

Development and Validation of the Clinical Version of the Gambling Related Cognitions Scale-12 in a Korean Clinical Sample

Young-Min Chun¹ Jeong-Im Lee^{2†} Eun-Kyeong Park³

¹Korea Center on Gambling Problems, Seoul; ²Department of Psychology, Korea University, Seoul;

³Department of Social Welfare, Ewha Womans University, Seoul, Korea

The purpose of this study is to construct the clinical version of the Gambling Related Cognition Scale (GRCS-12), which is based on Gambling Related Cognitions Scale (GRCS) and confirm its optimal validity for Korean clinical sample. A total of 2,420 problem/pathological gamblers (male 97.1%) seeking treatment for gambling disorder completed the GRCS. They were randomly divided into two groups. Item analysis and explanatory factor analysis (EFA) were performed on the data of group 1 (1,237) to construct GRCS-12 and confirmatory factor analysis (CFA) was performed on the data of group 2 (1,183) and the validity of GRCS-12 was confirmed. Based on the results of item analysis and EFA on the data of group 1, GRCS-12 consisting of four factors (prediction/interpretation, gambling-related expectancies, illusion of control, and perceived inability to stop gambling) and twelve items was constructed for group 1. The four factors accounted for 67.06% of the total variance. Reliability and validity were confirmed using group 2. The CFA results indicated that the four factors had internal consistency ranging from 0.68 to 0.72, while the reliability of all twelve items was 0.80. Thus, GRCS-12 showed good convergent validity, discriminant validity, criterion-related and predictive validity, and sensitivity to change. The implications and limitations of the present study along with suggestions for future research have also been discussed.

Keywords: gambling cognition, gambling related cognitions scale-12, clinical sample, validity

도박과 관련된 인지(이하 도박인지)는 문제성 도박(problem gambling)의 발생 및 유지와 관련되어 있다(for reviews & researches, see Blaszczynski & Nower, 2002; Fortune & Goodie, 2012; Goodie & Fortune, 2013; Raylu & Oei, 2004c; Xian et al., 2008). 도박인지의 역할은 많은 주목을 받고 있다(Sharpe, 2002; Toneatto, Blitz-Miller, Calderwood, Dragonetti, & Tsanos, 1997). 예를 들어 문제성 도박자들은 비문제성 도박자들보다 역기능적인 도박인지를 보일 가능성이 더 높은 것으로 나타났다(Raylu & Oei, 2002; Toneatto et al., 1997). 도박하는 동안 생각을 말로 표현하는 방법을 사용하였을 때 도박자가 보고한 말의 70%에 인지도류가 있었다

(Gaborouy & Ladouceur, 1989). 더구나 과도하게 도박하는 사람들의 습관에 관한 연구에 의하면 도박자들은 복권, 룰렛, 블랙잭 등을 할 동안 도박결과를 예측할 때 비도박자들보다 더 비합리적인 것으로 나타났다(Toneatto et al., 1997). 다른 연구에서도 도박인지는 도박의 심각도와 유의미한 상관성이 있는 것으로 확인되었다(Goodie & Fortune, 2013).

도박인지가 문제성 도박의 중요한 구성 요소이기 때문에 예방 프로그램을 계획하고 치료 내용을 내담자에게 맞추어 구성할 때 역기능적 도박인지를 다루고 수정하기 위해서는 도박인지의 도박 문제 발생 및 유지에 미치는 역할을 이해하는 것이 필요하다(Arcan & Karanci, 2015). 또한 도박문제가 있는 내담자를 치료할 때 도박인지 왜곡에 대한 평가의 중요성을 지지하는 연구도 있다(Ladouceur et al., 2001; Toneatto & Gunaratne, 2009). 도박관련 인지 왜곡에 대한 정확한 평가가 중요한 이유는 치료요소로서 인지재구성이 문제성 도박행동을 감소시키는 데 역할을 하는 것으로 밝혀

†Correspondence to Jeong-Im Lee, Department of Psychology, Korea University, 145 Anam-ro, Seongbuk-gu, Seoul, Korea; E-mail: ji.joanna.lee@gmail.com

This research was supported by Korea Center on Gambling Problems (KCGP) grant.

Received Aug 28, 2017; Revised Dec 28, 2017; Accepted Dec 28, 2017

졌기 때문이다(Ladouceur et al., 2001; Whelan, Steenbergh, & Meyers, 2007). Toneatto와 Gunaratne(2009)는 인지왜곡의 전반적인 감소가 치료효과에 대한 중요한 지표임을 밝혔다. 문제성 도박 임상군의 치료에 도박인지의 역할이 중요하다는 이러한 연구들은 도박치료센터를 찾는 임상표본을 대상으로 타당화된 도박인지척도의 필요성을 나타내주고 있다(Winfree, Ginley, Whelan, & Meyers, 2015).

Raylu와 Oei(2004)는 도박문제에 발전될 위험성이 있는 지역사회 일반인들의 도박인지를 측정하여 선별해내기 위해 도박인지척도(Gambling Related Cognitions Scale, GRCS)를 개발하고 그 타당도를 검증하였다. 이 연구 참여자들은 자율적으로 참여한 일반인으로 4.5%만이 병적 도박자이고 33.1%는 문제성 도박자였으며 대부분(62.4%)은 아무런 도박문제도 없었다. GRCS는 5개 요인으로 구성되어 있다. 물질남용 문헌을 참고하여 만든 두 개 요인은 '도박중단무능' 인지('perceived inability to stop gambling' cognition, GRCS-IS)와 '도박기대' 인지('gambling expectancy' cognition, GRCS-GE)이다. 도박중단무능(GRCS-IS)은 도박행동에 대한 통제무능이나 조절장애를 반영하는 문항(예, '나는 도박을 중간에 멈출 수 있을 만큼 의지가 강하지 못하다')으로 구성되어 있고, 도박기대(GRCS-GE)는 도박에 거는 희망을 나타내는 문항(예, '도박은 미래를 더 밝게 만든다')으로 구성되어 있다. 세 가지 요인은 '해석편향'(interpretative control/bias; GRCS-IB), '통제착각'(illusion of control; GRCS-IC)과 '예측통제'(predictive control; GRCS-PC) 인지로서, 각 요인이 측정하는 것은 도박결과에 대한 재구성(예, '도박을 또 하게 되는 이유는 도박에서 이기는 것이 나의 기술과 능력 때문이라는 생각이 들기 때문이기도 하다'), 도박승리를 위한 미신적 행위에 대한 일반적 믿음(예, '나는 딸 가능성을 높이기 위해 특정한 행운의 물건을 가지고 도박을 한다'), 그리고 도박승리에 대한 근거 없는 통제 신념(예, '난 나의 승리를 약간은 예측할 수 있다')이다. 이 세 가지 도박인지는 Toneatto 등(1997)과 Toneatto(1999)의 연구에서 규정한 유형을 따른 것이다. Raylu 등의 일반인을 표본으로 한 원형척도 개발 연구에서 요인 간 상관을 허용하는 5요인 모형은 적합하지 않았으며, '도박인지'라는 고차요인(higher-order)을 설정한 5요인 고차모형이 적합한 것으로 나타났다. 또한 도박문제심각도(South Oaks Gambling Screen, SOGS; Lesieur & Blume, 1987)를 통제착각 이외의 4개 요인(예측통제, 도박기대, 해석편향, 도박중단무능)이 유의미하게 예측하는 것으로 나타났다. GRCS(Raylu & Oei, 2004a)의 심리측정학적 속성은 방법 영역에서 자세히 다룰 것이다.

GRCS를 프랑스어판(Grall-Bronnec et al., 2012), 이탈리아어판(Iliceto et al., 2015)으로 개발되었고 비서구권에서는 중국어판

(Oei, Lin, & Raylu, 2007), 일본어판(Yokomitsu, Takahashi, Kanazawa, & Sakano, 2015), 터키어판(Arcan & Karanci, 2015)으로 번안한 타당화 연구들이 발표되었다. 모든 연구에서 원형척도와 다소 다른 요인구조를 확인하였다. 프랑스어판 GRCS에 대한 연구에서는 확인적 요인분석을 통해 5요인구조가 확인되었지만 5개 문항(4, 9, 11, 14, 22)은 원래의 요인과는 다른 요인과 더 높은 상관을 보였다. 터키어판 척도에서는 23문항 중 2문항(3번, 19번)이 .30 미만의 요인부하량을 보여 제거하고 21문항에 대한 확인적 요인분석을 하였다. 그 결과 원형척도 연구결과와는 달리 '도박인지' 고차요인을 설정한 5요인 고차모형과 요인 간 상관만을 허용하는 5요인 모형 모두 적합한 것으로 확인되었다. 이탈리아어판 연구에서도 원형척도 연구결과와는 달리 5요인 고차모형과 5요인 모형 모두 적합한 것으로 나타났다. 일본어판 척도에서는 원형척도 결과와 일치되게 '도박인지'를 고차요인으로 설정한 5요인 고차모형이 적합한 것으로 나타났다. 그러나 여전히 요인 간 상관의 .53 이상으로 매우 높은 문제점이 있었는데 특히, 해석편향 요인이 예측통제 요인 및 도박기대 요인과 .76, 예측통제는 통제착각과 .73의 높은 상관을 보였다. 중국어판 척도에서는 원형척도 연구와는 달리 5요인 고차모형 뿐만 아니라 5요인 모형도 적합한 것으로 나타났고 요인 간 상관의 .62 이상으로 높았고 특히, 해석편향 요인이 예측통제 및 통제착각 요인과 높은 상관(각각 .78, .72)을 보였고, 통제착각 요인은 예측통제 및 도박중단무능 요인과 높은 상관(각각 .76, .70)을 보였다. 일반인을 대상으로 한 위 연구들의 공통점은 요인 간 상관의 .50 이상으로 매우 높았고 특히 예측통제와 해석편향 요인의 상관의 일관성 있게 가장 높았다는 점이다. 임상장면에서 요인해석이 용이할 수 있도록 요인 간 구성개념이 비교적 독립적인 요인구조에 대한 탐색이 필요하다.

