123	.910
	7 다른 사람들이 시작한 재미있는 활동을 즐긴다.	.016	.029	.768	.156	.012	.687
	14 누군가 재미있는 일을 시작하면 기분이 좋다.	.157	.052	.679	-.166	.114	.595
비역제성	1 항상 규칙대로만 하지는 않는다.	-.075	-.071	.077	.750	.118	.548
	12 사회적 규칙을 이해하지만 그것에 의해 제약받지 않는다.	-.006	-.059	.057	.533	-.026	.278
	9 다른 사람이 뭐라고 말할까봐 하고 싶은 일을 못하는 편은 아니다.	-.029	.231	-.003	.523	-.042	.391
	3 때때로 결과에 대해 걱정하지 않고 일을 할 수 있다.	.252	.153	-.105	.487	.003	.437
	18 웃기게 행동하지만 우습게 보일까봐 걱정하지는 않는다.	.350	.026	-.042	.413	-.186	.381
재미신념	10 시간을 재미있게 보내는 것을 좋아한다.	.494	-.054	-.066	.087	.506	.618
	17 인생에서 재미가 매우 중요한 부분이라고 생각한다.	-.027	.089	.307	.002	.421	.371
고유치(eigenvalue)		3.92	3.48	2.97	2.81	1.45	
분산율(%)		20.64	18.34	15.64	14.81	7.62	
누적분산율(%)		20.64	38.98	54.62	69.43	77.05	

(Kaiser-Meyer-Olkin) 검증과 Bartlett의 구형성 검증을 한 결과, KMO 적합도지수는 .81, Bartlett의 구형성 검증 결과는, $\chi^2(171, N=130)=1221.52, p<.001$, 로 요인분석하기 적합한 것으로 확인되었다. 분석 결과, 고유치(eigenvalue)가 1.0 이상인 것을 기준으로 하여 요인수를 추출하니 4요인이 도출되었으나, 스크리 도표에 따르면 요인의 수가 6개인 지점부터 경사가 완만해지는 특성을 보였다. 이에 스크리 검사, 누적분산비율, 해석 가능성 등을 참고하여 요인의 수효를 재검토하였다. 4개와 5개 요인 수가 가능할 것으로 여겨져, 요인 수를 수정하면서 분석을 실시하였다. 그 결과, 요인 수를 원 도구와 동일하게 5개로 지정하여 사각회전을 했을 때, 누적분산비율이 전체 공통분산의 77% 정도를 설명하며 Gorsuch(1983)의 권면에도 적절한 것으로 나타났다. 무엇보다 5요인 구조는 원칙도의 저자인 Shen 등(2014a)의 이론적 배경 및 연구 결과와 일치하여 해석이 용이하다는 장점이 있다. 이에 스크리 검사와 누적분산비율, 해석 가능성 등을 고려하여 5요인으로 결정하였다. 5요인 구조의 요인부하량은 표 2와 같다. 각 요인의 요인부하량은 모두 .30 이상으로 양호하게 나타났다으며, 전체적으로 원칙도의 요인구조와 동일한 형태로 분류되었다.

따라서 각 요인의 이름은 원칙도와 동일하게 요인 1은 '주도성(Initiative)', 요인 2는 '즉흥성(Spontaneity)', 요인 3은 '반응성(Reactivity)', 요인 4는 '비억제성(Uninhibitedness)', 요인 5는 '재미신념(Fun-belief)'이라고 명명하였다. 다만, 문항 8번과 10번은 다른 요인에도 .30 이상으로 교차적재되었으나, Shen 등(2014a)의 이론에 근거하여 각각 원 척도의 요인인 '즉흥성' 요인과 '재미신념'

요인에 포함시켰다.

본검사

K-APTS 문항양호도

예비검사 결과를 토대로 확정된 본검사 척도의 문항 양호도를 확인하기 위하여 문항의 기술 통계치, 문항-총점 간 상관, 각 요인의 내적합치도, 각 요인에서 문항 제거 시 내적일관성지수를 검토하였고 그 결과는 표 3에 제시되어 있다. 먼저, 각 문항의 평균치가 지나치게 높거나 낮은 문항들은 참여자들의 개인차를 반영하지 못하는 문항이며, 표준편차가 너무 적은 문항들은 개인차를 변별하기 어려울 것으로 판단되어(김아영, 차정은, 이철희, 주지은, 임은영, 2016) 각 문항의 평균과 표준편차를 살펴보았다. 표 3과 같이 문항의 평균은 3.89~5.95로 전반적으로 긍정적인 평가를 하는 것으로 나타났으며, 표준편차 역시 적정 수준임을 확인할 수 있었다. 또한 왜도와 첨도 값을 확인한 결과, 모두 정상분포(왜도 3 미만, 첨도 10 미만; Kline, 2011)에서 크게 벗어나는 문항이 없는 것으로 나타났다. 다음으로 K-APTS의 문항-총점 간 상관계수를 살펴본 결과, .41~.67 사이 값을 보여 모든 문항이 놀이성을 양호하게 측정하는 문항인 것으로 나타났다.

타당도

본 연구에서는 K-APTS의 타당도를 알아보기 위하여 확인적 요인분석과 요인 간 상관관계, 그리고 준거타당도를 알아보았다.

표 3. K-APTS 문항의 기술 통계치와 신뢰도 (N=404)

하위요인	문항 번호	최소값	최대값	평균	표준 편차	왜도	첨도	문항-총 점 상관	내적 합치도	요인에서 문항 제거시 α	
재미 추구 동기	재미 신념	10	7.0	5.23	1.21	-.565	-.068	.52	.60	-	
	신념	17	2.0	5.95	.98	-.971	1.052	.41		-	
	주 도 성	4	2.0	7.0	5.28	1.10	-.341	-.262	.67	.89	.87
		13	1.0	7.0	4.83	1.23	-.053	-.443	.64		.87
		19	2.0	7.0	4.56	1.21	.050	-.350	.57		.84
		6	2.0	7.0	4.71	1.12	.099	-.340	.64		.84
	반 응 성	14	1.0	7.0	5.67	1.03	-.660	.512	.50	.86	.84
		2	1.0	7.0	5.47	1.05	-.497	.276	.59		.75
		7	1.0	7.0	5.33	1.10	-.436	.261	.57		.82
	비역제성	12	1.0	7.0	4.34	1.30	-.100	-.518	.49	.74	.69
1		1.0	7.0	4.49	1.23	-.388	-.151	.45	.70		
3		1.0	7.0	3.99	1.48	-.001	-.683	.52	.66		
9		1.0	7.0	4.36	1.37	-.210	-.533	.41	.71		
18		1.0	7.0	3.83	1.48	.163	-.689	.43	.69		
즉흥성	8	1.0	7.0	4.82	1.14	-.358	.168	.52	.87	.86	
	5	1.0	7.0	4.82	1.13	-.558	.775	.55		.85	
	11	1.0	7.0	4.36	1.28	-.411	-.118	.41		.85	
	15	1.0	7.0	4.68	1.15	-.489	.281	.52		.84	
	16	1.0	7.0	4.83	1.12	-.613	.566	.54		.82	

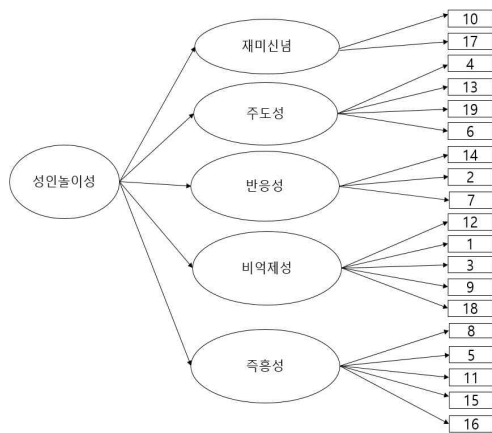


그림 1-A. 모형 1: 이차 위계 모형(5요인)

