

# 단축형 단도박 자기효능감척도(GASS-9)의 개발과 타당화<sup>†</sup>

전 영 민<sup>‡</sup>

한국도박문제관리센터

본 연구의 목적은 단도박 자기효능감척도(Gambling Abstinence Self-efficacy Scale: GASS)의 21 문항을 기반으로 한국의 임상표본에 적합한 단축형 GASS(GASS-9)를 구성하고 그 타당도를 검증하는 것이다. 연구 참여자는 도박중독 치료를 받으러 온 2,945명(남성 96.8%)이었다. 이들을 무선적으로 두 집단으로 나눈 후, 임상표본 1(1,472명)을 대상으로 한글로 번안한 GASS를 실시하였고 탐색적 요인분석을 통해 9문항 3요인(부적정서, 재정압박, 도박자극) 구조의 GASS-9를 구성하였다. GASS-9의 3개 요인은 전체 변량의 75.36%를 설명하였다. 임상표본 2(1,473명)의 자료에 대해서는 임상표본 1을 기반으로 구성된 GASS-9에 대한 확인적 요인분석과 타당도를 검증하였다. 확인적 요인분석 결과 9문항의 3요인구조는 전반적으로 양호한 적합도를 보였고, 각 하위척도의 내적 일관성 신뢰도는 0.76~0.88, 전체 문항의 신뢰도는 0.85였다. 또한 수렴 및 변별 타당도, 준거관련 타당도와 변화민감도를 확인하였다. 문제집단과 비문제집단을 변별해주는 GASS-9 전체점수의 절단점은 37점(민감도 58.24%, 특이도 68.67%), 부적정서 요인의 절단점은 11점(민감도 35.88%, 특이도 87.95%), 재정압박 요인의 절단점은 10점(민감도 47.65%, 특이도 77.71%), 도박자극 요인의 절단점은 13점(민감도 61.76%, 특이도 66.87%)이었다. 마지막으로 본 연구의 의의와 제한점에 대해 논의하였다.

주요어: 단도박, 치료효과, 자기효능감, 타당도, 절단점

<sup>†</sup> 이 논문은 한국도박문제관리센터(www.kcgp.or.kr)의 지원을 받아 수행된 연구임.

<sup>‡</sup> 교신저자(Corresponding author) : 전영민, (03059) 서울특별시 종로구 북촌로 18 한국도박문제관리센터, Tel: 010-9495-0234, E-mail: respectuu@kcgp.or.kr, respectuu@gmail.com

자기효능감은 고위험 재발상황에 직면했을 때 자신의 행동을 통제할 수 있다는 자기 믿음으로서 행동의 유지와 변화에 대한 중요한 예측 요인으로 제안되었었고, 연구자들도 자기효능감을 도박중독을 포함한 다양한 중독행동에 대한 치료의 효과성에 대한 지표들 중의 하나로 사용하여 왔다(Bandura, 1977; Hasannia & Khalili, 2015; Schnoll et al., 2011; Stewart et al., 2016; Toneatto & Ladoceur, 2003; Witkiewitz, Donovan, & Hartzler, 2012). 자기효능감 측정치는 중독 치료 동안의 행동변화를 민감하게 반영하는 것으로 나타났다(Conditte & Lichtenstein, 1981). 또한 도박중독 치료에서 단도박에 대한 자기효능감은 치료효과를 촉진시키는 요인으로 밝혀졌다(Gomes & Pascual-Leone, 2009, 2014). 특히 연구자들은 중독행동에서 자기효능감의 중요성을 인식하면서 고위험 재발상황에서 도박을 하지 않거나 조절하는 지각된 자기효능감의 역할에 초점을 맞추고 있다(Casey, Oei, Melville, Bourke, & Newcombe, 2008; Hodgins, Peden, & Makarchuk, 2004; May, Whelan, Steenbergh, & Meyers, 2003; Takamatsu, Martens, & Arterberry, 2016). 자기효능감은 중독행동의 발생과 유지에 매개역할을 한다고 주장하는 연구(심미영, 이은유, 김은희, 2016; 임성범, 박영준, 2013; 정귀임, 김장희, 2016; Takamatsu et al., 2016)와 중재역할을 한다고 주장하는 연구(Roh & Kim, 2017)가 혼재되어 있다. 이처럼 중독영역에서 자기효능감은 다양한 기능을 하는 중요한 개념으로 다루어지고 있지만 도박 관련 문헌에서 자기효능감 척도의 개발에 관한 연구는 매우 적다(Lai, Wu, & Tong, 2015).