청소년을 대상으로 한 타당화 연구결과도 위와 유사한 요인구조와 문제점을 나타냈다. 즉, 이탈리아 일반 청소년 표본을 대상으로 한 연구(Donati, Ancona, Chiesi, & Primi, 2015)에서도 5요인 모형과 5요인 고차모형 모두 적합한 것으로 나타났으며, SOGS로 측정된 도박문제심각도를 3개 요인(도박기대, 해석편향 및 도박중단무능)이 유의미하게 예측해주는 것으로 나타났다. 그러나 문제도박자(problem gambler)가 11.6%가 포함된 일반 청소년 대상의 또 다른 연구(Taylor, Parker, Keefer, Kloosterman, & Summerfeldt, 2013)에서는 5요인 모형과 5요인 고차모형의 적합도 지수 모두 양호한 수준은 되지 못했으며($CFI = .90-.91$; $RMSEA = .097-.099$), 특히 일반 청소년 표본 중에서 치료를 필요로 하는 문제도박자들만을 대상으로 분석하였을 때에는 두 모형의 적합도 지수가 더 나빠졌다($CFI = .83-.84$; $RMSEA = .109-.114$). 또한 요인 간 상관도 성인연

구결과보다 더 높은 .80 이상이었다. 이들의 연구에서도 5개 도박인지 요인 중 3개 요인(도박중단무능, 통제착각, 도박기대)만 도박문제 심각도를 유의미하게 예측해주는 것으로 나타났다.

위 연구들은 기본적으로 지역사회 일반인들로 구성된 비임상표본을 대상으로 이루어졌다. 도박치료센터를 찾은 임상표본을 대상으로 요인구조를 확인한 최근 연구(Smith, Woodman, Drummond, & Battersby, 2016)에서는 5요인 구조가 자료에 부합되지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Taylor 등(2013)의 문제도박 청소년 표본에 대한 연구결과와도 일치한다. 그리고 이전 연구들과 동일하게 임상표본을 대상으로 한 이들의 연구에서도 요인 간 상관이 지나치게 높았다. 즉, 예측통제 요인과 해석편향 요인 간에 상관이 .96으로 매우 높았고, 통제착각은 해석편향과 .80 예측통제와 .90의 높은 상관을 보였다. 특히 연구자들은 해석편향과 예측통제 요인 간에 높은 공선성(collinearity) 문제가 있어 해석편향과 예측통제 요인은 경험적 관점에서 중복되는 측면이 있다고 지적하였다. 한국어로 변안한 GRCS에 대하여 Chun, Kim과 Hong(2012)이 도박치료프로그램에 참여한 임상표본(문제성 도박 149명)을 대상으로 탐색적 요인분석을 실시한 결과에서도, 원형척도의 5요인이 추출되지 않았다. 해석편향, 통제착각, 예측통제 문항들이 원형척도와는 다르게 혼재되는 문제가 있었다. 임상표본에 적용한 연구결과(Oei & Raylu, 2015)도 일반인 대상의 연구결과들과(Arcan et al., 2015; Iliceto et al., 2015; Oei et al., 2007; Raylu et al., 2004a)과는 달리 도박문제심각도를 유의미하게 예측해주는 하위 요인은 도박중단무능 요인이 유일하였다. 더구나 일반인 대상의 원형척도 연구(Raylu et al., 2004a)에서는 예측통제 외의 4개 요인이 유의미한 예측요인이었고 통제착각의 표준화계수가 음수(-)였지만 동일한 연구자에 의한 임상표본 연구(Oet et al., 2015)에서는 PGSI를 종속변수로 했을 때 한 개 요인(도박중단무능)만 유의미한 예측요인이었고 SOGS를 종속변수로 회귀분석을 하였을 때에는 유의미하게 예측해주는 하위요인이 없었다. 이는 일반인을 대상으로 추출된 문항과 요인구조를 임상표본으로 일반화하는 데에는 한계가 있음을 시사한다. 또한 요인 간 상관도 .39 이상으로 높았는데 특히, 예측통제와 해석편향의 상관이 .71로 매우 높았고, 통제착각은 예측통제 및 해석편향과 높은 상관(각각 .64, .62)을 보였다. 이와 같은 결과들은 GRCS의 요인구조에 대한 타당화를 다양한 집단을 대상으로 이루어질 필요가 있으며 특히 임상표본을 대상으로 한 요인구조에 대한 탐색이 필요함을 시사한다. 도박관련 인지왜곡에 대한 평가척도가 문제성 도박 환자들의 치료계획 수립과 치료효과 평가에 유용하게 사용할 수 있는 도구이지만 정작 임상표본을 대상으로 한 타당화 연구는 부족하다.

중독 영역에서 치료를 위한 평가는 포괄적으로 이루어져야 하기 때문에 많은 척도들이 함께 사용되고 있다. 그러나 너무 많은 문항으로 인한 피검사자들의 피로도와 답변의 불성실 문제 때문에 단축형 척도의 필요성이 증가하고 있다. GRCS의 23문항이 많지 않으나 다른 척도들과 함께 종합 검사바테리를 구성하여 사용해야 하는 임상장면에서는 문항의 수를 최소화한 척도개발의 필요성이 더욱 크다.

본 연구의 목적은 도박치료를 받는 내담자들의 치료계획 수립과 치료효과를 평가하는 데 도움을 주기 위해 문제성 도박 임상표본을 대상으로 임상적 요인해석의 용이성이 높은 임상용 GRCS의 요인구조를 탐색하고 그 신뢰도와 타당도를 검증하는 것이다.

방 법

연구대상

2015년 1월부터 12월까지 도박문제로 치료센터를 찾은 내담자로서 자발적으로 정구치료와 연구에 서면으로 동의한 2,945명 전체를 연구대상으로 하였다. 전체 표본을 무선으로 두 표본으로 나누었는데, 전체 2,945명 중 2,420명이 질문지에 응답하였고, 그 중 임상표본 1은 1,237명이었고 임상표본 2는 1,183명이었다.

본 연구는 임상표본의 도박인지에 초점을 맞추고 있으므로 원형척도(Raylu & Oei, 2004a)의 문항만을 사용하였다. 원형척도의 문항에서 임상용 GRCS의 문항과 요인구조를 추출하는 데 이용되는 임상표본 1의 평균 연령은 34.26($SD=10.61$, 범위=14-79)이었고 남성이 97.1%였다. 이들의 학력은 대졸 이상이 65.1%, 고졸 32%, 중졸 이하 2.9%였다. 결혼상태는 기혼이 40.4% 미혼이 53.4% 이혼 및 별거가 4.7%였다. 직업상태는 63.9%가 전일제로 근무하고 있으며 무직은 17%였다. 임상표본 1을 대상으로 추출된 임상용 GRCS의 요인구조를 다시 확인하고 그 신뢰도와 타당도를 검증하는 데 이용되는 임상표본 2의 평균 연령은 34.97($SD=10.41$, 범위=16-77)이었고 남성이 97.1%였다. 이들의 학력은 대졸 이상이 64.6%, 고졸 31.3%, 중졸 이하 4.9%였다. 결혼상태는 기혼이 42.2% 미혼이 49.9% 이혼 및 별거가 5.6%였다. 직업상태는 64.8%가 전일제로 근무하고 있으며 무직은 16.1%였다.

Ferris와 Wynne(2001)이 개발한 문제도박척도(Problem Gambling Severity Index, PGSI)를 Lee(2009)가 한글로 변안하여 타당화한 척도의 분류 기준으로 보면 8점 이상이 가장 심각한 문제성 도박(혹은 병적도박)이고 3-7점이 중위험 도박(혹은 문제도박)으로서 본 연구 대상자들은 모두 중위험 이상의 치료가 시급한 도박자였다. 구체적으로 보면 가장 심각한 문제성 도박자(혹은 병적도

박자)가 97.9%였고, 나머지 2.1%도 중위험 도박자(혹은 문제도박자)였다. 평균 도박기간은 평균 6.45년(1개월-40년)이었고, 월소득은 평균 143만 원(0-800만 원)인데 비해 도박으로 인한 월손실액은 평균 431만 원(3-46,666만 원)으로 채무불이행 상태에 있는 대상자만 전체표본의 24.2%였다. 주로 하는 도박종류를 보면 스포츠도박이 55.4%로 가장 많았고, 그 다음이 카지노(11.7%), 카드(8.9%), 사다리게임류(8%), 주식(5.3%), 경마(4.1%) 순이었다. 그리고 온라인 도박이 71.5%로 대부분이었다. 이들이 주로 보이는 정신의학적 증상은 도박관련 거짓말이 93.4%로 가장 많고, 그 다음이 추격매수(93%), 도박집착(84.8%), 구조요청(83.8%), 조절실패(81.5%), 관계손상(81%), 내성(63.4%), 금단증상(44%), 회피(42.8%) 순이었다. 또한 본 연구에 참여한 대상자들은 45.8%가 자살사고를 경험하였고, 10.2%를 자살시도를 한 경험이 있었다.

측정도구

변안된 도박인지척도(GRCS)

원형척도인 도박인지척도(GRCS)는 도박관련 인지왜곡을 측정하기 위해 Raylu와 Oei(2004a)가 개발한 24문항의 자기보고 질문지다. GRCS는 Likert식 7점 척도(1-7점)로 구성되어 있다. 탐색적 요인분석(지교회전에 의한 주축요인분석) 결과 5개 요인이 전체 변량의 70%를 설명하는 것으로 나타났고, 확인적 요인분석을 통해 5개 요인 모형이 적합한 것으로 검증되었다. 도박중단무능 요인(예, '나는 결코 도박을 중간에 멈출 수 없을 것이다.'), 해석편향 요인(예, '도박을 또 하게 되는 이유는 운과 상황이 안 좋아서 없었다는 생각이 들기 때문이기도 하다.'), 통제착각 요인(예, '딸 가능성을 높여주는 나만의 특정 의식과 행동이 있다.'), 예측통제 요인(예, '난 나의 승리를 약간은 예측할 수 있다.'), 도박기대 요인(예, '도박은 나를 더 행복하게 만든다.')

의 내적 신뢰도(Cronbach's α)는 .77-.91 범위였고, 본 연구에서는 .68-.77로 원형척도 연구에서보다는 다소 낮아 지기는 하였지만 여전히 높은 수준이었다. 원형척도에서 요인간 상관관이 전반적으로 .50 이상으로 높았고 특히 예측통제와 해석평향과 .62 통제착각과는 .59의 상관을 보였고, 도박기대는 예측통제와 .61의 상관을 보였다.