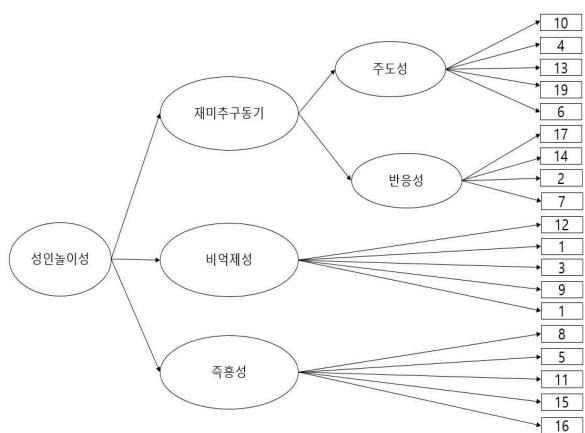


그림 1-B. 모형 2: 삼차 위계모형(4요인)

확인적 요인분석(CFA)

본 연구에서는 탐색적 요인분석에서 나타난 5요인 구조를 타당화하고 원척도의 위계적 3차 요인 구조가 국내에서도 지지되는지 검토하기 위하여 연구대상 2의 자료를 토대로 CFA를 실시하였다. 이 때, 기존의 다른 놀이성 검사 모형과 동일하게 위계적 2차 요인구조(5요인)를 경쟁모형 1(그림 1-A)로 설정하였고, 탐색적 요인분석에서 고유치를 토대로 추출된 4요인 모형을 기저로 위계적 3차 요인구조를 경쟁모형 2(그림 1-B)로 설정하였으며, 예비연구에서 14번과 15번 문항의 높은 상관이 제기되어 15번 문항을 삭제한 위계적 3차 요인구조(5요인) 모형을 경쟁모형 4로 하여, 연구모형인 5요인의 위계적 3차 요인모형(그림 2)과 비교하였다. 각 모형을 조금 더 자세히 살펴보면, 모형 1은 전체 19문항이 5요인(재미신념, 주도성, 반응성,

비역제성, 즉흥성)에 의해 설명되며, 5개의 일차요인이 '놀이성'이라는 2차 상위 요인에 의해 설명된다고 가정한 위계적 2차 요인 모형이며(그림 1-A), 모형 2는 전체 문항이 4요인(주도성, 반응성, 비역제성, 즉흥성)에 의해 설명되며, 4개의 일차요인 중 '주도성'과 '반응성'은 '재미추구동기'이라는 2차 요인에 의해 설명되며, '재미추구동기', '비역제성', '즉흥성'의 3요인은 3차 요인인 '놀이성'에 의해 설명되는 4요인 위계적 3차 모형(3rd-order hierarchical factor model)이다(그림 1-B). 모형 3은 원척도의 요인구조와 동일하게 5개의 일차요인 중 3요인이 '재미추구동기'라는 2차 요인에 의해 설명되며, 3개의 2차 요인들은 3차 요인에 의해 설명된다고 가정한 위계적 3차 요인 모형이다(그림 2). 한편, 문항 내용에서 강한 유사성이 있다고 판단되는 문항들 간에는 잔여 상관이 예상되므로

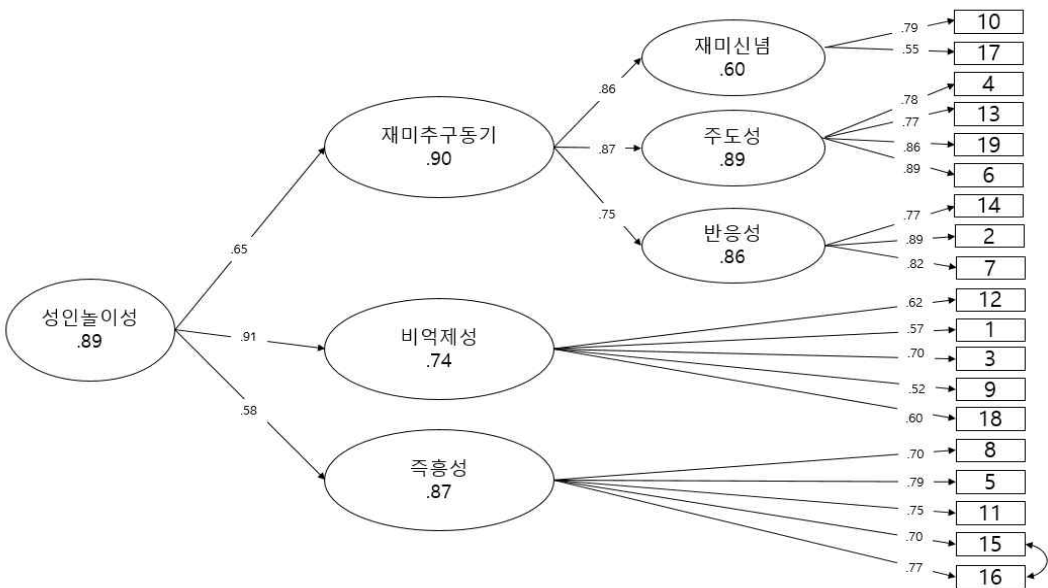


그림 2. 모형3: 삼차 위계모형(5요인)의 적재치와 신뢰도 계수

MI지수를 기준으로 수치가 높은 문항들 간에는 오차공분산을 허용하였다(홍세희, 2000).

본 연구에서는 모형의 적합도를 판단하기 위하여 χ^2 검정과 절대적합도 지수, 상대적합도 지수를 살펴보았다. χ^2 값은 표본 크기가 클수록, 모수의 개수가 적을수록 커지는 경향이 있으므로 다른 근사적인 적합도 지수를 확인하는 작업이 필요하다. 상대적합도 지수인 CFI(Bentler, 1990)와 TLI, 절대적합도 지수인 RMSEA(Steiger & Lind, 1980), 잔차행렬에 기반하여 만들어진 적합도 지수인 SRMR(Hu & Bentler, 1999)를 살펴보았다. CFI와 TLI는 .90 이상이면 양호하고, .95 이상이면 좋은 것으로 해석되며(Hu & Bentler, 1999), RMSEA와 SRMR은 .05 이하이면 좋음, .08 이하면 양호, .10 이상이면 문제가 있는 것으로 해석된다(Brown & Cudeck, 1993).

표 4에 제시된 것처럼, 연구모형인 5요인의 위계적 삼차 요인 모형이 놀이성의 구조를 가장 잘 설명하고 있음을 알 수 있다. 위계적 삼차 요인 모형의 χ^2 값은 460.252로 모형이 적합하다는 영가설을 기각하고 있지만, $p < .001$, χ^2 검정은 표본

크기 및 추정하고자 하는 모수의 개수에 의해 심각하게 영향을 받으므로 다른 근사적인 적합도 지수를 확인하였다. 이에 절대적합지수는 RMSEA와 SRMR 모두 .08 이하로 양호한 것으로 나타났으며, TLI와 CFI 모두 .90 이상으로 양호한 적합도를 보여 5요인의 위계적 삼차 요인모형이 가장 적합한 모형으로 확인되었다. 위계적 삼차 요인 모형을 도식화하면, 그림 2와 같다. 일차의 5요인(재미신념, 주도성반응성, 비억제성, 즉흥성)에 대한 19문항의 적재치는 .55에서 .89로 나타났으며, 이 중 3개의 요인(재미신념, 주도성, 반응성)은 위계적 이차 요인인 재미추구동기에 .75에서 .87의 적재치를 보였으며, 이차 요인을 포함한 최종 3요인(재미추구동기, 비억제성, 즉흥성)은 .58부터 .91의 적재치를 보이며 위계적 삼차 요인인 놀이성에 의해 잘 설명됨을 알 수 있다.