도박중독 연구에서 대개 자기효능감은 위험한 상황에서 도박을 하지 않거나 조절할 수 있는 개인의 능력으로 정의된다. 최근에 이러한 정의에 입각한 다차원 도박자기효능감척도(Barbaranelli, Ghezzi, Fida, & Vecchione, 2017)가 발표되었는데, 도박중독자가 아닌 일반 표본을 대상으로 연구되었다. 또한 이 척도는 광의의 자기효능감 정의에 맞게 도박을 하지 않을 능력뿐만 아니라 개인의 도박행동을 스스로 조절하는 능력까지 포함하고 있다. 이 척도 외에도 도박거부 자기효능감 척도(Casey et al., 2008), 도박 자기효능감척도(May et al., 2003)와 단도박 자기효능감척도(Hodgins et al., 2004)가 발표되었다. 도박거부 자기효능감척도는 26문항 4개 요인으로 구성되어 있어 다양한 고위험 상황(Marlatt, 1985)에서의 자기효능감을 측정하는 특징이 있지만 3번째 하위척도인 약물요인 문항들이 한국 문화와는 맞지 않은 면이 있었고, 연구 참여자의 대부분(67%)이 일반인이었다는 특성이 있었다. 약물요인 문항들은 마약을 한 상태에서 도박을 거부할 자기효능감을 측정하는 것인데 한국의 도박중독자들이 마약 문제를 보고하는 임상적 보고는 찾기 어렵다. 도박 자기효능감척도는 중독영역에서 Marlatt(1985)의 8개 고위험 상황에 속하는 문항들로 구성된 16문항의 척도로서 고위험 상황에서 도박행동을 ‘조절하는’ 능력을 측정한다. 그러나 도박중독자가 아닌 일반인을 대상으로 한 연구결과(May et al., 2003) 다양한 고위험 상황을 반영하는 요인들이 아닌 단일 요인이 추출되었다. 마지막으로 Hodgins 등(2004)이 발표한 4요인의 단도박 자기효능감척도(Gambling Abstinence Self-efficacy Scale: GASS)는 병적 도박자를 대상으로 문항선정 및

타당화 연구가 이루어졌고 조절도박이 아닌 단도박에 대한 자신감을 측정하였다. GASS에서는 Marlatt의 8개 고위험 상황들이 4개 요인(즉 부정적 정서, 정적 정서/시험욕구, 승리/외적 상황, 사회요인)으로 합쳐져서 해석에 다소의 어려움이 있었다.

본 연구에서는 임상장면에서의 치료적 활용도를 높이기 위해 Marlatt의 고위험 상황들을 최대한 반영한 다요인으로 구성된 척도를 최우선으로 선택하였고, 두 번째 기준은 본 연구에서 단축형 척도를 개발하려는 목적이 임상용에 적합한 척도 개발에 있기 때문에 임상 표본을 대상으로 문항을 선정하고 요인을 추출한 척도인지의 여부였다. 마지막 선정 기준은 도박의 정의를 “고위험 상황에서 도박을 하지 않을 개인의 능력과 자신감”이라는 협의의 정의에 근접한 구성개념을 측정하는 척도를 선정하고자 하였다. 즉 “도박을 조절해서 하는 능력”은 정의에서 제외하였다. 그 이유는 한국의 도박중독 임상장면에서 대부분의 임상가들이 치료 목표를 조절도박이 아니라 도박을 완전히 끊는 단도박에 두고 있기 때문이다. 도박 자기효능감척도는 단일 요인이고, 일반인을 대상으로 타당화 연구가 이루어졌고, 또한 단도박이 아닌 도박조절능력을 측정하기 때문에 제외하였다. 도박거부 자기효능감척도는 다요인이긴 하지만 연구 참여자의 대부분이 일반인이었고 한국의 문화에 맞지 않는 약물상황 요인이 포함되어 있어서 제외시켰다. 다차원 도박자기효능감척도는 단도박 뿐만 아니라 조절도박에 대한 자신감까지 측정하고 있고 연구 참여자가 임상표본이 아닌 일반인이었기 때문에 제외시켰다. 마지막으로 단도박 자기효능감척도(GASS)는 추출된 요인이 복합적인 구성개념들이 포함되어 있어서 요인해석에 어려

움은 있지만 다요인이고 단도박에 대한 자신감을 측정하고 있으며, 연구참여자가 모두 병적 도박자인 임상 표본이었기 때문에 최종 타당화 연구를 위한 원형적으로도 선정하였다. 특히 도박 빚에 대한 압박을 느끼는 상황에서 도박의 빈도가 증가하는 한국 도박 중독자의 특성(전영민, 정보영, 윤진욱, 2016)을 고려할 때 GASS의 승리/외적상황 요인에 포함된 금전관련 문항들이 임상적으로 유용할 것이라고 판단하였다.