GRCS의 한국어 번역은 심리검사의 번역에 관한 연구(Son, 2003)를 참고하여 선번안기법(forward-adaptation)으로 진행되었다. 선번안기법은 1차로 번역자가 번안하고자 하는 도구의 문항들을 해당 국가의 언어로 번역한 내용에 대해서 다른 번역자가 번안된 문항들에 대한 동등성과 타당성을 검토하여 수정하는 과정을 거치는 것이다. 본 연구에서는 GRCS를 문제성 도박자를 위한 임상용으로 타당화하고자 하였기 때문에 문제성도박 치료센터를 찾는

대상자들의 경험 의미를 문항들이 충분히 반영할 수 있도록 선번안기법을 따랐다. 먼저 임상심리학 박사학위를 취득하고 중독 치료 영역에서 10년 이상 근무한 중독 전문가가 1차 번역하였다. 1차 번역본에 대해 임상심리학 박사학위를 취득하고 도박중독 치료영역에서 5년 이상 근무한 도박중독 전문가 1인과 임상심리학 석사학위를 취득하고 중독 치료영역에서 10년 이상 근무한 중독전문가 1인, 그리고 간호학 박사학위를 취득한 도박중독 치료 실무자 1인이 검토하여 수정하였고, 도박중독에서 회복하면서 도박중독 치료 프로그램을 돕고 있는 회복자 1명이 문항에 대한 이해도를 검토하여 반영하였다. 이렇게 수정된 번역본에 대해 정신보건영역의 석사학위 이상을 취득한 도박중독 치료센터 상담원 5명의 의견을 수렴하여 최종 번역본을 확정하였다.

한국판 문제도박척도(Korean version of Problem Gambling Severity Index, PGSI-K)

도박문제의 심각도를 측정하기 위해 Ferris와 Wynne(2001)가 개발한 PGSI의 한국판(Chungnam University, 2010)을 사용하였다. PGSI-K는 9문항의 Likert식 4점 척도(0-3점)로 구성되어 있고 0-27점의 분포를 가지며, 전체 점수 합이 0점은 사교성 도박, 1-2점은 저위험 도박, 3-7점은 중위험 도박, 8점 이상은 가장 심각한 문제성 도박으로 분류된다. PGSI의 중위험 도박과 문제성 도박을 일반적으로 문제도박과 병적도박으로 명명하고 있다. 본 연구에서 PGSI-K의 내적 신뢰도는 0.81로 우수하였다.

비합리적 도박신념 척도(Irrational Gambling Belief Questionnaire, IGBQ)

비합리적 도박신념 척도는 Steenbergh, Meyers, May와 Whelan(2002)이 개발한 Gambling Belief Questionnaire(GBQ)를 근간으로 하여 Langer와 Roth(1975)의 통제착각 척도의 문항을 추가하여 Lee(2003)가 개발하였다. 비합리적 도박신념 척도(IGBQ)는 Likert식 5점 척도 30문항으로 두 개의 하위 척도로 나누어 채점된다. "자기과신적-비논리적 추론" 하위척도는 21문항이고, "기술과 대평가적 추론" 하위 척도는 9문항으로 되어 있다. 각 하위 척도의 내적 신뢰도는 각각 .93과 .88이었고(Lee, 2003), 본 연구에서 두 하위 척도의 상관관은 .75로 매우 높았다.

한국판 도박욕구척도(Korean version of Gambling Urge Scale, GUS-K)

Raylu와 Oei(2004b)가 개발한 Gambling Urge Scale을 Chun(2012)이 번안 후 타당화 예비연구를 하였다. 지금 느껴지는 도박에

대한 욕구를 Likert식 7점 척도(1-7점)에 자가 평정하도록 되어 있으며 총 6문항으로 구성되어 있다. 총점이 높을수록 도박에 대한 욕구가 높고 강하며 도박중독 문제가 지속되는 것으로 해석한다. 내적 신뢰도는 .92로 높았다.

Center for Epidemiological Studies-Depression Scale (CES-D) 우울 심각도를 측정하는 CES-D는 Radloff(1977)가 개발한 것을 Chun, Choi와 Yang(2001)이 번안하여 타당화하였다. CES-D는 Likert식 4점 척도(0-3점) 20문항으로 구성되어 있고 총점이 높을수록 우울의 심각성이 높음을 의미한다. 내적 신뢰도는 .91로 높았다.

측정절차

도박문제로 치료를 받으러 오는 첫날, 치료와 연구에 동의한 모든 대상자들에게 질문지의 목적을 설명하고 사전검사를 실시하였다. 그 후 12회기의 정규치료 종결시점에 사후검사를 실시하였다. 사후 검사 결과는 변화민감도 분석 및 ROC 곡선분석(Receiver-Operator Characteristic curve analysis)에 사용되었다.

문항선정 절차

문항선정 절차의 목적은 (1) 원형척도에서 측정하는 모든 요인의 내용을 유지하고, (2) 각 하위척도마다 최소 3문항 이상을 유지하며 (Kline, 1994), (3) 유의미한 내적 신뢰도를 유지하고, (4) 임상적 요인해석의 용이성을 위해 요인 간 상관을 최소화하면서 GRCS의 문항 수를 감소시키는 것이다. 문항선정의 이러한 목적에 맞추기 위해 Costello와 Osborne(2005), Raylu 등(2004)과 Singh 등(2009)의 제안에 따라 다음 절차를 따랐다.

- 1) 탐색적 요인분석의 요인부하량 크기(.50 이상) 및 수정된 문항-총점 상관(.50 이상)에 근거해서 원형척도의 요인 구성개념을 가장 잘 측정하는 문항을 선정한다.
- 2) 교차부하(cross-loading)가 높은 문항을 제거한다.
- 3) 내적 신뢰도를 감소시키는 문항을 제거한다.
- 4) 개별 요인의 개념적 일관성(conceptual coherence)을 유지한다.
- 5) 요인별 최소 3문항 이상을 유지한다.

통계분석

평행분석(Parallel Analysis)

자료에 적합한 요인 수를 결정하기 위한 기준으로 누적분산비율, 스크리 검사(Cattell, 1966), 고유치 1 이상, 평행분석이 있다. 본 연구에서는 탐색적 요인분석을 실시하기 전에 적절한 요인 수를 결정

하기 위해 평행분석(Hayton, Allen, & Scarpello, 2004; Horn, 1965; O'Connor, 2000)을 하였다. 이 방법은 표본상관계수 행렬의 크기와 동일한 무선 상관행렬을 생성한 다음 고유치를 계산하여 산출된 평균 고유치보다 큰 연구자료 고유치의 개수로 요인의 수를 추정한다. 이 기법은 표집의 오차를 고려하는 방법이기 때문에 고유치 1 이상 혹은 스크리 검사보다 더 논리적인 방법이다(Kim, 2016).

탐색적 요인분석

GRCS의 요인구조를 탐색하기 위해 임상표본 1의 자료를 대상으로 원형척도 연구(Raylu & Oei, 2004a)와 동일하게 직교회전에 의한 주축요인분석을 하였다. 표본크기는 1,237명은 적절한 요인해법을 추출하는 데 요구되는 일반적인 기준인 피검자-문항수 비율 5대 1 (Arrindell & van der Ende, 1985; Kass & Tinsley, 1979)을 초과할 정도로 충분하였다. 탐색적 요인분석에서는 원형척도 GRCS의 요인구조와 각 문항의 부하량을 탐색하였다.

확인적 요인분석

원형척도인 GRCS를 번안된 한국판 GRCS에 대해서 임상표본 1을 대상으로 탐색된 요인구조가 임상표본 2에도 부합되는지를 확인하기 위해 SPSS(V. 21)의 AMOS 프로그램을 사용하여 확인적 요인 분석을 하였다. 모형을 평가하기 위해 χ^2 검증과 적합도 지수를 고려하였다. 그러나 표본이 큰 경우 유의미하지 않은 결과를 도출하기가 어렵다. 따라서 여러 적합도 지수 중에서 본 연구에서는 표본의 크기에 영향을 많이 받지 않으면서 모형의 적합도뿐만 아니라 복잡성을 고려하는 Root Mean Squared Error of Approximation (RMSEA), Tucker Lewis Index (TLI)와 Comparative Fit Index (CFI)를 사용하였다(Hong, 2000). RMSEA는 0.05 미만이면 좋은 적합도 0.08 미만의 값이면 괜찮은 적합도 0.10 미만이면 보통 적합도를 나타낸다고 볼 수 있으며(Brown & Cudeck, 1993; Hong, 2000; Hu & Bentler, 1999), TLI와 CFI는 값이 .90 이상이면 적합도가 좋다고 할 수 있다(Bentler, 1990; Hong, 2000; Tucker & Lewis, 1973).

신뢰도 및 타당도 분석

확인적 요인분석으로 교차타당화 과정을 거친 임상용 GRCS의 내적 신뢰도 분석을 하였다. 수렴 및 변별 타당도를 검증하기 위해 비합리적 도박신념 척도, PGSI-K, 우울, 도박욕구 및 도박빈도와의 상관관계 분석을 실시하였고, 준거관련 타당도(criterion-related validity)를 검증하기 위해 PGSI-K 7점 이하의 비문제집단과 중위

험 이상의 문제집단 간의 차이를 분석하였다. 마지막으로 예측타당도(predictive validity)를 검증하기 위해 도박문제심각도(PGSI-K)를 GRCS의 하위요인들이 예측하는 정도를 분석하였다.

수렴 및 변별 타당도는 피어슨 상관계수의 효과크기(effect size)에 대한 표준 해석기준에 따라 평가되었다. 효과크기는 $.10 < r < .30$ 을 작음(small), $.30 \leq r < .50$ 을 중간(medium), $r \geq .50$ 을 크므로 간주된다(Cohen, 1988). 치료적 개입에 대한 척도의 변화민감도(sensitivity to change or responsiveness)를 분석하기 위해 치료 사전-사후 *t*-검증과 MedCalc V. 17.8.6에 의한 표준반응평균(Standardized

Response Mean, SRM) 분석을 실시하였다. Cohen(1988)의 기준에 따르면 $SRM \geq .8$ 은 민감도가 매우 크고(large change), $.5 \leq SRM < .8$ 중등도(moderate change), $.2 \leq SRM < .5$ 작음(small change), $SRM < .2$ 이면 매우 작음(trivial change)으로 평가된다.

GRCS 전체 점수에 대한 임상적 해석을 돕기 위해 ROC 곡선분석을 하였다. 정규치료 직후에 측정된 PGSI-K에서 2점 이하의 정상 집단과 3점 이상의 문제집단을 구별 시켜 주는 GRCS-12 점수의 절단점을 계산하였다.