요인 간 상관관계

CFA를 통해 확인된 K-APTS 구인 간의 상관관계를 확인하기 위하여 Pearson의 적률상관계수를 산출한 결과는 표 5와 같다. K-APT 총점과

표 4. K-APTS 모형들의 적합도 지수 (N=404)

모형	절대적합지수			비표준 적합지수	중분 적합지수	
	χ^2	df	RMSEA (90% 신뢰구간)			
1 이차 위계모형 (경쟁모형, 그림 1-A)	492.589	146	.077 [.069, .084]	.073	.896	.911
2 삼차 위계모형(4요인) (경쟁모형, 그림 1-B)	489.502	146	.076 [.069, .084]	.060	.896	.912
3 삼차 위계 모형(5요인) (연구모형, 그림 2)	460.252	145	.073 [.066, .081]	.058	.904	.919
4 삼차 위계모형(5요인) (경쟁모형-15번 삭제)	437.236	129	.077 [.069, .085]	.058	.894	.910

주. RMSEA = Root Mean Squared Error of Approximation; TLI = Tucker-Lewis Index; CFI = Comparative Fit Index; SRMR = Standardized Root Mean squared Residual.

각 하위요인간의 상관은 .63~.84의 범위로 유의미하게 높은 상관을 나타내어 각 하위 요인들이 놀이성이라는 하나의 구성개념을 잘 측정하고 있음을 알 수 있다. 또한 수렴타당도와 변별타당도를 통해 놀이성 척도의 내적 구조를 확인할 수 있는데, 수렴타당도는 이론적으로 유사한 구인을 측정하는 상위 구인과 높은 관련성을 통해 수렴 근거를 제공받으며, 변별타당도는 이론적으로 다른 구인을 측정하는 상위 구인과 관련성이 높지 않으면 변별 근거를 제공받는 것으로 가정된다. 표 5에 제시된 것처럼, 재미추구동기는 이론적으로 관련성이 높은 하위 구인인 재미신념, 주도성, 반응성 요인과의 상호상관은 .78에서 .91 범위로 매우 높게 나온 반면, 이론적으로 관련성이 중간 정도인

비억제성과 즉흥성과의 상호상관은 .45에서 .32 범위로 중간 정도로 나와서 구인 간의 수렴 및 변별 타당도가 입증되었다.

준거타당도

K-APTS의 준거타당도를 검증하기 위해 놀이성 척도인 PSA 하위 요인과의 Pearson의 적률상관계수를 산출한 결과는 표 6과 같다. 먼저, K-APTS의 총점과 PSA의 하위 영역과의 상관을 살펴보면, ‘유머감각’과의 상관은 .59, $p < .001$, ‘익살스러움’ 및 ‘재미탐닉’과의 상관은 각각 .46, $p < .001$, .43, $p < .001$, 로 적절한 상관을 보였다. 또한 K-APTS 하위 영역과 PSA 하위 영역과의 상관을 살펴보면, K-APTS의 하위 영역인 ‘재미추

표 5. K-APTS 하위 요인 간 상관 ($N=404$)

	재미신념	주도성	반응성	재미추구동기	비억제성	즉흥성
재미신념	1.00					
주도성	.58***	1.00				
반응성	.55***	.58***	1.00			
재미추구동기	.78***	.91***	.83***	1.00		
비억제성	.30***	.50***	.33***	.45***	1.00	
즉흥성	.23***	.29***	.28***	.32***	.44***	1.00
Total	.63***	.78***	.70***	.84***	.77***	.70***
평균 (전체)	5.61	4.85	5.49	5.23	4.20	4.70
표준편차(전체)	.93	1.01	.94	.83	.96	.95

*** $p < .001$.

표 6. K-APTS 준거타당도: PSA와의 상관관계 ($N=274$)

	K-APTS				
	Total	재미추구동기	비억제성	즉흥성	
PSA	유머감각	.59***	.68***	.34***	.22***
	익살스러움	.46***	.56***	.26***	.12*
	재미탐닉	.43***	.40***	.29***	.27***

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

구동기'는 PSA '유머감각' 및 '익살스러움'과 각각 .68, $p < .001$, .56, $p < .001$, 로 높은 상관을 보였으며, '재미탐닉'과도 .40, $p < .001$, 로 적절한 상관을 보였다. 그리고 K-APTS의 하위 영역인 '비억제성'도 PSA의 하위 영역인 '유머감각', '익살스러움', '재미탐닉'과 각각 .34, $p < .001$, .26, $p < .001$, .29, $p < .001$, 로 유의미한 상관을 나타내었다. 한편, K-APTS의 하위 영역인 '즉흥성'은 PSA의 하위 요인 중 '유머감각'과 '재미탐닉'과는 각각 .22, $p < .001$, .27, $p < .001$, 의 상관을 보였으나, 익살스러움과는 .12, $p < .05$, 로 낮은 상관을 보였다.

신뢰도 분석

본 연구에서는 K-APTS의 신뢰도 검증을 위해 Cronbach's α 계수를 산출하였다. 표 7에 제시된

것처럼, 전체 문항의 Cronbach's α 는 .89였으며, 각 요인별로는 '재미신념'이 .60, '주도성'이 .89, '반응성'이 .86, '비억제성'이 .74, '즉흥성'이 .87로 나타나 모두 양호한 수준이었다.

성격 특성과의 관련성

K-APTS의 놀이성 속성을 알아보기 위하여 성격특성인 BFI의 총점 및 하위 요인과의 Pearson의 적률상관계수를 산출한 결과는 표 8과 같다. 먼저, K-APTS의 총점과 BFI 하위 영역과의 상관을 살펴보면, '개방성' 및 '외향성', '친화성', '성실성'과 각각 .35, $p < .001$ 과 .31, $p < .001$, .33, $p < .001$, .21, $p < .001$, 의 정적 상관을 보였으며, '신경성'과는 -.23, $p < .001$, 의 부적 상관을 보였다. 또한 K-APTS 하위 영역과 BFI 하위 영역과의

표 7. K-APTS 내적 일관성 계수 ($N=404$)

요인	문항	Cronbach's α
재미신념	1, 2	.60
주도성	3, 4, 5, 6	.89
반응성	7, 8, 9	.86
비억제성	10, 11, 12, 13, 14	.74
즉흥성	15, 16, 17, 18, 19	.87
전체	1~19	.89

표 8. K-APTS와 BFI 상관 ($N=274$)

	K-APTS				
	전체	재미추구동기	비억제성	즉흥성	
K-BFI	개방성	.35***	.33***	.30***	.17**
	성실성	.21***	.29***	.15*	-.03
	신경성	-.23***	-.26***	-.29***	-.07
	외향성	.31***	.31***	.21**	.08
	친화성	.33***	.33***	.01	.07

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

상관을 살펴보면, K-APTS의 하위 영역인 ‘재미 추구동기’도 ‘개방성’과 ‘외향성’, ‘성실성’, ‘친화성’과 .30 이상, $p < .001$, 의 정적 상관을 보인 반면, ‘신경성’과는 $-.26$, $p < .001$, 의 부적 상관을 보였다. 그리고 K-APTS의 하위 영역인 ‘비억제성’도 ‘개방성’과는 .30, $p < .001$, 의 정적 상관을, ‘신경성’과는 $-.29$, $p < .001$, 의 부적 상관을 보였다.