GASS은 구체적인 고위험 상황에서 도박을 하지 않을 개인의 자신감에 대한 측정도구로 개발되었다(Hodgins et al., 2004). GASS는 기분이 부정적이거나 혹은 누군가가 도박하자고 요구 받는 것과 같은 고위험 상황에서 도박하지 않을 자신감 수준을 측정하는 21문항의 자기보고 질문지다. 자신감은 0점(전혀 자신 없음)에서 5점(매우 자신 있음)의 범위를 갖는 Likert식의 21문항 자기보고 질문지다. GASS의 초기 문항은 Marlatt의 8가지 재발범주를 반영하는 음주이유 질문지(Zywiak, Connors, Maisto, & Westerberg, 1996)를 바탕으로 18문항을 만들었다. 그리고 최근에 회복한 문제성 도박자 10명을 대상으로 18문항의 안면 타당도에 대한 심층면접 결과를 바탕으로 문항을 수정하였고 8문항이 추가되었다. 이러한 과정을 통해 초기 제작된 문항은 24개였고, 연구를 통해 최종 21개 문항이 남게 되었다. 그들의 연구에서 GASS의 요인구조는 4요인 즉 부정적 정서, 정적 정서/시험욕구, 승리/외부상황, 사회요인으로 구성되어 있는 것으로 나타났다. GASS는 높은 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's  $\alpha=.93$ )와 예측타당도를 보였다. 예를 들어 GASS로 측정된 단도박 자기효능감은 도박한 일수와는 유의미한 부적 상관

있었고 단도박을 유지하는 것에 대한 자신감과는 적절한 정적 상관이 있었다.

그러나 GASS의 구성타당도를 검증하기 위해 주성분분석을 한 결과 불안정한 요인구조를 보였다. 즉, 승리상황과 외부상황이 합쳐져서 ‘승리/외부상황’ 요인이 되었고, 정적 정서, 시험해보고 싶은 상황, 유혹상황이 합쳐져서 ‘정적 정서/시험/유혹’ 요인으로 명명하였지만 각각의 고유한 단일 요인으로 개념화하기가 어렵다. 실제 요인부하량을 보면 21문항 중 2개 요인 이상에 .40 이상의 요인부하량을 보이는 문항이 7개로서 요인구조가 불안정한 것으로 볼 수 있다. 그 이후 다른 표본을 대상으로 한 타당화 연구가 없어 요인구조의 안정성을 확인할 수 없다. 따라서 한국 도박중독자들을 대상으로 했을 때에도 유사한 요인구조가 유지되는지를 확인해 볼 필요가 있다.

한편 임상현장에서는 더욱 간략한 형태의 임상 척도에 대한 요구가 지속적으로 있어왔다(Mühlhan, Bullinger, Power, & Schmidt, 2008). Joyce, MacNair-Semands, Tasca와 Ogrodniczuk(2011)는 단축형 척도는 우선 순위가 연구가 아닌 치료 개입인 임상 환경에서의 이용확대와 특별히 관련 된다고 하였다. GASS 하나만 보면 21문항이 많지는 않지만 임상 환경에서는 다양한 영역들에 대한 포괄적 평가를 하기 위해 다른 많은 척도들을 함께 사용해야 하기 때문에 각 척도의 문항이 적을수록 피검사자들의 피로도를 줄여 줌으로써 평가에 대한 신뢰도를 높일 수 있는 효과가 있다. 더구나 반복측정이나 다중 지수에서의 변화측정을 필요로 하는 임상연구에서는 이러한 단축형 척도가 더 유용하게 사용되고 있다. 따라서 21문항의 GASS에 대한 타당도 연구가 이루어지긴 했

지만 단축형 척도를 개발함으로써 척도의 임상적 및 연구장면에서의 유용성을 개선할 필요가 있을 것이다.

본 연구의 목적은 한국어로 번안된 GASS의 요인구조를 탐색하여 임상적 및 연구장면에서의 용이성이 높은 단축형 GASS(the short version of the Gambling Abstinence Self-efficacy Scale) 문항을 추출하고, 그 요인구조를 확인하는 것이다.

## 방 법

### 참여자

2015년 한 해 동안 도박문제로 치료센터를 찾은 내담자로서 자발적으로 정규치료와 연구에 서면으로 동의한 2,945명 전체를 연구 참여자로 하였다. 전체 표본을 무선으로 두 표본으로 나누었는데, 그 중 임상표본 1은 1,472명이었고 임상표본 2는 1,473명이었다.