Table 1. Exploratory Factor Analysis of Original Gambling Related Cognitions Scale

Item number	Item (original subscale)	Factor				M	SD
		1	2	3	4		
4	몇 차례 잃은 후에는 연속적으로 꼭 따게 되어 있다(PC)	.63	.18	.19	.03	2.84	1.57
14	난 한 번 따면 틀림없이 또 따게 된다(PC)	.61	.24	.23	.07	2.50	1.58
5	도박을 또 하게 되는 이유는 도박에서 이기는 것이 나의 기술과 능력 때문이라는 생각이 들기 때문이기도 하다(IB)	.60	.22	.19	.06	3.07	1.74
9	연속적으로 잃는다는 것은 나중에 따게 될 가능성이 더 높아진다는 사실을 알게 해주는 신호다(PC)	.53	.20	.36	.11	2.47	1.58
10	도박을 또 하게 되는 이유는 운과 상황이 안 좋아서 잃었다는 생각이 들기 때문이기도 하다(IB)	.51	.07	.17	.33	3.80	1.79
22	난 나의 승리를 약간은 예측할 수 있다(IS)	.49	.28	.28	.07	2.83	1.53
15	도박을 또 하게 되는 이유는 잃은 것은 우연일 뿐이라는 생각이 들기 때문이기도 하다(IB)	.45	.13	.21	.21	2.73	1.67
3	도박 결과가 결정되기 직전, 나의 간절한 염원은 승리하는데 도움이 된다(IC)	.44	.31	.27	.09	2.59	1.67
20	도박을 또 하게 되는 이유는 지난번에 돈을 많이 탔던 기억이 떠오르기 때문이기도 하다(IB)	.41	.02	.01	.40	4.82	1.87
1	도박은 나를 더 행복하게 만든다(GE)	.31	.66	.04	.00	2.12	1.45
2	도박을 하지 않고서는 정상적으로 생활할 수 없다(IS)	.13	.63	.14	.22	2.20	1.54
12	도박하고 싶은 내 마음은 매우 강렬하다(IS)	.09	.58	.16	.34	2.66	1.71
11	도박은 미래를 더 밝게 만든다(GE)	.24	.55	.22	.07	1.50	.95
6	도박은 일을 더 잘 풀리게 만든다(GE)	.48	.50	.24	.06	1.81	1.18
16	내게 도박은 긴장과 스트레스의 감소에 도움이 된다(GE)	.21	.38	.24	.17	2.44	1.57
18	딸 가능성을 높여주는 나만의 특정 의식과 행동이 있다(IC)	.18	.13	.73	.12	2.05	1.48
13	나는 딸 가능성을 높이기 위해 특정한 행운의 물건을 가지고 도박을 한다(IC)	.16	.15	.65	.08	1.67	1.22
23	베테랑 때마다 계속 같은 숫자를 사용하는 것이 다른 숫자를 사용하는 것보다 딸 가능성이 더 높다(PC)	.28	.15	.54	.11	2.40	1.51
8	특정 숫자와 색깔은 내가 딸 가능성을 높이는데 도움이 된다(IC)	.37	.10	.54	.15	2.49	1.61
19	난 운을 느낄 때가 있는데 그 때에만 도박한다(PC)	.19	.21	.44	.12	1.86	1.25
7	일단 도박을 시작하면 통제력을 거의 잃어버리기 때문에 중단하기가 어렵다(IS)	.15	.02	.01	.75	5.20	1.74
17	나는 도박을 중간에 멈출 수 있을 만큼 의지가 강하지 못하다(IS)	.04	.10	.08	.70	4.77	1.76
21	나는 결코 도박을 중간에 멈출 수 없을 것이다(IS)	.04	.40	.19	.52	3.07	1.82
Eigenvalues		7.25	2.05	1.59	1.41		
Scale Variance (%)		31.53	8.89	6.89	6.14		
Total scale variance = 53.45%							

Note. IC = illusion of control; PC = predictive control; GE = gambling expectancies; IB = interpretive bias; IS = perceived inability to stop gambling.

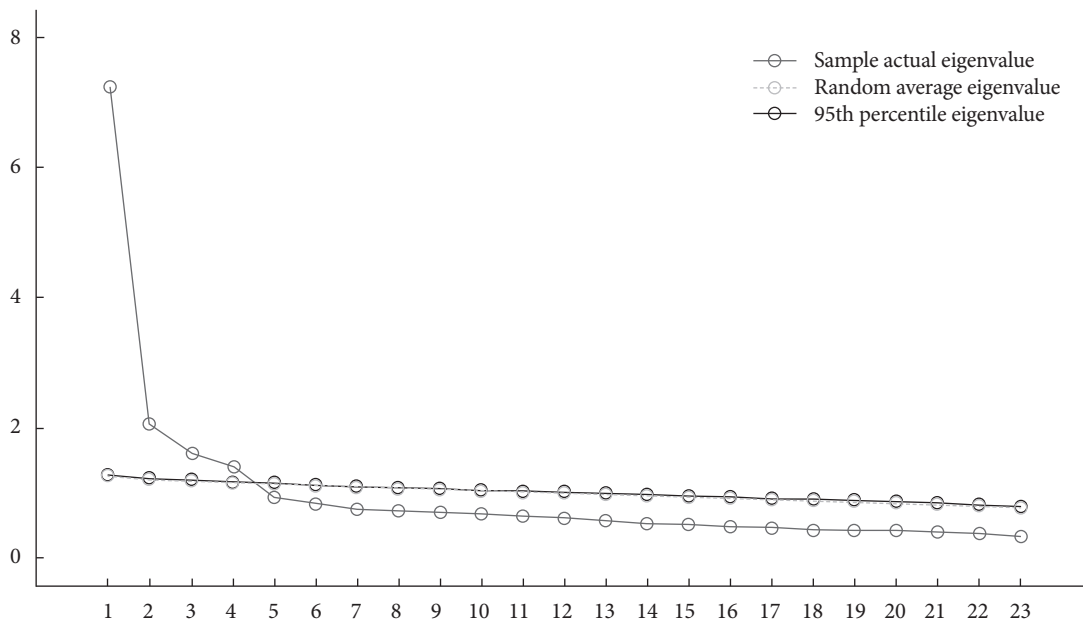


Figure 1. Scree plot of parallel analysis of the gambling related cognitions scale(original 23-item version).

결 과

예비분석

자료의 정규성(normality)을 검증하였다. 정규분포의 일반적 기준은 왜도(skewness)와 첨도(kurtosis)가 각각 절대값 2.0과 7.0 미만이다. 본 연구의 11번을 제외한 모든 문항들은 수용가능한 정규분포 기준 내에 있었다. 11번 문항도 왜도만 2.40으로 다소 기준을 벗어났을 뿐 첨도는 6.20으로 기준 내에 있었다.

표본의 요인분석 적합성을 알아보는 Kaiser-Meryer-Olkin (KMO) 지수는 .91로써 문항 간 상관이 좋은 것으로 나타났고, 구형성 검증을 위한 Barlett 검증 결과는 요인분석을 하기에 적합한 자료로 판단되었다, $\chi^2(231, N=1,237) = 9,493.89, p = .001$.

피어슨 상관분석 결과, 예측통제 하위척도는 해석편향($r = .63, p < .001$) 및 통제착각($r = .71, p < .001$)과 높은 상관을 보였다. 예비분석으로서 임상표본 1에서 수집된 GRCS의 전체문항에 대해 직교회전에 의한 주축요인분석 결과(Table 1), 고유치(eigenvalue) 1 이상인 요인이 4개 추출되었고, 공통성(communality)이 .4 미만의 문항이 5개 문항(3, 15, 16, 19, 20)이었고, 총 설명변량은 54%였다. 기존 연구들의 상관분석 결과와 일치되게 예측통제의 3개 문항(4, 9, 14)은 해석편향과 묶이고 2개 문항(19, 23)은 통제착각과 묶였다. 그리고 원형척도에서 도박중단무능 요인인 2번(“도박을 하지 않고서는 정상적으로 생활할 수 없다”)과 12번(“도박하고 싶은 내 마음은 매우 강렬하다”)은 도박기대 요인으로 묶였는데, 일반 도박자와

는 달리 심각한 문제도박자들은 2번과 12번 문항내용이 ‘중단무능’을 반영하는 것으로 이해되기 보다는 ‘도박기대’로 이해되었을 가능성을 시사한다.

평행분석

원형척도의 23문항에 대한 자료에 적합한 요인 수를 결정하기 위해 평행분석을 실시한 결과, 적정 요인 수는 4개로 나타났다(Figure 1). 그림에서와 같이 가상의 무선 상관행렬에 기초한 평균 고유치나 95% 신뢰수준의 고유치보다 큰 고유치는 4개였다.

문항분석 및 탐색적 요인분석

앞에서 제시한 문항선정 절차에 따라 문항을 선정하였다. 먼저 원형척도의 하위 척도별로 수정된 문항-총점 상관과 신뢰도 지수에 대한 분석 결과, 문항-총점 상관이 0.50 미만이고 내적 신뢰도를 저하시키는 8개 문항(2, 3, 12, 16, 19, 20, 22, 23)을 제거하고 탐색적 요인분석을 실시하였다. 직교회전에 의한 주축요인분석 결과, 평행분석 결과와 일치되게 고유치가 1 이상인 요인이 4개 추출되었다(Table 2). 문항선정 절차에 따라 두 요인에 .30 이상으로 교차 부하되는 10번, 15번, 9번을 단계적으로 제거하면서 요인분석을 실시한 결과, 최종 4요인 12문항이 추출되었고 각 문항의 공통성은 모두 .41 이상이었다(Table 2). 요인 1의 고유치는 4.08(설명변량 34.01%)이고, 요인 2의 고유치는 1.75(설명변량 14.54%), 요인 3의 고유치는 1.22(설명변량 10.15%), 요인 4의 고유치는 1.0(설명변량 8.36%)이었

Table 2. Factor Loadings and Reliabilities of the Gambling Related Cognitions Scale-12