다집단 분석

다집단 분석(multi-group analysis)은 집단 간 요인구조가 같은지 검증하고자 하는 경우에 쓰는 방법으로(홍세희, 2000), 본 연구에서는 남학생과 여학생 집단 간 이론적 구조가 동일할지 검증하고자 다집단 분석을 실시하였다. 요인구조의 동등성을 검증하기 위하여, 형태 동일성(configural invariance), 측정단위 동일성(metric invariance), 절편 동일성(scalar invariance), 잠재평균 동일성(latent mean invariance) 검증의 단계로 진행하였

다. 형태동일성은 집단 간에 요인구조(factor structure)가 같은지 확인하는 것으로, 예를 들어 집단 간에 요인의 개수가 같고, 그 요인과 측정변수 간의 관계가 같은지를 검증하는 것이다. 측정단위 동일성은 형태동일성의 선상에서 남녀 집단 간에 로딩 값(λ)이 모두 같은지 검증하는 것이며, 절편동일성은 남녀 집단 간의 측정변수들의 절편(μ)도 모두 같은지 검증하는 것이다. 잠재평균 동일성은 남녀 집단 간의 잠재평균의 차이를 검증하는 것이다. 분석에 앞서, 남성과 여성의 놀이성 평균과 표준편차, 그리고 요인별 상관계수를 표 9에 제시하였다. 상관계수 표에서 왼쪽 아래는 남성의 상관이고, 오른쪽 위는 여성의 상관을 가리킨다. 대각 요소는 모두 1.00이므로 생략하였다.

먼저, 남학생과 여학생 집단의 자료를 대상으로 어떠한 동일화 제약을 가하지 않은 기초 모형 분석을 통해 형태동일성을 검증하였다. 표 9의 1번 모형과 같이 RMSEA가 .075, CFI와 TLI도 각각 .918, .903으로 양호한 적합도 수준을 나타내었으

표 9. K-APTS 성별에 따른 기술통계치와 하위 요인 간 상관 ($N=404$)

	재미신념	주도성	반응성	재미추구 동기	비억제성	즉흥성	전체
재미신념	-	.60**	.55**	.76**	.33**	.26**	.63**
주도성	.60**	-	.60**	.91**	.45**	.35**	.78**
반응성	.58**	.59**	-	.84**	.38**	.31**	.70**
재미추구동기	.79**	.91**	.84**	-	.43**	.27**	.85**
비억제성	.27**	.48**	.28**	.47**	-	.54**	.79**
즉흥성	.17*	.24**	.26**	.38**	.35**	-	.75**
Total	.62**	.79**	.68**	.83**	.76**	.64**	-
평균(남자)	5.70	5.00	5.45	5.31	4.20	4.74	4.87
평균(여자)	5.52	4.69	5.53	5.15	4.21	4.66	4.77
표준편차(남자)	.93	1.00	.93	.83	1.03	.93	.69
표준편차(여자)	.92	1.00	.94	.82	.89	.96	.70

주. 좌측 하단은 남자, 우측 상단은 여자의 상관계수임.

** $p < .001$.

며, 분산추정치(Variance)의 값에 음수(-)가 없음을 확인하였다. 따라서 형태동일성이 검증되었다.

다음으로, 측정동일성 검증을 위해 두 집단의 요인계수가 같다고 가정한 모형 2와 아무런 제약을 가하지 않는 모형 1의 χ^2 차이 검증을 하였다. 표 9의 2번 모형과 같이, 두 모형 간 χ^2 차이 값은 17.874, 자유도의 차이 값은 14로 유의도 수준 5%에서 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않아서 영가설인 단순한 모형인 측정단위동일성이 선택되었다. 또한, RMSEA와 TLI, CFI를 살펴보면, 모형 1과 모형 2에서 RMSEA 값도 약간 더 향상되었으며, Δ RMSEA=-.002, TLI 역시 약간 상승되었으므로, Δ TLI= .003, 측정동일성이 확보되었다. 이는 남녀 두 집단에서 본 척도가 동일한 방식으로 측정되고 있음을 보여주는 것이다. 측정동일성이 성립되었기 때문에 다음 단계로 절편동일성 가정을 검증하였다. 측정 동일성 모형(모형 2)

과 각 측정 변인의 절편까지 동일화 제약을 가한 절편동일성 모형(모형 3) 간에 적합도를 비교하였다. 표 10에 나타난 것처럼, 모형 2와 모형 3의 χ^2 차이 값은 39.302, 자유도의 차이 값은 19로 유의도 수준 5%에서 통계적으로 유의한 차이를 보였으며, CFI 차이값, Δ TLI=-.006, 역시 약간 하락하며 절편동일성이 확보되지 않았다. 절편동일성이 확보되지 않음에 따라 남성과 여성의 차이가 큰 하위요인인 주도성에 대한 제약을 가하지 않고 부분절편동일성 검증을 실시하였다. 부분절편동일성 모형인 모형 4와 측정 동일성 모형 2의 χ^2 차이 검증을 실시한 결과, 표 9에 제시된 것처럼 χ^2 차이 값이 25.127, 자유도가 16으로 두 모형의 차이가 유의도 수준 5%에서 통계적으로 유의미하지 않았다. 또한, RMSEA와 TLI, CFI를 살펴보면, RMSEA와 TLI도 미비하지만 약간 상승하며 부분절편동일성이 확보되었다, Δ RMSEA=-.001,

표 10. 다집단(남·여) 측정불변성 단계별 검증 (N=404)

모형	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA(90% CI)	모형 비교	$\Delta\chi^2$	Δdf	p
1 형태동일성	616.037	290	.918	.903	.075 [.066, .083]				
2 측정동일성	613.911	304	.917	.906	.073 [.065, .081]	1vs2	17.874	14	.213
3 절편동일성	673.213	323	.911	.906	.073 [.065, .081]	2vs3	39.302	19	.000
4 부분절편동일성	659.038	320	.914	.908	.072 [.065, .080]	2vs4	25.127	16	.068
5 잠재평균차이	640.366	315	.918	.911	.072 [.064, .079]	4vs5	18.672	5	.002

표 11. 놀이성 하위 요인의 성별 잠재평균 차이 분석 (N=404)

놀이성 요인	여자	남자	p
재미신념	-.244	0	.034
주도성	-.232	0	.012
반응성	.071	0	.392
비억제성	.017	0	.857
즉흥성	-.086	0	.312

$\Delta TLI = .002$. 이는 남녀 두 집단에서 측정도구가 동일한 방식으로 측정되고 있으며 절편 역시 부분적으로 동일함을 나타낸다. 확보된 부분절편동일성을 바탕으로 척도의 잠재평균이 남녀 집단에 따라 다른지에 대한 잠재평균분석을 실시하였다. 잠재평균분석에서는 요인의 평균은 직접 추정이 불가능하며 한 집단(참조 집단)의 잠재평균을 0으로 고정한 상태에서 다른 집단의 잠재평균을 추정하는 것만 가능하다(Hong & Malik, 2003). 본 연구에서는 남학생 집단을 참조 집단으로 하여 잠재평균을 0으로 고정하고 여학생 집단의 잠재평균을 추정하였으며, 그 결과는 표 10에 제시하였다. 표 10에서와 같이, 모형 4와 모형 5의 χ^2 차이 값이 18.672, 자유도의 차이 값은 5로 유의도 수준 5%에서 통계적으로 유의한 차이를 보여 더 복잡한 모형인 잠재평균에 차이가 있으며, 5가지의 잠재변수 평균 중에 적어도 하나의 잠재평균은 집단 간에 통계적으로 다르다는 것을 의미한다. 잠재변수의 평균 추정치는 표 11에 제시하였다. 표 11에서 보듯이, 재미신념 요인과 주도성 요인에서 여자 집단의 평균이 남자집단에 비해 각각 .244, .232 만큼 작은 것으로 나타났다.

논 의

본 연구는 Shen 등(2014a)의 APTS를 한국어로 번안한 후, 대학생을 대상으로 요인구조와 신뢰도 및 타당도를 확인하여 국내 적용가능성을 탐색해 보았다. 본 연구의 결과 및 논의점은 다음과 같다.