원형척도의 문항에서 단축형 GASS의 문항과 요인구조를 추출하는 데 이용되는 임상표본 1의 평균 연령은 34.38( $SD=10.68$ , 범위=14-79)이었고 남성이 96.8%였다. 이들의 학력은 대졸 이상이 65.5%, 고졸 30.9%, 중졸 이하 3.6%였다. 결혼상태는 기혼이 40.4% 미혼이 52.9%이었다. 임상표본 1을 대상으로 추출된 GASS-9의 요인구조를 다시 확인하고 그 신뢰도와 타당도를 검증하는데 이용되는 임상표본 2의 평균 연령은 35.06( $SD=10.56$ , 범위=16-77)이었고 남성이 96.9%였다. 이들의 학력은 대졸 이상이 62%, 고졸 33.3%, 중졸 이하 4.7%였다. 결혼상태는 기혼이 43.8% 미혼이 47.3%였다.

본 연구 대상자들을 문제도박척도(Problem Gambling Severity Index: PGSI; 충남대학교 산학협력단, 2010)를 평가한 결과 가장 심각한 문제성 도박자(혹은 병적도박자)가 96.4%였고, 2.9%는 중위험 도박자(혹은 문제도박자), .8%가 비문제도박자로 분류되었다.

### 측정도구

**단축형 단도박 자기효능감척도(Gambling Abstinence Self-efficacy Scale: GASS)의 개발.** 단축형 GASS의 문항은 문항-전체 상관, 내용타당도에 대한 고려점 및 탐색적 요인분석에 근거하여 원형척도인 GASS의 21문항에서 추출하였다. 이 절차는 측정되는 구성개념의 범위를 유지하면서도 동시에 높은 내적 일관성을 유지하고 오차변량이 높은 문항들을 제거할 수 있게 한다(Smith, McCarthy, & Anderson, 2000). 구체적인 방법은 문항선정 절차 부분에서 기술하였다.

GASS은 도박행동을 끊고자 하는 능력에 대한 자신감을 측정하기 위해 Hodgins 등(2004)이 개발한 21문항의 자기보고 질문지다. 그들은 질문지를 개발하기 위해 Marlatt의 8가지 재발 범주를 반영한 음주이유 질문지(Zywiak et al., 1996)를 바탕으로 18개 문제도박 문항을 제작하였다. 또한 10명의 문제도박자와 회복중인 도박자들을 대상으로 하여 18개 문항에 대한 수정이 이루어졌고 8개 문항이 추가되어 최종적으로 24개 문항이 만들어졌다. 이러한 과정으로 제작된 24개 문항에 대한 101명의 병적 도박자에게 실시하였고, 수집된 자료에 대한 주성분 요인분석을 실시한 결과 21문항의 4개 요인 즉, 승리/외부상황, 부적정서,

정적 정서/시험/욕구, 사회요인이 추출되었고 전체 변량의 66%를 설명해주었다. 그들의 연구에서 내적 일관성 신뢰도는 .70~.93, 검사-재검사 신뢰도는 .86으로 높았으며, 단도박 자기효능감을 반영하는 단일문항 측정치와는 중등도의 관계(moderate relationship)를 보였다. GASS의 전체 점수와 하위척도들은 적절한 예측타당도를 보였고, 높은 자기효능감 점수는 12개월 이상 동안에 측정된 단도박 기간과 관련이 있었다. 본 연구에서 GASS의 각 하위척도의 내적 일관성 신뢰도는 .76~.93으로 높았다.

GASS의 한국어 번역은 심리검사의 번역에 관한 연구(손원숙, 2003)에 근거하여 선번안기법(forward-adaptation)으로 진행되었다. 선번안기법이란 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 GASS를 문제성 도박자를 위한 임상용으로 타당화하고자 하였기 때문에 문제성도박 치료센터를 찾는 대상자들의 경험적 의미를 문항들이 충분히 반영할 수 있도록 선번안기법을 따랐다. 먼저 임상심리학 박사학위를 취득하고 중독 치료영역에서 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 동등성과 타당성을 검토하여 수정하였고, 도박중독에서 회복하면서 도박중독 치료 프로그램

램을 돕고 있는 회복자 1명이 문항에 대한 이해도를 검토하여 반영하였다. 이렇게 수정된 번역본에 대해 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 문제도박척도(충남대학교 산학협력단, 2010)를 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. 본 연구에서 PGSI-K의 내적 일관성 신뢰도는 0.81로 우수하였다.