Item numb.	Item (original subscale)	Factor				CM	M	SD
		1	2	3	4			
4	몇 차례 잃은 후에는 연속적으로 꼭 따게 되어 있다(PC)	.71	.17	.15	.02	.57	2.83	1.57
14	난 한 번 따면 틀림없이 또 따게 된다(PC)	.58	.26	.22	.11	.47	2.50	1.58
5	도박을 또 하게 되는 이유는 도박에서 이기는 것이 나의 기술과 능력 때문이라는 생각이 들기 때문이기도 하다(IB)	.56	.27	.18	.10	.43	3.07	1.74
11	도박은 미래를 더 밝게 만든다(GE)	.14	.68	.21	.01	.53	1.50	0.95
6	도박은 일을 더 잘 풀리게 만든다(GE)	.42	.62	.21	.04	.61	1.81	1.18
1	도박은 나를 더 행복하게 만든다(GE)	.26	.61	.04	.09	.45	2.12	1.45
18	딸 가능성을 높여주는 나만의 특정 의식과 행동이 있다(IC)	.19	.14	.72	.14	.59	2.05	1.48
13	나는 딸 가능성을 높이기 위해 특정한 행운의 물건을 가지고 도박을 한다(IC)	.15	.15	.72	.08	.56	1.67	1.22
8	특정 숫자와 색깔은 내가 딸 가능성을 높이는데 도움이 된다(IC)	.38	.12	.50	.16	.41	2.49	1.61
17	나는 도박을 중간에 멈출 수 있을 만큼 의지가 강하지 못하다(IS)	.02	.01	.08	.76	.59	4.77	1.76
7	일단 도박을 시작하면 통제력을 거의 잃어버리기 때문에 중단하기가 어렵다(IS)	.11	.05	.06	.68	.48	5.20	1.74
21	나는 결코 도박을 중간에 멈출 수 없을 것이다(IS)	.06	.28	.18	.57	.44	3.07	1.82
Eigenvalues		4.08	1.75	1.22	1.00			
Scale Variance (%)		34.01	14.54	10.15	8.36			
Total scale variance = 67.06%								
Reliability(Cronbach's α)		.73	.73	.73	.72			

Note. GRCS-12=clinical version of the Gambling Related Cognitions Scale; IC=illusion of control; PC=predictive control; GE=gambling expectancies; IB=interpretive bias; IS=perceived inability to stop gambling; CM=communality.

고 4개 요인의 총 설명변량은 67.06%였다. 요인 1은 원형척도의 예측통제 요인에 속하였던 두 문항(4번, 14번)과 해석편향 요인에 속하였던 5번 문항으로 구성되어 '예측/해석' 요인으로 명명하였다. 요인 2는 원형척도의 도박기대 요인에 속하였던 3개 문항(1번, 6번, 11번)으로 구성되어 '도박기대' 요인으로 명명하였다. 요인 3은 원형척도의 통제착각 요인에 속하는 3개 문항(8번, 13번, 18번)으로 구성되어 '통제착각' 요인으로 명명하였으며, 요인 4는 원형척도의 도박중단무능 요인에 속하는 3개 문항(7번, 17번, 21번)으로 구성되어 '도박중단무능' 요인으로 명명하였다. 결과적으로 원형척도의 예측통제와 해석편향이 하나의 요인으로 묶였고, 나머지 요인은 원형척도와 동일하였다.

임상용 도박인지척도(GRCS-12)의 확인적 요인분석 및 신뢰도 분석

임상표본 1에서 탐색된 12문항 4요인구조의 임상용 도박인지척도(Clinical version of Gambling Related Cognitions Scale, GRCS-12)를 임상표본 2에 적용하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 최대우도추정법(maximum likelihood estimation)으로 원형척도 연구와 동일하게 3개 모형을 검증하였다. 첫 번째 모형은 단일요인 모형(one-factor model)으로 전체 문항이 일반적인 도박인지 요인을 반

영하는 단일요인을 예측하는 모형이다. 분석결과, 단일요인 모형은 자료에 적합하지 않은 것으로 나타났다. 모든 적합도 지수는 수용기준인 .9보다 작았다($CFI=.65$; $TLI=.50$). 더구나 $RMSEA=.13$ 은 수용범위(<.08)를 벗어났다. 두 번째 모형은 요인 간 상관이 허용되는 4요인 모형(4-factor model)이다. 4요인 모형을 임상표본 2에 적합시킨 결과(Figure 2), 모든 적합도 지수는 수용기준인 .9보다 더 컸고($CFI=.94$; $TLI=.90$) $RMSEA$ 는 괜찮은 적합도 범위인 .06이었다. 세 번째 모형은 4요인 고차모형(4-factor higher-order model)으로 4개 요인 간의 높은 공변량이 '도박인지'라는 고차요인에 의해 설명되는 모형이다. 분석결과, 이 모형도 수용할만한 적합도를 보였지만 4요인 모형보다는 낮았다($CFI=.93$; $TLI=.89$; $RMSEA=.06$).

임상용 도박인지척도의 내적 신뢰도(Table 2)는 예측/해석 요인 .73, 도박기대 요인 .73, 통제착각 요인 .73, 도박중단무능 요인 .72, 전체 문항 .81로 양호한 수준이었다.

임상용 도박인지척도(GRCS-12)의 수렴 및 변별 타당도와 준거 타당도

GRCS 12의 수렴타당도를 검증하기 위해 먼저 비합리적 도박신념척도(IGBQ), 한국판 문제도박척도(PGSI-K), 한국판 도박욕구척

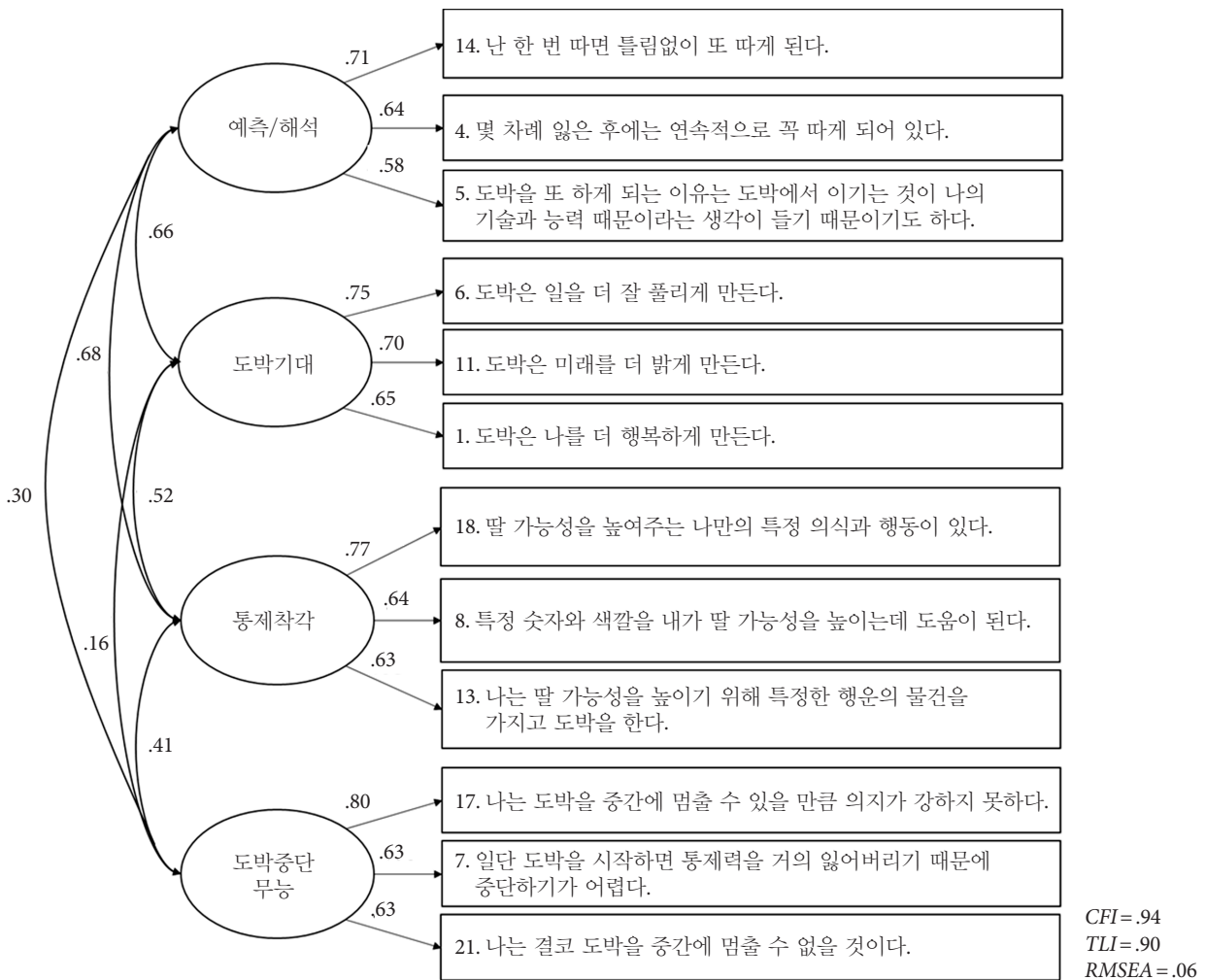


Figure 2. Four-factor structure of gambling related cognitions scale-12(standard coefficient of all the factors are statistically significant at the significance level of .001).

도(GUS-K)와의 상관을 분석하였고 변별타당도 검증을 위해 IGBQ나 PGSI-K보다 상대적으로 관계가 낮은 한국판 우울척도인 CES-D와의 상관을 분석하였다(Table 3). GRCS-12의 전체 점수 합은 예측대로 비합리적 도박신념척도와는 높은 상관($r = .64$)의 큰 효과크기를 보였고, 문제도박척도 및 도박욕구척도와는 각각 $r = .31(p < .001)$, $r = .45(p < .001)$ 의 중간 정도의 효과크기를 보였으며, 우울과는 가장 작은 효과크기($r = .23, p < .001$)를 보였다. 즉, GRCS-12는 구성개념상 가장 관련이 큰 도박신념척도와 가장 높은 상관을 보이고 우울과는 가장 낮은 상관을 보여 수렴 타당도와 변별 타당도가 모두 높은 것으로 평가된다. 문제도박척도는 GRCS-12의 하위 요인 4개 중 3개 요인(도박중단무능, 통제착각, 예측/해석)과 .12에서 .43의 유의미한 상관이 있었고 도박기대 요인과는 상관이 없었다.

Table 3. Correlations between the GRCS-12, IGBQ, PGSI-K, GUS, CES-D

Variable	GRCS-12	PC/IB	GE	IC	IS
GRCS-12 total					
GRCS-12-PC/IB	.76*				
GRCS-12-GE	.65*	.47*			
GRCS-12-IC	.76*	.47*	.37*		
GRCS-12-IS	.66*	.24*	.14*	.32*	
Irrational Gambling Belief Questionnaire (IGBQ)	.64*	.69*	.58*	.45*	.29*
PGSI-K	.31*	.12*	.05	.20*	.43*
Gambling Urge (GUS)	.45*	.25*	.38*	.28*	.37*
Depression Scale(CES-D)	.23*	.05	.06	.15*	.34*

Note. GRCS-12=clinical version of the Gambling Related Cognitions Scale; PGSI-K=Korean version of the Problem Gambling Severity Index; PC/IB=predictive control/interpretive bias; GE=gambling expectancies; IC=illusion of control; IS=perceived inability to stop gambling. * $p < .01$.