첫째, K-APTS의 구인타당도를 확인한 결과, Shen 등(2014a)이 제시한 삼차 위계 요인구조가 국내에서도 적합한 것으로 확인되었다. 원척도와

동일하게, 19개의 문항은 ‘재미신념’, ‘주도성’, ‘반응성’, ‘비억제성’, ‘즉흥성’의 5개 일차요인으로 설명되며, 이 중 ‘재미신념’, ‘주도성’, ‘반응성’의 3개 요인은 ‘재미-추구(재미추구)’라는 위계적 이차 요인에 의해 설명되고, ‘재미추구’, ‘비억제성’, ‘즉흥성’의 3개의 이차요인은 ‘놀이성’이라는 위계적 삼차 요인에 의해 가장 잘 설명되었다. 다만 ‘성인놀이성’에 대한 세 가지 하위 잠재요인의 적재치는 다소 차이를 보였는데, ‘비억제성’이 .91로 가장 높게 적재되었고, ‘재미추구동기’는 .65, 그리고 ‘즉흥성’이 .58로 적재되었다. 이는 원척도(Shen 외, 2014a)의 적재치와 유사한 결과로서, ‘재미추구동기’는 일차요인인 ‘재미신념’, ‘주도성’, ‘반응성’에 의해 추출된 이차요인으로, 이차요인의 잔여변량으로 고차요인인 ‘성인놀이성’에 적재된 반면, ‘비억제성’은 관찰변인과 직접적인 관련성을 갖고 있는 일차요인으로서 일차요인의 잔여변량으로 고차요인인 ‘성인놀이성’에 적재되었기에 상당히 높게 적재된 것으로 보인다. 특별히 비억제성은 대부분의 성인놀이성 검사에 포함되어 있는 구인으로(Barnett, 1990, 2007; Glynn & Webster, 1993), K-APTS에서도 성인놀이성을 대표적으로 설명하는 구인으로 즉흥성보다 더 높은 적재치를 나타내었다. 한편, 이러한 삼차 위계구조는 K-APTS의 ‘일차원성’을 지지하는 결과이며, 모든 하위 척도들이 ‘놀이성’이라는 상위 요인에 의해 해석될 수 있음을 의미한다. 즉, K-APTS는 각 하위척도에 따라 개별적으로 채점하여 해석할 수도 있으며, 전체 척도를 ‘놀이성’ 점수 총합으로도 해석할 수도 있음을 의미한다. 이러한 위계 구조는 특별히 놀이성 척도들의 일차원성 해석에 중요한 시사점을 갖는다. 기존의 놀이성 척도들은

다면성을 지닌다고 보고하면서도, 각 하위척도들을 아우르는 상위 요인의 존재를 규명하지 않은 채 마치 일차성인 것 마냥 해석하는 오류를 범하고 있었는데(Brown, 2006), K-APTS는 총합 점수를 해석할 수 있는 경험적 기반을 제시하였는데 의의를 지닌다.

한편, 놀이성 하위 척도 간의 상관 패턴을 살펴보면, 일차요인을 구성하고 있는 5개의 요인들은 서로 구분되면서도 관련성이 있는 것으로 나타났다. 또한 이차요인에 해당하는 재미추구동기, 비억제성, 즉흥성도 역시 서로 구분되면서도 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이는 재미추구동기는 놀이를 이끄는 잠재적인 동기로서 작동하며, 비억제성은 자유롭게 사고할 수 있는 맥락을 제공하고, 즉흥성은 그 순간의 감에 따라 놀이를 하게 한다는 Shen 등(2014a)의 잠재네트워크(latent network) 개념을 지지하는 결과이다. 즉, 놀이성이 풍부한 사람은 위의 3개 요인이 모두 맞물려서 작동하며, 위의 3개의 요인 중 한두 가지를 가지고 있다고 해서 놀이성이 풍부한 사람이라고 할 수는 없다. 예를 들어, 재미를 좋아하는 사람이 반드시 놀이성이 풍부하지는 않으며, 놀이성이 없더라도 비억제적이거나 즉흥적인 사람도 있을 수 있다. 3개 요인 각각은 놀이성 개념화를 위한 필요조건일 수 있지만 충분조건이 될 수 없으며, 충분조건이 되려면 각 요인들이 맞물려 함께 작동해야 한다. 더불어, Shen 등(2014a)이 제시한 재미추구동기를 구성하는 3가지 하위 요인이 국내 연구에서도 지지되었다. 이는 ‘재미신념’, ‘주도성’, ‘반응성’ 3개 요인은 서로 밀접한 관련성을 지니면서 놀이성의 내적인 동기 측면을 설명하고 있음을 의미한다. 즉, 재미를 추구하는 동기가 강한 사람은 삶에서

재미를 중요한 덕목으로 큰 가치를 부여할 뿐 아니라 생활의 다양한 장면에서 재미를 이끌어내고 재미있는 자극에 반응하는 경향이 있다. 이상의 결과로 미루어볼 때, 잠재네트워크를 가정하여 만들어진 APTS의 삼차 위계구조는 국내에서도 높은 구인타당도를 가지며, 비교 문화 연구에도 활용될 수 있음을 시사한다.

둘째, K-APTS의 준거타당도를 확인하기 위해 놀이성 척도인 K-PSA와의 관련성을 알아본 결과, K-APTS의 총점 및 하위 요인들은 K-PSA와 높은 상관을 보이며 성인놀이성을 측정하는 타당한 도구임이 나타났다. 특별히 K-APTS의 ‘재미신념 동기’ 하위 요인은 ‘재미’에 초점을 두어 제작된 K-PSA와 높은 상관을 보였는데, 이는 ‘재미신념 동기’ 하위 요인이 ‘재미’와 관련된 구인을 측정함을 경험적으로 지지하는 결과이다. 또한, K-APTS의 신뢰도를 확인한 결과, 내적 일치도가 양호한 수준으로 나타나 전반적으로 신뢰로운 척도임이 확인되었다. 전체 문항 및 요인별 점수와의 내적일관성지수가 .58에서 .99로 문항 간 내적일관성이 높은 것으로 나타났다. 이는 Shen 등(2014a)에 의해 보고된 원 문항의 내적 일치도(.68~.87)와 대체로 유사한 결과이다. 다만, 재미신념 요인이 .58로 다소 낮게 나타나기는 했지만, 성격 검사에서는 .30~.70의 범위가 바람직하다는 Boyle, Stankov와 Cattell(1995)의 의견에 근거하여 수용할 만한 범위로 해석된다. 따라서 APTS는 문화의 차이에도 불구하고 보편적으로 측정할 수 있는 문항으로 구성되어 있음을 의미한다.