**DSM-5 Diagnostic Criteria for Pathological Gambling.** DSM-5(American Psychiatric Association, 2013)의 도박장애 진단기준에 근거해서 상담사가 도박문제의 심각도를 평가하였다. DSM-5의 도박장애 진단기준은 9개이며 그 중 4개 이상의 기준에 부합되면 도박장애로 진단하고 점수가 높을수록 장애가 심각한 것으로 평가된다. 신뢰로운 측정을 위해 DSM-5의 진단기준과 구체적인 예를 면담지 형식으로 상담자에게 제공하여 반구조화 면담방식으로 진행하였다. 분석에서는 DSM-5의 도박장애 진단기준에 맞는 개수를 측정치로 사용하였다. 본 연구 표본에서의 내적 일관성 신뢰도는 .70으로 수용 가능

한 수준이었다.

**도박중독 변화동기척도(Stages Of Change Readiness And Treatment Eagerness Scale-adapted for Gambling Addiction: SOCRATES-G).** Miller와 Tonigan(1996)의 알코올용 SOCRATES를 전영민 (2005)이 한국어판 SOCRATES로 발표하였다. 전영민, 양수와 김경훈(2012)이 알코올용 한국어판 SOCRATES의 각 문항에서 ‘음주’란 단어를 ‘도박’으로 수정한 도박중독용 SOCRATES-G의 예비연구를 발표하였고, 전영민(2018)이 다시 일부 문항을 수정하여 개발한 척도를 본 연구에서 사용하였다. SOCRATES-G는 도박중독을 끊으려는 변화동기를 반영하는 3가지 차원 즉 인식, 양가성 및 실천 변화동기를 측정하고 있다. 3개 하위요인의 신뢰도는 각각 .92, .88, .65로 수용 가능한 수준이었다.

**임상용 도박인지척도(Clinical version of the Gambling Related Cognitions Scale-12: GRCS-12).** GRCS-12는 도박관련 인지왜곡을 측정하기 위해 Raylu와 Oei(2004a)가 개발한 24문항의 자기보고 질문지(GRCS)를 바탕으로 Chun, Lee와 Park (2018)이 임상용으로 개발한 척도다. GRCS-12는 GRCS (Raylu & Oei, 2004a)와는 달리 4개 요인(즉, 도박중단무능, 통제착각, 도박기대, 예측/해석)의 12문항으로 구성되어 있다. 각 하위척도의 내적 일관성 신뢰도는 .68-.72였다. 준거관련 타당도와 변화민감도도 양호하였다.

**한국판 도박충동척도(Korean version of Gambling Urge Scale: GUS-K).** Raylu와

Oei(2004b)가 개발한 Gambling Urge Scale을 전 영민, 임정민과 이기령(2012)이 번안하여 타당화한 GUS-K를 사용하였다. GUS-K는 총 6문항으로 구성되어 있고, 총점이 높을수록 도박에 대한 충동이 높고 강하며 도박중독 문제가 지속되는 것으로 해석한다. 내적 일관성 신뢰도는 .92 였다.

**한국판 CES-D(Center for Epidemiological Studies-Depression Scale).** 우울 심각도를 측정하는 한국판CES-D는 Radloff(1977)가 개발한 것을 전경구, 최상진과 양병창(2001)이 번안하여 타당화한 척도다. 한국판 CES-D는 20문항으로 구성되어 있고 총점이 높을수록 우울의 심각성이 높음을 의미한다. 내적 일관성 신뢰도는 .91 이었다.

**도박 변화준비 측정자(Readiness-to-Change Rulers for Gambling: RCRG).** Miller와 Rollnick(2002)이 제안한 측정자를 도박행동에 적용한 측정자(Rodda, Lubman, Iyer, Gao, & Dowling, 2015)를 사용하였다. 변화준비 측정자는 중요도 측정자(importance ruler), 자신감 측정자(confidence ruler), 준비도 측정자(readiness ruler)로 구성되어 있는데 본 연구에서는 중요도 측정자와 자신감 측정자를 사용하였다. 최근 연구(Hesse, 2006; Boudreaux et al., 2012)에서 중요도와 자신감 측정자는 변화단계 모형과 높은 수렴 타당도를 보였고, 약물, 알코올 및 니코틴 사용의 실제 변화에 대해 높은 예측타당도를 보이는 것으로 입증되었다. 중요도 측정자의 지시문은 ‘도박을 끊는 것이 당신 인생에서 얼마나 중요합니까?’이고 자신감 측정자의 지시문은 ‘도박을 끊을

자신감은 어느 정도입니까?’이다. 두 측정자는 0점에서 9점까지의 눈금이 있는 10점 척도로서 0점에는 ‘전혀 중요치 않음’ 혹은 ‘전혀 자신 없음’이라는 지문이 있고, 10점에는 ‘매우 중요함’ 혹은 ‘매우 자신 있음’이라는 지문이 있다.