Table 4. Comparison of the GRCS-12 of Problem Gambling Severity (PGSI-K) Groups

Variables	Moderate-Risk Gambling Group <i>M(SD)</i>	Problem Gambling Group <i>M(SD)</i>	<i>t</i>
GRCS 12 total	26.65 (9.93)	34.65 (10.64)	(1,174) = -4.51**
GRCS 12-PC/IB	7.86 (3.26)	8.71 (4.01)	(1,174) = -1.26
GRCS 12-GE	5.24 (2.62)	5.74 (3.04)	(1,174) = -0.98
GRCS 12-IC	5.24 (3.62)	6.64 (3.67)	(1,174) = -2.28*
GRCS 12-IS	8.30 (4.32)	13.56 (4.34)	(1,174) = -7.26**

Note. GRCS-12 = clinical version of the Gambling Related Cognitions Scale; PGSI-K = Korean version of the Problem Gambling Severity Index; Moderate-Risk Gambling Group = 3–7 scores on PGSI-K; Problem Gambling Group = 8–27 scores on PGSI-K; PC/IB = predictive control/ interpretive bias; GE = gambling expectancies; IC = illusion of control; IS = perceived inability to stop gambling.

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

Table 5. Multiple Regression with PGSI-K Score as Dependent Variable and GRCS-12 Subscale Scores as Independent Variables

Predictors	<i>B</i>	β	Partial correlations	Zero-order correlations	<i>t</i>	<i>p</i>
GRCS-12-PC/IB	.012	.010	.009	.123	.308	.758
GRCS-12-GE	-.066	-.040	-.039	.054	-1.324	.186
GRCS-12-IC	.100	.073	.068	.197	2.344	.019
GRCS-12-IS	.466	.413	.397	.433	14.814	.000

$F(4, 1171) = 69.8, p < .001; R = .439; R^2 = .193$.

Note. GRCS-12 = clinical version of the Gambling Related Cognitions Scale; PGSI-K = Korean version of the Problem Gambling Severity Index; PC/IB = predictive control/ interpretive bias; GE = gambling expectancies; IC = illusion of control; IS = perceived inability to stop gambling.

Table 6. Comparison of the GRCS-12 in Pre-Post Treatment

	Pre Treatment <i>M(SD)</i>	Post Treatment <i>M(SD)</i>	<i>t</i>	SRM (95% CI)
GRCS-12 total	34.44(11.10)	25.26(10.85)	(324) = 14.85*	0.83 (.71–.94)
GRCS-12-PC/IB	8.87(4.04)	5.68(3.46)	(324) = 14.88*	0.83 (.70–.94)
GRCS-12-GE	5.76(3.12)	4.44(2.61)	(324) = 7.77*	0.43 (.31–.53)
GRCS-12-IC	6.67(3.82)	4.87(4.04)	(324) = 7.77*	0.52 (.41–.62)
GRCS-12-IS	13.14(4.57)	10.26(5.15)	(324) = 10.34*	0.57 (.46–.69)

Note. GRCS-12 = clinical version of the Gambling Related Cognitions Scale; PC/IB = predictive control/ interpretive bias; GE = gambling expectancies; IC = illusion of control; IS = perceived inability to stop gambling; SRM = Standardized Response Mean.

* $p < .001$.

GRCS-12의 준거 타당도를 검증하기 위해 PGSI-K 기준으로 중 위험 집단과 문제성 집단 간에 GRCS-12의 전체 점수 및 각 하위척도에서 차이가 있는지를 *t*-검정한 결과(Table 4), 도박기대 요인을 제외하고 모든 하위요인과 전체 점수에서 두 집단 간에 유의미한 차이가 있었다.

예측타당도

GRCS 12의 예측타당도(predictive validity)를 검증하기 위해 한국판 문제도박척도(PGSI-K)를 종속변수로 하고 GRCS-12의 4개 요인을 독립변수로 하여 중다회귀분석을 하였다. 분석결과(Table 5), GRCS-12의 4개 요인이 PGSI-K 변량의 19.3%를 설명하였다, $F(4, 1171) = 69.8, p < .001$. 4개 요인 중 2개 요인(도박중단무능과 통제 착각)이 PGSI-K를 유의미하게 예측해주는 것으로 나타났다. 비록

PGSI-K점수를 예측하는 데 있어서 도박기대 요인이 유의미한 독립변인은 아니지만 도박기대 요인의 표준화계수(β)와 편상관이 음수로 나타났다. 그러나 GRCS-12의 모든 요인과 PGSI-K의 이변량 상관(bivariate correlation)은 양수(+)였다(Table 3 참조). 도박기대 요인의 음의 표준화계수가 다중공선성(multi-collinearity) 때문인지를 검증한 결과 공선성 문제는 없는 것으로 나타났다.

변화민감도

치료에 대한 척도의 변화민감도(sensitivity to change)를 측정하기 위해 임상표본 2를 대상으로 치료 전과 후에 수집된 GRCS 12 점수에 대한 대응표본 *t*-검증과 표준반응평균(SRM) 분석을 하였다. 검증 결과(Table 6) GRCS 12 전체 점수 및 모든 하위척도에서 유의미한 차이를 보였다. 표준반응평균(SRM)으로 GRCS-12의 변화민감

Table 7. ROC Curve Analysis of the GRCS-12

	AUC	<i>p</i>	Cut-off	Sensitivity	Specificity
GRCS-12 total	.66	< .001	21	70.3	54.7
GRCS-12-PC/IB	.61	< .001	4	64.5	56.4
GRCS-12-GE	.57	< .001	4	44.5	69.5
GRCS-12-IC	.59	< .001	4	48.7	69.5
GRCS-12-IS	.66	< .001	11	57.4	68.5

Note. AUC = Area under the ROC curve; GRCS-12 = clinical version of the Gambling Related Cognitions Scale; PC/IB = predictive control/ interpretive bias; GE = gambling expectancies; IC = illusion of control; IS = perceived inability to stop gambling.

도를 분석한 결과도 이와 일치하였는데, Cohen(1988)의 기준을 적용했을 때 GRCS-12 전체 점수와 예측/해석 요인이 .83으로 큰 민감도를 보였고, 통제착각과 도박중단무능 요인이 .50 이상으로 중등도의 민감도를 보였으며 도박기대는 .50 미만으로 작았다.

GRCS-12와 한국판 문제도박척도(PGSI-K)의 관계

GRCS-12의 전체 점수 및 하위척도 점수의 해석을 돕고자 ROC 곡선분석(Receiver-Operator Characteristic curve analysis) 방법으로 도박문제 심각도 수준에 상응하는 GRCS-12 점수 수준을 계산하였다. 정규치료 종결시점에 측정된 PGSI-K의 분류 기준(즉 PGSI-K상에서 2점 미만의 비문제 및 저위험 집단과 3점 이상의 중위험 및 문제성 집단)에 따라 비문제집단과 문제집단으로 분류하였고, 이 두 집단을 GRCS-12로 분류할 때의 정확도를 분석하였다. 분석결과(Table 7), 정규치료 종결시점에서 GRCS-12의 전체점수로 두 집단을 예측하는 분류정확도는 66%였고 절단점(cut-off point)은 21점이었다. 즉 전체점수합이 21점 이상은 도박관련 인지가 수정되어야 할 문제수준으로 해석할 수 있다. 도박기대, 예측/해석, 통제착각의 절단점은 모두 4점이고 도박중단무능의 절단점은 11점이었다.

논 의

연구의 주요 목적은 도박치료를 받는 내담자들의 치료계획 수립과 치료효과를 평가하는 데 도움을 주기 위해 GRCS(Raylu & Oei, 2004a) 문항에 기초해서 임상표본을 대상으로 임상용 GRCS를 개발하고 그 타당도와 신뢰도를 검증하는 것이었다. 임상용은 기존 연구에서의 문제점들을 고려하여 임상표본의 도박인지 구성개념을 반영하는 문항으로 문항의 수를 최소화함으로써 임상장면에서 다른 검사들과 함께 사용하는 유용성과 검사 반응의 성실성을 높일 수 있다는 이점이 있다. 본 연구에서는 도박치료센터를 찾는 임상표본에 적합한 비교적 독립적인 임상용 GRCS 요인을 구성하여

신뢰도와 다양한 타당도를 살펴보았으며, 그 결과를 중심으로 논의하면 다음과 같다.

본 연구에서 번안된 GRCS에 대한 문항분석과 탐색적 요인분석을 한 결과, 원형척도 연구에서의 5요인 구조가 아닌 4요인구조가 탐색되었다. 번안된 GRCS에 대한 예비분석 결과, 다양한 언어로 번안된 GRCS 연구(Grall-Bronnec et al., 2012; Oei et al., 2007; Yokomitsu et al., 2015)와 비슷하게 여러 요인들에 모두 높은 부하량을 보이는 문항이 많았다. 다양한 언어로 번안된 척도에 대한 연구에서 요인간 높은 상관에서 이미 시사된 바와 일치되는 결과로 해석된다. 특히 기존 연구들에서 예측통제와 해석편향 요인의 일관성 있게 가장 높은 상관을 보였고 임상표본을 대상으로 한 Smith 등(2016)의 연구와 Oei 등(2015)의 연구에서도 예측통제와 해석편향의 높은 상관 결과와 일치되게 본 연구의 예비분석(GRCS 23문항)에서도 예측통제와 해석편향 요인의 문항들이 하나의 요인으로 묶였다.

본 연구에서는 임상표본에 부합되면서 임상적 유용성에 높이기 위해 각 요인별 3문항의 임상용 GRCS(GRCS-12)를 구성하였다. 예측대로 예측통제와 해석편향이 하나의 요인으로 묶였다. 문항분석과 탐색적 요인분석으로 추출된 12문항의 GRCS-12를 다른 임상표본에 적용하여 확인적 요인분석을 한 결과 GRCS-12의 적합도는 양호하였으며(RMSEA < .08, CFI > .9, TLI > .9), 모든 하위척도의 내적 신뢰도도 .64 이상으로 높았다. 요인 간 상관도 .47 이하(.14-.47의 범위)로 요인 간 독립성을 어느 정도 가정할 수 있는 수준으로 개선되었다.