셋째, K-APTS와 K-BFI와의 상호관계성을 알아본 결과, K-APTS 총점은 BFI의 모든 하위 요인과 유의미한 상관을 나타내었다. 즉, 놀이성 총

점이 높을수록 개방성, 외향성, 친화성, 성실성이 모두 높으며, 신경증은 낮은 것으로 나타났다. 하위 요인에 따라 살펴보면, 개방성 성격특성은 K-APTS의 하위 요인들과 모두 유의미하게 정적 상관을 보이며 일관되게 놀이성과의 관련성을 보였다. 외향성 성격특성은 K-APTS의 재미추구동기와 비억제성 하위요인과 유의미한 정적인 상관을 보인 반면, 신경증 성격특성은 K-APTS의 재미추구동기 및 비억제성 하위 요인과 유의미한 부적인 상관을 보였다. 성실성 성격특성은 K-APTS의 재미추구동기와 유의미한 정적 상관을, 비억제성과는 미약한 정적 상관을 보였고, 친화성 성격특성은 K-APTS의 재미-추구와만 유의미한 정적인 상관을 보였다. 이는 선행연구(김경은, 2014; 한지현, 이진숙, 2015; Barnett, 2007; Mixter, 2009; Proyer, 2012)와 부분적으로 일치하는 결과로서, 기존의 성인놀이성 척도인 APS와 PSA의 개인차를 가장 크게 설명하는 성격특성도 외향성, 성실성, 개방성, 신경증이였다. 특히 외향성과 개방성은 성인놀이성과 정적인 관계성이 있는 성격특성으로, 신경증은 성인놀이성과 부적인 관계성이 있는 것으로 보고되었다. 다만 국외 연구에서는 외향성이 5가지 성격특성 중 가장 우선적으로 놀이성을 설명하는 요인으로 보고되었으나(Barnett, 2007; Mixter, 2009; Proyer, 2012) 국내 연구에서는 개방성 성격특성이 외향성보다는 성인놀이성과 더 높은 관계성을 보였다(김경은, 2014; 한지현, 이진숙, 2015). 또한, 성실성 성격특성과 놀이성과의 관계는 서로 다른 방향의 관계성이 보고되고 있는데, 국내 연구(김경은, 2014; 한지현, 이진숙, 2015)에서는 본 연구와 동일하게 성실성과 놀이성이 정적인 관계에 있는 것으로

보고된 반면, 국외 연구(Barnett, 2007; Mixter, 2009; Proyer, 2012)에서는 대부분 부적인 관계를 갖는 것으로 보고되었다. 물론 김경은(2014)의 연구에서도 놀이성의 하위요인 중 즉흥성 요인이 성실성과 유의미하게 부적 관계에 있는 것으로 보고되었고 본 연구에서도 즉흥성 하위요인은 유의미하지는 않지만 성실성과 부적 관계를 나타내었다. 하지만, 다른 하위 요인인 재미추구동기 및 비억제성은 성실성 성격특성과 유의미하게 정적 관계에 있는 것으로 나타난 반면, 국외 연구에서는 놀이성의 대부분의 하위 요인들과 성실성은 부적인 관계가 보고되고 있어서(Barnett, 2007; Glynn & Webster, 1993; Mixter, 2009; Proyer, 2012), 성실성과 놀이성 간의 문화차이에 대한 추후 탐색이 요구된다.

넷째, 척도의 구인이 성별의 차이 없이 동일한 구조를 보이는지 확인하기 위하여 다집단 CFA 동등성 검증을 실시한 결과, K-APTS는 형태동일성, 측정동일성, 부분절편동일성이 성립되었다. 이는 K-APTS가 남녀 두 집단에서 구인의 형태와 측정치가 동일한 방식으로 측정하고 있음을 의미하는 것이며, 절편 역시 부분적으로 동일한 방식으로 작동하고 있음을 의미한다. 이상에서 확보된 동등성을 바탕으로 잠재평균의 동등성을 확인한 결과, 5가지 하위 요인의 잠재 평균 중에서 재미신념과 주도성 요인에서 여자 집단의 평균이 남자 집단에 비해 유의미하게 낮은 것으로 나타났다. 재미신념과 주도성은 비교적 서로 상관이 높은 구인으로, 재미를 즐기는 인생의 태도를 기반으로 놀이에서의 재미있는 활동을 적극적으로 만들어내는 것을 의미한다. 특히 주도성 부분은 기존의 연구에서도 지속적으로 성차가 제기되었던

영역이다. 유아를 대상으로 성별에 따른 놀이성
 균의 차이에 대한 연구를 한 김영희(2002)에 의하
 면, 남아의 경우 주도활동 놀이군이 많았고 여아
 일수록 주도활동 놀이군에 포함될 가능성이 낮은
 것으로 보고되었다. 즉, 유아 때부터 남자는 여아
 보다 더욱 활동적이며 적극적이며 유머러스한 행
 동을 더 많이 주도하는 것으로 보고되었다. 이러
 한 놀이 주도성에서의 성차는 생물학적인 차이로
 인해 나타나기도 하지만 각 문화가 여성과 남성
 에게 부여한 서로 다른 성역할 정체감의 차이로
 인해 형성될 수도 있다(Unger, 1979). 최근의 젠
 더 연구에서 남성성 특성들을 주도성(agent)으로,
 여성성 특성을 친화성(communion)으로 부를 만큼
 (민경환, 2002; Baken, 1966; Helgeson, 1994), 남
 성적인 특성을 대표하는 특성으로 주도성이 연구
 되고 있다. 또한 국내 대학생들을 대상으로 한 연
 구에서도 주도성 관련 성역할에서 유의미한 성차
 가 보고되었으며(김성희, 2009), 정체감 하위 요소
 인 주도성 영역에서 남학생들은 여학생들보다 더
 높은 점수를 받았다(박아청, 2004; 이역범, 2007;
 황매향, 임효진, 임지숙, 손보영, 2012). 이러한 결
 과들은 표면적으로는 놀이성과 정체감이라는 서
 로 다른 측면들을 측정하고 있는 것처럼 보이지
 만, 이면에 잠재되어 있는 '주도성'의 성차는 유사
 한 패턴으로 나타나고 있다. 이는 놀이성과 정체
 감 모두 자기보고식 척도라는 측면에서 '주도성'과
 관련된 자기 보고에서의 성역할 고정관념의 영향
 을 완전히 배제할 수는 없을 것으로 보인다. 이와
 관련하여 앞으로 성차가 놀이성의 발달 및 표현
 에 어떻게 영향을 미치는지에 대한 심층적인 추
 가 탐색이 요구된다. 특별히 최근에 성인놀이성의
 개인차를 성격특성 및 성차와 관련지어 탐색한

연구들이 발표되는데(Barnett, 2007, 2011; Proyer,
 2012), 예를 들어 Barnett(2011)는 PSYA로 측정
 한 놀이성의 하위 요인이 성별에 따라 서로 다른
 성격특성과 관련되어 서로 다른 놀이활동으로 표
 현될 수 있음을 주목하였다. 즉, 놀이성의 비역제
 성 점수가 높은 남성은 개방적 성격특성과 높은
 상관을 보이는 반면, 비역제성 점수가 높은 여성
 은 외향적 성격특성과 높은 상관을 보이기에 동
 일하게 비역제성 점수가 높더라도 성에 따라서
 서로 다른 방식으로 놀이성이 표현될 수 있음을
 주목하였다. 이렇게 성인놀이성에서 성차와 관련
 된 추후 탐색이 국내 연구에서도 지속적으로 요
 구된다.

본 연구는 기존 놀이성 척도의 개념적, 측정적
 한계를 보완할 수 있는 척도인 APTS를 국내
 에서도 적용할 수 있게 타당화 작업을 했다는 데
 의의가 있다. 또한 성별에 따른 구인의 안정성을
 확인하여 안정된 K-APTS를 확보했다는 데 의의
 가 있다.

그러나 본 연구의 제한점과 추후 연구를 위한
 제안한다면 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 대학
 학생 집단으로 이루어진 결과로서, 성인 전체 집
 단으로 일반화하는 데 한계가 있다. 이에 직장인,
 부모, 유아교사 등 다른 성인 집단을 대상으로 한
 구인 검증이 요구되며, 연령, 지역 등 사회, 인구
 학적 변인에 따라 다양한 집단에서의 타당화가
 필요할 것이다. 둘째, K-APTS의 요인결정 과정
 에서 원저자의 이론적 배경과 일치한 5요인 구조
 를 결정하였으나, 5번째 요인은 2개의 문항으로
 구성되어 있어서 통계적인 분석 시에 여러 문제
 가 야기될 수 있고 해석 시 주의를 요한다는 제한
 점이 있다. 이에 추후 연구에서는 원저자와 의논
 하여 5번째

요인에 문항을 추가하는 방안을 제안한다. 셋째, K-APTS의 신뢰도 검증에서 내적합치도만을 고려하였으나 추후 연구에서는 검사-재검사 신뢰도의 검증 과정을 거쳐 척도의 안정성을 확보할 필요가 있겠다. 넷째, 본 연구에서는 K-APTS의 구인 및 잠재평균에서의 성차를 살펴보았지만, 추후 연구에서는 성차 및 성격유형의 차이가 어떻게 성인놀이성을 다르게 발달시키는지에 대한 후속 연구가 이루어지기를 제안한다.