**변화단계(Stage of Change).** 변화단계를 측정하기 위해 단일문항 변화알고리즘(Belding, Iguchi, & Lamb, 1996; Wohl & Sztainert, 2011)을 번안하여 변화단계 척도로 사용하였다. 변화단계 알고리즘은 Prochaska와 DiClemente(1986)이 개발한 TTM에 근거해서 Reed, Velicer, Prochaska, Rossi와 Marcus (1997)가 제안한 방법으로서 다양한 문제행동의 변화단계 측정 연구에 활용되고 있다(Maisto et al., 2011; Prochaska et al., 1994). 본 연구에서는 Stinchfield, Winters, Botzet, Jerstad와 Breyer(2007)가 도박중독에 맞추어 수정한 단일 문항을 사용하였다. 수정된 단일문항의 지시문은 ‘최근 3개월 동안 도박한 적이 있습니까?’이고, 선택지는 ‘(1) 있다. 그리고 앞으로 6개월 이내에는 도박을 끊을 마음이 없다. (2) 있다. 그러나 6개월 이내에 도박을 끊기 시작할 것을 심각하게 고려하고 있다. (3) 있다. 그러나 1개월 이내에 도박을 끊기 시작할 구체적인 계획을 하고 있다. (4) 전혀 없다. 아직 6개월은 안됐지만 이미 도박을 끊고 있다. (5) 전혀 없다. 이미 6개월 이상 도박을 끊고 있다.’로 구성되어 있다. 1번 선택지를 선택한 참여자는 TTM의 4 단계도 중 전속고 단계로 분류되고, 2번을 선택한 참여자는 숙고 단계, 3번 선택 참여자는 준비 단계, 4번 선택 참여자는 실행단계, 5번 선택 참여자는 유지단계로 분류된다.

## 측정절차

도박문제로 치료를 받으러 오는 첫날, 치료와 연구에 동의한 모든 대상자들에게 질문지의 목적을 설명하고 사전검사를 실시하였다. 그 후 12 회기의 정규치료 종결시점에 사후검사를 실시하였다. 사후검사 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 일관성 신뢰도를 유지하고, (4)임상적 요인해석의 용이성을 위해 요인간 상관을 최소화하면서 GASS의 문항 수를 감소시키는 것이다. 문항선정의 이러한 목적에 맞추기 위해 Costello와 Osborne(2005), Singh 등 (2009)의 제안에 따라 다음 절차를 따랐다.

1. 탐색적 요인분석의 요인부하량 크기(.60 이상) 및 수정된 문항-총점 상관(.60 이상)에 근거해서 원형척도의 요인 구성개념을 가장 잘 측정하는 문항을 선정한다.
2. 단어가 서로 유사하거나 다른 문항과의 상관이 높은( $r > .90$ ) 문항은 척도 길이와 중복성(redundancy)을 줄이기 위해 제거한다.
3. 문항-전체 상관이 낮은( $r < .60$ ) 문항은 제거한다.
4. 교차부하(cross-loading)가 높은 문항을 제거한다.

5. 내적 일관성 신뢰도를 감소시키는 문항을 제거한다.

6. 개별 요인의 개념적 일관성(conceptual coherence)을 유지한다.

7. 요인별 최소 3문항 이상을 유지한다(Crawford, 1975; Kline, 1994; Zwick & Velicer, 1986).

8. 누적 설명변량이 50% 이상이 되도록 요인 수를 설정한다(Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1995)

## 통계분석

### 평행분석(Parallel Analysis)

자료에 적합한 요인 수를 결정하기 위한 기준으로 누적분산비율, 스크리 검사(Cattell, 1966), 고유치 1 이상, 평행분석이 있다. 그러나 Cliff(1988)는 고유치가 1이하인 경우에도 내용타당성에 문제가 없다면 요인을 해석 가능하다고 하였으며 Zwick와 Velicer(1986)는 고유치 1 이상이어야 한다는 카이저의 법칙을 더 이상 사용해서는 안 된다고 제안하였다. 본 연구에서는 탐색적 요인분석을 실시하기 전에 적절한 요인 수를 결정하기 위해 평행분석(Horn, 1965; O'Connor, 2000; Hayton, Allen, & Scarpello, 2004)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(김창택, 2016).