GRCS-12의 수렴 및 변별 타당도도 높은 것으로 입증되었다. GRCS-12 전체 점수는 비합리적 도박신념척도(IGBQ; Lee, 2003)와 높은 상관($r = .64$)을 보였다. 특히 IGBQ 전체점수는 GRCS-12의 예측/해석 및 도박기대 요인과는 각각 .69, .58의 높은 상관을 보인 반면에 통제착각과는 중등도의 상관($r = .45$), 도박중단무능과는 작은 상관($r = .29$)을 보였는데, 이는 GRCS-12가 문제 도박자들의 왜곡된 인지를 반영하면서도 비합리적 도박신념 척도와는 차별되

는 인지적 속성을 측정하고 있는 것으로 평가된다. 또한 GRCS-12 전체 점수는 도박문제 심각도($r=.31$) 및 도박욕구($r=.45$)와는 중등도의 상관을 보였고, 우울심각도와는 상대적으로 작은 상관($r=.23$)을 보여 높은 수렴 및 변별 타당도를 보이는 것으로 확인되었다. 즉 GRCS-12와 유사한 구성개념을 측정하는 비합리적 도박 신념과는 가장 큰 상관을 보였고 도박문제심각도 및 도박욕구와는 중등도의 상관, 그리고 우울과는 가장 작은 상관을 보였다. 이러한 결과는 원형척도(23문항)를 임상표본에 적용한 연구(Oei et al., 2015)에서 원형 GRCS(23문항)가 우울보다 도박문제심각도와 더 높은 상관을 보였다는 결과와도 일치한다. 다만 GRCS-12의 하위 척도와 도박문제심각도(PGSI-K로 측정)와의 상관에 있어서 GRCS-12의 4개 하위요인 중 3개 요인(도박중단무능, 통제착각, 예측/해석)이 각각 .43, .20, .12로 유의미하였지만 Oei 등(2015)의 임상표본 연구에서는 5개 요인 중 2개 요인(도박중단무능, 통제착각)과 .49, .22로 유의미하였을 뿐 다른 요인과는 상관이 없었다. 특히 Oei 등(2015)의 임상표본에 사용한 GRCS가 23문항이었음에도 본 연구에서의 상관계수와 차이가 없는 .30이었음을 고려할 때, 본 연구에서 추출된 12문항의 GRCS-12가 임상표본의 도박문제심각도를 더 잘 반영하는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 점은 다음의 논의에서 더욱 분명하게 드러나고 있다.

GRCS-12의 증거관련 타당도 및 치료적 변화에 대한 민감도도 높은 것으로 입증되었다. 중위험 집단과 문제 집단 간에 도박기대 요인 이외의 3개 요인에서 모두 유의미한 차이가 있었으며, 치료 전과 후의 GRCS-12 하위 척도점수들도 모두 유의미한 차이를 보였다. 도박기대가 비문제성 도박자와 문제성 도박자 집단 간에는 유의미한 차이를 보이는 연구결과(Arcan & Karanci, 2015)를 고려할 때, 미래를 더 밝게 만들어 줄 것이라는 도박기대 요인은 저위험 집단과 문제 집단이라는 양극단 집단간 차이를 반영하는 요인으로 추정된다.

예측타당도에 대한 분석 결과, GRCS-12의 4개 요인 중 2개 요인(도박중단무능과 통제착각)이 PGSI-K를 유의미하게 예측해주는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 임상표본을 대상으로 한 Oei 등(2015)의 연구결과와 차이가 있다. 그들의 연구에서 SOGS를 종속변인으로 했을 때에는 GRCS의 5개 요인 모두 종속변인을 유의미하게 예측해주지 못하였고, PGSI를 종속변인으로 했을 때에는 5개 요인 중 도박중단무능 요인만 유일하게 유의미한 예측변인이었다. 그들은 연구에서의 예측과는 다른 이러한 결과에 대해 도박문제가 심각한 피검사자들이 척도 점수의 높은 쪽에 편중되는 천장효과(ceiling effect)일 가능성과 임상표본 문제 도박자의 자동화된 인지로 인하여 임상표본 피검사자들이 자신들의 도박인지를 탐지하는

데 한계가 있기 때문일 수 있음을 제시하였다. 그러나 본 연구결과, 23문항의 GRCS를 임상표본에 적용하여 내적 신뢰도와 요인 부하량이 낮은 문항과 여러 요인에 교차 부하되는 문항을 제거함으로써 GRCS-12의 예측타당도를 높였을 가능성을 시사한다.

타당도 결과와 변화 민감도 결과를 종합해 보면, 도박문제 심각도를 민감하게 반영하는 지표는 도박중단무능, 통제착각, 예측/해석 순이며, 대표적인 단일 지표는 GRCS-12 전체 점수라고 볼 수 있다. 또한 치료적 변화에 민감한 지표는 예측/해석, 도박중단무능, 통제착각, 도박기대 순이며 대표적인 단일 지표는 GRCS-12 전체 점수라고 볼 수 있다.

도박인지와 PGSI-K 간의 관계에 대한 ROC 곡선분석 결과는 도박인지에 대한 평가가 진단적 선별도구를 대체할 수 있다는 의미가 아니다. 오히려 ROC 분석결과는 인지왜곡의 수준과 진단 간의 관계를 더욱 명료화시켰다고 볼 수 있다. 도박인지에 대한 ROC 분석 결과는 도박문제에 대한 중요한 정보를 임상가와 연구자에게 제공하고 있다. 즉 GRCS-12의 21점 이상은 중위험 이상의 심각도 도박 문제가 있는 내담자들에게 매우 일반적인 높은 인지왜곡 수준을 나타낸다. 따라서 인지행동치료의 측정 가능한 목표는 GRCS-12의 점수를 21점 미만으로 낮추는 것이 될 수 있을 것이다. 임상가는 하위척도별 절단점을 기준으로 내담자의 도박인지 문제를 구체적으로 분석하여 치료계획을 수립하는 데 활용할 수 있을 것이다.

본 연구의 의의는 임상표본을 대상으로 GRCS의 요인구조를 탐색함으로써 도박문제 임상표본에 부합되는 요인구조를 확인하였다는 점이다. 특히 원형척도의 5요인이 요인 간 상관이 매우 높았다면 GRCS-12는 요인 간 상관이 낮아지면서 요인해석이 명료해지고 용이해졌다. 또한 본 연구에서는 치료적 개입에 따른 척도의 변화 민감도를 검증함으로써, GRCS-12가 지역사회 중독치료센터나 병원에 도박문제로 내원하는 성인 내담자들을 대상으로 한 치료계획 수립을 위한 평가자료는 물론이고 치료효과를 평가하는 데에도 신뢰롭게 사용될 수 있을 것이다.

마지막으로 본 연구의 제한점과 앞으로 보완해야 할 점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 비교문화(cross-cultural) 연구에서 추천되는 역번역 절차를 거치지 않았으므로 원형척도의 문항과 번안본의 언어적 동등성에 한계점이 있다. 향후 역번역을 통한 번안 타당도를 검증할 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 원형척도 연구와는 달리 치료센터를 찾은 임상표본만을 대상으로 자료를 수집하였기 때문에 비임상 집단에까지 일반화시키기 어렵고, 비임상표본을 대상으로 한 기존의 타당화 연구결과들과 직접 비교하기도 곤란하다. 따라서 아직 치료센터를 찾지 않고 있는 문제성 도박자나 혹은 비문제성 도박자를 대상으로

한 교차타당화 연구가 필요하다.

셋째, 본 연구 대상자의 97%가 남성이었고 20세 이상의 성인이었기 때문에 여성이나 청소년 임상집단에까지 일반화시키기 어렵다. 특히 국내에서 청소년의 도박문제가 심각해지면서 도박치료를 찾는 청소년들이 급증하고 있는 현실에서 청소년 임상표본을 대상으로 한 타당도 검증이 요구된다.

넷째, 국내 도박자의 특성을 반영한 문항이 추가되지 못하였다. 도박인지는 문화적 차이(Oei, Lin, & Raylu, 2008)가 있다. 또한 전체 문항을 대상으로 한 예비분석에서 도박중단무능 요인의 2번(“도박을 하지 않고서는 정상적으로 생활할 수 없다”)이 도박기대 문항들과 함께 묶였는데, 이는 서구권과는 달리 국내 도박중독자들에게 도박은 현재의 고통에서 벗어나기 위한 수단(즉, 도박기대)으로 인식되는 것으로 해석된다. 특히 치료를 받으러 오는 많은 내담자들은 현재의 도박 빚을 갚는 길은 도박으로 크게 한번 따는 것밖에 없다는 생각 때문에 도박을 끊지 못하고 반복하고 있다. 따라서 도박을 현실의 고통으로부터 벗어나는 수단으로 생각하는 도박인지 문항이 향후 연구를 통해 추가 될 필요가 있다.

마지막으로, 본 연구의 대상자들에게는 특정 도박종류를 선호하는 다양한 대상자들이 포함되어 있지만 선호하는 도박종류에 따른 차이를 분석하지 않았다. 도박기술이 요구되는 정도에 따라 인지왜곡의 양상이 다를 수 있기 때문에(Levesque, Sevigny, Giroux, & Jacques, 2017; Myrseth et al., 2010) 이에 대한 연구도 필요하다.