참 고 문 헌

- 김정은 (2014). 예비유아교사의 성격 5요인 및 놀이성과 창의성 간의 관계. *인간발달연구*, 21(1), 1-17.
- 김근희 (2005). 유아의 놀이성과 또래 유능성과의 관계. 숙명여자대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 김성희 (2009). 성 역할 특성으로서의 주도성, 친화성, 경직된 주도성, 경직된 친화성과 심리적 적응. 서울대학교 석사학위 청구논문.
- 김수영 (2016). 구조방정식 모형의 기본과 확장: Mplus 예제를 중심으로. 서울: 학지사.
- 김아영, 차정은, 이채희, 주지은, 임은영 (2016). 혼자 쓰는 연구 논문. 서울: 학지사.
- 김영희 (2002). 놀이를 잘 하는 아동의 특성에 대한 연구. *놀이치료연구*, 6(1), 3-15.
- 김지현, 김복환, 하문선 (2011). 간편형 한국어 BFI(Big Five Inventory) 타당화 연구. *인간이해*, 32(1), 47-65.
- 김지혜, 김광웅 (2004). 유아의 놀이성과 정서능력과의 관계. *놀이치료연구*, 9(1), 91-105.
- 민경환 (2002). 성격심리학. 서울: 법문사.
- 박아청 (2004). 청년기 자아정체감의 발달단계의 특성분석. *교육심리연구*, 18(1), 301-312.
- 박현숙, 김광웅 (2004). 유아기 자녀를 둔 어머니의 놀이성과 부모효능감 및 양육스트레스에 관한 연구. *한국놀이치료학회지*, 7(1), 13-24.
- 양은실 (1998). 놀이치료사의 놀이성과 경력, 태도, 지식, 기술과의 관계. *놀이치료연구*, 1(1), 47-58.
- 오혜주, 유미숙, 조유진 (2010). 어머니의 놀이성 평가척도 개발을 위한 예비연구: 만 3~8세 아동 어머니를 대상으로. *인간발달*, 17(1), 349-362.
- 이억범 (2007). 대학생의 배경변인에 따른 자아정체감 내적통제성 진로결정수준 간의 관계 분석. *한영논총*, 11, 237-260.
- 이훈, 조희범, 이영진 (2010). 성인의 놀이성 지표개발. *관광학연구*, 34(9), 165-188.
- 장영숙, 조혜정 (2006). 부모의 양육태도와 유아의 놀이성과의 관계. *유아교육학회지*, 10(1), 251-268.
- 한지현, 이진숙 (2015). 어머니의 5요인 성격특성과 놀이성이 양육행동에 미치는 영향. *아동학회지*, 36(5), 173-188.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *한국심리학회지: 임상*, 19(1), 161-177.
- 황매향, 임효진, 임지숙, 손보영 (2012). 자아정체감 수준에 따른 대학생 집단의 유형과 관련요인 분석. *아시아교육연구*, 13(3), 115-142.
- Ablon, S. L. (2001). Continuities of tongues: A developmental perspective on the role of play in child and adult psychoanalytic process. *Journal of Clinical Psychoanalysis*, 10(3), 354-365.
- Bakhtin, M. M. (1966). *The duality of human existence: Isolation and communion in Western man*. Boston: Beacon.
- Barnett, L. A. (1990). Playfulness: Definition, design, and measurement. *Play and Culture*, 3(4), 319-336.
- Barnett, L. A. (1991). The playful child: Measurement of a disposition to play. *Play and Culture*, 4(6), 51-74.
- Barnett, L. A. (2007). The nature of playfulness in young adults. *Personality & Individual Differences*, 43(4), 949-958.
- Barnett, L. A. (2011). How do playful people play?:

- Gendered and racial leisure perspectives, motives, and preference of college students. *Leisure Science*, 33(5), 382-401.
- Barnett, L. A., & Kleiber, D. A. (1982). Concomitants of playfulness in early childhood: Cognitive abilities and gender. *Journal of Genetic Psychology*, 141(1), 115-127.
- Barnett, L. A., & Kleiber, D. A. (1984). Playfulness and the early play environment. *Journal of Genetic Psychology*, 144(2), 153-164.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.
- Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research*, 16(1), 78-117.
- Bentler, P. M., & Yuan, K. H. (1999). Structural equation modeling with small samples: Test statistics. *Multivariate Behavioral Research*, 34(2), 181-197.
- Bowman, J. R. (1987). Making work play. In G. A. Fine (Ed.), *Meaningful play; playful meanings* (pp. 61 - 71). IL: Human Kinetics.
- Boyle, G. J., Stankov, L., & Cattell, R. B. (1995). Measurement and statistical models in the study of personality and intelligence. In D. H. Saklofske & M. Zeidner (Eds.), *International handbook of personality and intelligence* (pp. 417-446). New York: Plenum.
- Bozionelos, N., & Bozionelos, G. (1999). Playfulness: Its relationship with instrumental and expressive traits. *Personality and Individual Differences*, 26(4), 749-760.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford.
- Brown, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Ling (Eds.), *Testing structural equating models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Bundy, A. C. (1997). Play and playfulness: What to look for. In L. D. Parham & L. S. Fazio (Eds.), *Play in occupational Therapy for children* (pp. 56-62). St. Louis: Mosby.
- Caspi, A., Roberts, B. W., & Shiner, R. L. (2005). Personality development: Stability and change. *Annual Review of Psychology*, 56, 453-484.
- Cervone, D., & Shoda, Y. (1999). Beyond traits in the study of personality coherence. *Current Directions in Psychological Science*, 8(1), 27-32.
- Costa, P. T., Jr., & McCrae, R. R. (1992). *Revised NEO Personality Inventory (NEO PI-R) and NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI) Professional Manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Csikszentmihalyi, M. (1990). *Flow: The psychology of optimal experience*. NY: Harper & Row.
- Diener, E., Sandvik, E., Pavot, W., & Fujita, F. (1992). Extraversion and subjective well-being in a U.S. national probability sample. *Journal of Research in Personality*, 26(3), 205-215.
- Erikson, E. H. (1977). *Toys and reason*. New York: Norton.
- Fix, G. A. (2003). *The psychometric properties of Playfulness Scales with adolescents* (Unpublished doctoral dissertation). University of Fairleigh Dickinson, USA.
- Fredrickson, B. L. (1998). What good are positive emotions? *Review of General Psychology*, 2(3), 300 - 319.
- Glynn, M. A., & Webster, J. (1992). The adult playfulness scale: An initial assessment. *Psychological Reports*, 71(1), 83-103.
- Glynn, M. A., & Webster, J. (1993). Refining the nomological net of the Adult Playfulness Scale: Personality, motivational and attitudinal correlates for highly intelligent adults. *Psychological*