### 탐색적 요인분석

치료센터를 찾는 한국의 도박중독자에게 적합한 단축형GASS의 요인구조를 탐색하기 위해 임상표본 1의 자료를 대상으로 원형척도 연구(Hodgins et al., 2004)와 동일하게 직교회전에 의한 주성분 요인분석을 하였다. 표본크기는 1,472명은 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 GASS-9의 요인구조와 각 문항의 부하량을 탐색하였다. 탐색적 요인분석 과정을 통해 문항을 선정할 때 앞에서 기술한 문항선정 절차를 따랐으며, 특히 요인의 개수를 설정할 때는 Cliff(1988), Zwick와 Velicer(1986)의 제안에 따라 요인의 해석 가능성, 요인별 3개 이상의 문항, 50% 이상의 누적 설명변량을 고려하였다.

### 확인적 요인분석

임상표본 1을 대상으로 탐색된 단축형 GASS의 요인구조가 임상표본 2에도 부합되는지를 확인하기 위해 SPSS(V. 21)의 AMOS 프로그램을 사용하여 확인적 요인분석을 하였다. 모형을 평가하기 위해  $\chi^2$  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 RMSEA(Root Mean Squared Error of Approximation), TLI(Tucker Lewis Index)와 CFI(Comparative Fit Index)를 사용하였다(홍세희, 2000). RMSEA는 0.05 미만이면 좋은 적합도 0.08

미만의 값이면 괜찮은 적합도 0.10 미만이면 보통 적합도를 나타낸다고 볼 수 있으며(홍세희, 2000; Brown & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1999), TLI와 CFI는 값이 .90 이상이면 적합도가 좋다고 할 수 있다(홍세희, 2000; Bentler, 1990; Tucker & Lewis, 1973).

### 신뢰도 및 타당도 분석

확인적 요인분석으로 교차타당화 과정을 거친 단축형GASS의 내적 일관성 신뢰도(Cronbach  $\alpha$ ) 분석을 하였다. 수렴 타당도를 검증하기 위해 PGSI-K, DSM-5, 우울, 도박충동, 변화준비도 및 도박중독 변화동기와의 상관관계 분석을 실시하였고, 준거관련 타당도(criterion-related validity)를 검증하기 위해 PGSI-K에서 2점 이하의 비문제집단과 중위험 이상의 문제집단간의 차이를 분석하였다. 또한 도박 변화준비 측정자의 자신감 측정자에서 평균값(8.54) 이상의 높은 단도박 자신감집단과 낮은 단도박 자신감집단간의 차이를 분석하였다. 마지막으로 변화단계별로 단축형 GASS의 전체 점수 및 각 하위척도에서 차이가 있는지를 분석하였다. 수렴 타당도는 피어슨 상관 계수의 효과크기(effect size)에 대한 표준 해석기준에 따라 평가되었다. 효과크기는  $0.10 < r < 0.30$ 을 작음(small),  $0.30 \leq r < 0.50$ 을 중간(medium),  $r \geq 0.50$ 을 큼으로 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  $SRM \geq 0.8$ 은 민감

도가 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.

단축형GASS 전체 점수에 대한 임상적 해석을

돕기 위해 ROC 곡선분석을 하였다. 정규치료 직후에 측정된PGSI-K에서 3점 미만의 비문제집단과 3점 이상의 문제집단을 구별 시켜 주는 단축형GASS 점수의 절단점을 계산하였다. 단축형GASS 하위척도들이 두 집단을 예측하는 정확도

표 1. Original version of the Gambling Abstinence Self-efficacy Scale(GASS)의 탐색적 요인분석