References

- Arcan, K., & Karanci, A. N. (2015). Adaptation study of the Turkish version of the Gambling-Related Cognitions Scale (GRCS-T). *Journal of Gambling Studies, 31*, 211-224.
- Arrindell, W., & van der Ende, J. (1985). An empirical test of the utility of the observations-to-variables ratios in factor and component analysis. *Applied Psychological Measurement, 9*, 165-178.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin, 107*, 238-246.
- Blaszczynski, A., & Nower, L. (2002). A pathways model of problem and pathological gambling. *Addiction, 97*, 487-499.
- Brown, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research, 1*, 245-276.
- Chun, K. K., Choi, S. C., & Yang, B. C. (2001). Integrated Adaptation of CES - D in Korea. *The Korean Journal of Health Psychology, 6*, 59-76.
- Chun, Y. M., Lim, J. M., & Lee, G. R. (2012, May). *Factor structure of the Gambling Urge Scale*. Poster presented at the 2012 Korean Addiction Psychological Association Seasonal Conference, Chungnam National University, Daejeon, Korea.
- Chun, Y. M., Kim, K. H., & Hong, J. A. (2012, May). *Factor structure of the Korean version of the GRCS*. Paper presented at the 2012 Korean Addiction Psychological Association Seasonal Conference, Chungnam National University, Daejeon, Korea.
- Chungnam University. (2010). *National survey on gambling industry users*. Seoul: National Gambling Control Commission.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavior sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research and Evaluation, 10*, 1-9.
- Donati, M. A., Ancona, F., Chiesi, F., & Primi, C. (2015). Psychometric properties of the Gambling Related Cognitions Scale (GRCS) in young Italian gamblers. *Addictive Behaviors, 45*, 1-7.
- Ferris, J., & Wynne, H. (2001). *The Canadian Problem Gambling Index: Final Report*. Toronto, ON: Canadian Centre on Substance Abuse.
- Fortune, E. E., & Goodie, A. S. (2012). Cognitive distortions as a component and treatment focus of pathological gambling: a review. *Psychology of Addictive Behaviors, 26*, 298-310.
- Gaboury, A., & Ladouceur, R. (1989). Erroneous perceptions and gambling. *Journal of Social Behavior and Personality, 4*, 411-420.
- Goodie, S. A., & Fortune, E. E. (2013). Measuring cognitive distortions in pathological gambling: Review and meta-analyses. *Psychology of Addictive Behaviors, 27*, 730-743.
- Grall-Bronnec, M., Bouju, G., Sébille-Rivain, V., Gorwood, P., Boutin, C., Vénisse, J. L., & Hardouin, J. B. (2012). A French adaptation of the Gambling-Related Cognitions Scale (GRCS): A useful tool for assessment of irrational thoughts among gamblers. *Journal of Gambling Issues, 27*, 1-21.
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods, 7*, 191-205.
- Hong, S. H. (2000). The criteria for selecting appropriate fit indices in structural equation modeling and their rationales. *Korean Journal of Clinical Psychology, 19*, 161-177.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*, 179-185.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55.
- Iliceto, P., Fino, E., Cammarota, C., Giovani, E., Petrucci, F., Desimoni, M., . . . Oei, T. P. (2015). Factor structure and psychometric properties of the Italian version of the Gambling Related

- Cognitions Scale (GRCS-I). *Journal of Gambling Studies*, 31, 225-242.
- Joukhador, J., Maccallum, F., & Blaszczyński, A. (2003). Differences in cognitive distortions between problem and social gambler. *Psychological Reports*, 92, 1203-1214.
- Kass, R., & Tinsley, H. (1979). Factor analysis. *Journal of Leisure Research*, 11, 120-138.
- Kim, C. T. (2016). Misuse of exploratory factor analysis and its remedies. *Survey Research*, 17, 1-29.
- Kline, R. B. (1994). *An easy guide to factor analysis*. New York: Routledge.
- Kline, R. E. (2011). *Principles and practice of structural equations modelling* (3rd ed.). London: Guilford Press.
- Ladouceur, R., Sylvain, C., Boutin, C., Lachance, S., Doucet, C., Leblond, J., & Jacques, C. (2001). Cognitive treatment of pathological gambling. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 189, 774-780.
- Langer, E. J., & Roth, J. (1975). Head I win, tails it's chance: The illusion of control as a function of the sequence of outcomes in a purely chance task. *Journal of Personality and Social Psychology*, 32, 951-955.
- Lee, H. P. (2003). The effect of irrational gambling belief to the pathological gambling. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 22, 415-434.
- Lee, K. H. (2009). Preliminary study for validation of Korean Canadian Problem Gambling Index. *The Korean Journal of Health Psychology*, 14, 667-675.
- Lesieur, H. R., & Blume, S. B. (1987). The South Oaks Gambling Screen (SOGS): A new instrument for the identification of pathological gamblers. *American Journal of Psychiatry*, 144, 1184-1188.
- Levesque, D., Sevigny, S., Giroux, I., & Jacques, C. (2017). Gambling-Related Cognition Scale (GRCS): Are skills-based games at a disadvantage? *Psychology of Addictive Behaviors*, 31, 647-654.
- Mackillop, J., Anderson, E. J., Castelda, B. A., Mattson, R. E., & Donovanick, P. J. (2006). Convergent validity of measures of cognitive distortions, impulsivity, and time perspective with pathological gambling. *Psychology of Addictive Behaviors*, 20, 75-79.
- Myrseth, H., Brunborg, G. S., & Eidem, M. (2010). Differences in cognitive distortions between pathological and non-pathological gamblers with preferences for chance or skill games. *Journal of Gambling Studies*, 26, 561-569.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAPtest. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 32, 396-402.
- Oei, T. P., Lin, J., & Raylu, N. (2007). Validation of the Chinese version of the Gambling Related Cognitions Scale (GRCS-C). *Journal of Gambling Studies*, 23, 309-322.
- Oei, T. P., Lin, J., & Raylu, N. (2008). The Relationship Between Gambling Cognitions, Psychological States, and Gambling: A Cross-Cultural Study of Chinese and Caucasians in Australia. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 39, 147-161.
- Oei, T. P., & Raylu, N. (2015). Cognitive and psychosocial variables predicting gambling behavior in a clinical sample. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 13, 520-535.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1, 385-401.
- Raylu, N., & Oei, T. P. (2002). Pathological gambling: A comprehensive review. *Clinical Psychology Review*, 22, 1009-1061.
- Raylu, N., & Oei, T. P. (2004a). The Gambling Related Cognitions Scale (GRCS): development, confirmatory factor validation and psychometric properties. *Addiction*, 99, 757-769.
- Raylu, N., & Oei, T. P. (2004b). The gambling urge scale: development, confirmatory factor validation, and psychometric properties. *Psychology of Addictive Behaviors*, 18, 100-105.
- Raylu, N., & Oei, T. P. (2004c). Role of culture in gambling and problem gambling. *Clinical Psychology Review*, 23, 1087-1114.
- Sharpe, L. (2002). A reformulated cognitive-behavioral model of problem gambling: A biopsychosocial perspective. *Clinical Psychology Review*, 22, 1-25.
- Smith, D., Woodman, R., Drummond, A., & Battersby, M. (2016). Exploring the measurement structure of the Gambling Related Cognitions Scale (GRCS) in treatment-seekers: A Bayesian structural equation modelling approach. *Psychiatry Research*, 237, 90-96.
- Son, W. S. (2003). A comprehensive approach for adapting psychological tests. *The Korean Journal of Psychology: General*, 22, 57-80.
- Steenbergh, T. A., Meyers, A. W., May, R. K., & Whelan, J. P. (2002). Development and Validation of the Gamblers' Beliefs Questionnaire. *Psychology of Addictive Behaviors*, 16, 143-149.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics* (6th ed.). New Jersey: Pearson Education Inc.
- Taylor, R. N., Parker, J. D., Keefer, K. V., Kloosterman, P. H., & Summerfeldt, L. J. (2013). Are gambling related cognitions in adolescence multidimensional?: Factor structure of the gambling related cognitions scale. *Journal of Gambling Studies*, 30, 453-465.
- Toneatto, T. (1999). Cognitive psychopathology of problem gambling. *Substance Use and Misuse*, 34, 1593-1604.
- Toneatto, T., & Gunaratne, M. (2009). Does the treatment of cognitive distortions improve clinical outcomes for problem gambling? *Journal of Contemporary Psychotherapy*, 39, 221-229.
- Toneatto, T., Blitz-Miller, T., Calderwood, K., Dragonetti, R., & Tsanos, A. (1997). Cognitive distortions in heavy gambling. *Journal of Gambling Studies*, 13, 253-266.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maxi-

mum likelihood factor analysis. *Psychometrica*, 38, 1-10.

Whelan, J. P., Steenbergh, T. A., & Meyers, A. W. (2007). *Problem and pathological gambling*. Cambridge, MA: Hogrefe & Huber.

Winfree, W. R., Ginley, M. K., Whelan, J. P., & Meyers, A. W. (2015). Psychometric evaluation of the Gamblers' Beliefs Questionnaire with treatment-seeking disordered gamblers. *Addictive Behaviors*, 43, 97-102.

Winfree, W. R., Meyers, A. W., & Whelan, J. P. (2013). Validation of a Spanish translation of the Gamblers' Beliefs Questionnaire. *Psychology of Addictive Behaviors*, 27, 274-278.

Xian, H., Shah, K. R., Phillips, S. M., Scherrer, J. F., Volberg, R., & Eisen, S. A. (2008). Association of cognitive distortions with problem and pathological gambling in adult male twins. *Psychiatry Research*, 160, 300-307.

Yokomitsu, K., Takahashi, T., Kanazawa, J., & Sakano, Y. (2015). Development and validation of the Japanese version of the Gambling Related Cognitions Scale (GRCS-J). *Asian Journal of Gambling Issues and Public Health*, 5, 1-11.

국문초록

임상용 도박인지척도(GRCS-12)의 개발과 타당화: 임상표본

전영민¹, 이정임², 박은경³

¹한국도박문제관리센터, ²고려대학교 심리학과, ³이화여자대학교 사회복지학과

본 연구는 도박인지척도(Gambling Related Cognitions Scale, GRCS)의 문항을 기반으로 임상표본에 최적화된 임상용 도박인지척도를 구성하여 그 타당도를 검증하는 데 목적이 있다. 연구대상자는 도박중독 치료를 받으러 온 2,420명(남성 97.1%)이었다. 이들을 무선적으로 두 집단으로 나누어, 임상표본 1(1,237명)의 자료에 대해서는 단축형 도박인지척도 구성을 위하여 원형척도를 번안한 GRCS에 대한 문항분석과 탐색적 요인분석으로 단축형 도박인지척도를 구성하였고, 임상표본 2(1,183명)의 자료에 대해서는 단축형 도박인지척도에 대한 확인적 요인분석 및 타당도 검증을 하였다.

임상표본 1의 자료에 대한 문항분석과 탐색적 요인분석을 통해 4요인(예측/해석, 도박기대, 통제착각, 도박중단무능) 12문항의 단축형 도박인지척도 GRCS 12를 구성하였다. 4개 요인은 전체 변량의 67.06%를 설명하였다. 임상표본 2를 대상으로 GRCS 12의 신뢰도와 타당도를 검증하였다. 확인적 요인분석 결과 12문항의 4요인구조는 전반적인 적합도가 양호하였으며, 각 하위척도의 내적 신뢰도는 .68-.72, 전체 문항의 신뢰도는 .80이었다. 또한 수렴 및 변별 타당도, 준거관련 및 예측 타당도와 변화민감도를 확인하였다. 끝으로 본 연구 결과를 토대로 연구의 의의와 제한점에 대해 논의하였다.

주요어: 도박인지, GRCS-12, 임상표본, 타당도