- Reports*, 72(3), 1023-1026.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor Analysis* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Guitard, P., Ferland, F., & Dutil E. (2005). Toward a better understanding of playfulness in adult. *Occupational Therapy Journal of Research*, 23(1), 9-22.
- Helgeson, V. S. (1994). Relation of agency and communion to well-being: Evidence and potential explanation. *Psychological Bulletin*, 116(3), 412-428.
- Hong, S., & Malik, M. L. (2003). Testing configural, metric, scalar and latent mean invariance across genders in sociotropy and autonomy using a non-western sample. *Education and Psychological Measurement*, 63(4), 636-654.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Huizinga, J. (1955). *Homo ludens: A study of the play element in culture*. New York: Routledge & Kegan Paul.
- John, O. P., & Srivastava, S. (1999). The Big Five trait taxonomy: History, measurement and Theoretical Perspectives. In L. A. Pervin & O. P. John (Eds.), *Handbook of personality: Theory and research* (pp. 102-138). New York: Guilford.
- Kirkcaldy, B. D. (1990). Gender and personality determinants of recreational interests. *Studia Psychologica*, 32(1), 115-127.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Krueger, A. (1995). The Adult Playfulness Scale: A review. *Psychology*, 32(2), 36-38.
- Lauer, J. C., & Lauer, R. H. (2002). *The Play Solution: How to Put the Fun and Excitement Back into Your Relationship*. Chicago, IL: Contemporary Books.
- Lewinsohn, P. M. (1974). A behavioral approach to depression. In R. J. Friedman & M. M. Katz (Eds.), *The psychology of depression: Contemporary theory and research* (pp. 150-180). New York: Wiley.
- Lieberman, J. N. (1965). Playfulness and divergent thinking ability: An investigation of their relationship at the kindergarten level. *Journal of Genetic Psychology*, 107(2), 219-224.
- Lieberman, J. N. (1977). *Playfulness: Its relationship to imagination and creativity*. New York: Academic Press.
- Lodi-Smith, J. L., & Roberts, B. W. (2007). Social investment and personality: A meta analysis of the relationship of personality traits to investment in work, family, religion, and volunteerism. *Personality and Social Psychology Review*, 11(1), 68-86.
- Magnuson, C. D. (2011). *The playful advantage: How playfulness enhances coping with stress* (Unpublished master's thesis). University of Illinois. Urbana-Champaign.
- Martocchio, J. J., & Webster, J. (1992). Effects of feedback and cognitive playfulness on performance in microcomputer software training. *Personnel Psychology*, 45(3), 553-578.
- Maxwell, S., Reed, G., Saker, J., & Story, V. (2005). The two faces of playfulness: A new tool to select potential successful sales reps. *Journal of Personal Selling and Sales Management*, 25(3), 215-229.
- Millar, S. (1974). *The psychology of play*. New York: Aronson.
- Mischel, W., & Shoda, Y. (1995). A cognitive-affective system theory of personality: Reconceptualizing situations, dispositions, dynamics, and invariance in personality structure.

- Psychological Review*, 102(2), 246-268.
- Mixter, A. (2009). *An exploration of adult playfulness in relationship to personality: a correlational study* (Unpublished doctoral dissertation). Institute of Transpersonal Psychology, USA.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2016). *Mplus users guide* (7.4th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Olsen, E. T. (1981). *An exploratory study of adult playfulness and some personality correlates* (Unpublished doctoral dissertation). Michigan State University, USA.
- Piaget, J. (1951). *Play, dreams and imitation in childhood*. London: Routledge & Kegan Paul Ltd.
- Proyer, R. T. (2012). Examining playfulness in adults: Testing its correlates with personality, positive psychological functioning, goal aspirations, and multi-methodically assessed ingenuity. *Psychological Test and Assessment Modeling*, 5(2), 103-127.
- Proyer, R. T., Ruch, W., & Chen, G. (2012). Positive psychology and the fear of being laughed at: Gelotophobia and its relations to orientations to happiness and life satisfaction in Austria, China, and Switzerland. *Humor: International Journal of Humor Research*, 23(1), 23-40.
- Schaefer, C. E. (1993). *The therapeutic powers of play*. Northvale, NJ: Jason Aronson.
- Schaefer, C., & Greenberg, R. (1997). Measurement of playfulness: A neglected therapist variable. *International Journal of Play Therapy*, 6(2), 21-31.
- Seligman, M. E. P., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, 55(1), 5 - 14.
- Shen, X., Chick, G., & Zinn, H. (2014a). Playfulness in adulthood as a personality trait: A reconceptualization and a new measurement. *Journal of Leisure Research*, 46(1), 58-83.
- Shen, X., Chick, G., & Zinn, H. (2014b). Validating the Adult Playfulness Trait Scale (APTS): An Examination of Personality, Behavior, Attitude, and Perception in the Nomological Network of Playfulness. *American Journal of Play*, 6(3), 345-369.
- Solnit A. J. (1998). Beyond play and playfulness. *Psychoanalytic Study of the Child*, 53(1), 102 - 110.
- Steel, P., Schmidt, J., & Shultz, J. (2008). Refining the relationship between personality and subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 134(1), 138-161.
- Steiger, J. M., & Lind, J. C. (1980, May). *Statistically-based tests for the number of common factors*. Paper presented at the annual Spring meeting of the Psychometric Society, Iowa City.
- Sutton-Smith, B. (1976). Current research and therapy on play, games and sports. In T. T. Craig (Ed.), *The Humanistic and Mental Health Aspect of Sports, Exercise and Recreation* (pp. 1-5). Chicago: American Medical Association.
- Tegano, D. W. (1990). Relationship of tolerance ambiguity and playfulness to creativity. *Psychological Reports*, 66(3), 291-300.
- Terr, L. (1999). *Beyond love and work: Why adults need to play*. New York, NY: Touchstone.
- Unger, R. K. (1979). Toward a redefinition of sex and gender. *American Psychologist*, 34(11), 1085-1094.

원고접수일: 2017년 11월 2일

논문심사일: 2017년 11월 13일

게재결정일: 2018년 3월 23일

한국심리학회지: 건강
The Korean Journal of Health Psychology
2018. Vol. 23, No. 2, 397 - 425

A Validation Study of the Korean Version of the Adult Playfulness Trait Scale(K-APTS)

Soon Hang Lee Hee Yeon Yi Mi Ra Chung
Ewha Womans University Sesalmaul Research Center Gachon Univertiy

There is a lack of playfulness scales for adult with evidence of validity and reliability in Korea. This study investigated the psychometric properties of the Korean version of the Adult Playfulness Trait Scale(K-APTS; Shen, Chick, & Zinn, 2014a), a new measurement of playfulness that assesses an individual's disposition for uninhibitedness and spontaneous fun. A total of 540 college students participated in the survey. Confirmative factor analyses(CFA) and multiple-group CFA in M-plus 7.4, was used for the verification of construct validity, the Pearson correlation coefficients in SPSS 23.0 was used for the verification of criteria validity and Cronbach's α in SPSS 23.0 was used for the verification of reliability. The three-level construct of K-APTS was confirmed. The 19 items of K-APTS were explained by five clearly interpretable factors: fun belief, initiative, reactivity, fun belief, initiative, and reactivity. High-order factor analyses confirmed the underlying hierarchical model of K-APTS that comprises three additional sub-dimensions: fun-seeking motivation, uninhibitedness, and spontaneity, wherein fun-seeking motivation includes three sub-dimensions: fun belief, initiative, and reactivity. In third order model, one overarching construct supports the interpretation of a general "playfulness" factor underlying all subscales. Evidence of criteria validity was obtained from correlations of the K-APTS with the K-PSA. The three-level construct of K-APTS demonstrated good internal consistency. Greater playfulness in the K-APTS was associated positively with extraversion, openness to new experiences, agreeability, conscientiousness, it was negatively associated with neuroticism in K-BFI. The multi-group CFA was conducted to compare male and female samples. Given the configural invariance, the metric invariance and partial scalar invariance were held across multiple groups. The latent mean analysis examined whether the mean level of latent construct was invariant across groups. Females showed a statistically lower mean than males in the initiative(I) factor in the K-APTS.

Keywords: Adult Playfulness, Adult Playfulness Trait Scale, Playfulness, Validation, Multi-group CFA