원형척도 문항번호	문항(원형척도의 하위척도명)	요인			M	SD
		1	2	3		
7	갑자기 도박하고 싶은 유혹을 느꼈을 때(PT)	.71	.15	.37	2.84	1.40
17	운이 좋은 날이라고 느꼈을 때(WE)	.68	.33	.22	3.38	1.54
5	기분이 좋았을 때(PT)	.66	.38	-.02	3.72	1.42
16	도박할 기회가 갑자기 생겼을 때(WE)	.66	.13	.49	2.87	1.54
4	도박하고 싶은 욕구 때문에 몸이 불편하게 느껴졌을 때(NE)	.66	.42	.13	3.25	1.46
8	도박을 권유하거나 초대하는 문자나 연락이 왔을 때(SF)	.64	.36	.09	3.57	1.50
6	도박을 아주 조금 해보면 어떤 결과가 발생할지 시험해보고 싶었을 때(PT)	.63	.31	.18	3.07	1.53
13	다른 사람들이 도박하고 있는 것을 알았을 때(SF)	.60	.44	.15	3.50	1.47
10	다른 사람들과 즐거운 시간을 보내면서 함께 도박하고 싶었을 때(SF)	.60	.42	.04	3.51	1.52
19	습관적으로 도박을 하곤 하던 상황에 놓였을 때(WE)	.59	.32	.43	2.97	1.55
9	가족이나 다른 사람과의 관계 때문에 화가 났거나 실망스러웠을 때(NE)	.30	.80	.07	3.60	1.45
2	불안이나 긴장을 느꼈을 때(NE)	.40	.78	.01	3.52	1.44
1	나 자신이나 잘 풀리지 않는 일 때문에 화가 났거나 실망스러웠을 때(NE)	.34	.75	.06	3.39	1.41
12	가족이나 다른 사람들이 나를 비난하고 있다고 느꼈을 때(NE)	.21	.74	.27	3.50	1.49
20	어떤 생각이나 감정에서 벗어나고 싶었을 때(NE)	.49	.68	.10	3.55	1.45
21	더 이상 신경 쓰고 싶지 않았을 때(NE)	.47	.67	.14	3.57	1.49
3	따분하고 우울했을 때(NE)	.52	.62	.05	3.27	1.51
11	다른 사람(가족, 채권자 포함)과의 관계 때문에 걱정이나 긴장을 느꼈을 때(NE)	.01	.60	.57	2.99	1.62
15	잃은 돈을 되찾아야 할 절박한 필요를 느꼈을 때(WE)	.23	-.04	.86	2.28	1.63
18	금융부채로 압박을 느꼈을 때(WE)	-.01	.24	.83	2.35	1.69
14	돈을 따고 싶었을 때(WE)	.47	-.03	.72	2.60	1.52
고유치		10.32	2.28	1.27		
하위척도 설명변량 (%)		49.16	10.87	6.05		
전체 누적 설명변량 =66.08%						

주. 원형척도=original version of the Gambling Abstinence Self-efficacy Scale, NE=Negative Emotions, PT=Positive mood/Testing/ Urges, WE=Winning/External situations, SF=Social Factors.

는 ROC curve 아래의 면적(Area Under the ROC Curve: AUC)에 의해 측정될 수 있다. 보통 AUC 수치에 따라 정확하지 않은 예측,  $AUC=0.5$ ; 덜 정확한 예측,  $0.5 < AUC \leq 0.7$ ; 중등도로 정확한 예측,  $0.7 < AUC \leq 0.9$ ; 매우 정확한 예측,  $0.9 < AUC < 1$ ; 그리고 완벽한 검사,  $AUC=1$ 로 분류한다(Greiner, Pfeiffer, & Smith, 2000; Swets, 1988).

### 변화민감도 및 ROC 곡선분석

단축형 GASS의 치료적 변화에 대한 민감도(Sensitivity to Change) 혹은 척도의 반응성(responsiveness)을 평가하기 위해 대응표본  $t$ -검증, 표본크기에 영향을 받지 않는 SRM(Standardized Response Mean)을 이용하였다(Denollet, 1993; García de Yébenes Prous, Salvanés, & Ortells, 2008; Husted, Cook, Farewell, & Gladman, 2000; Pook & Tuschen-Caffier, 2004). SRM은 척도점수의 평균 변화값을 변화 점수의 표준편차로 나누어서 계산된다( $SRM = \text{mean change} / \text{standard deviation change}$ ). Cohen(1988)의 기준에 따르면 SRM값이 클수록 척도의 변화민감도 혹은 반응성은 높은 것으로 평가하는데 0.8 이상이면 큰 값, 0.5-0.8이면 중간 값, 0.2-0.5이면 작은 값으로 분류한다.

단축형 GASS 전체 점수 및 하위척도 점수의 임상적 해석을 돕기 위해 ROC 곡선분석(Receiver-Operator Characteristic curve analysis)을 하였다. 정규치료 직후에 측정된PGSI-K에서 2점 이하의 비문제집단과 3점 이상의 문제집단을 구별 시켜 주는 단축형 GASS 전체 점수 및 하위척도 점수의 절단점을 계산하였다.

자료의 정규성(normality)을 검증하였다. 정규분포의 일반적 기준은 왜도(skewness)와 첨도(kurtosis)가 각각 절대값 2.0과 7.0 미만이다. GASS의 21개 문항들은 모두 수용 가능한 정규분포 기준 내에 있었다. 표본의 요인분석 적합성을 알아보는 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin) 지수는 .95로서 문항 간 상관이 좋은 것으로 나타났고, 구형성 검증을 위한 Barlett 검증 결과도 요인분석을 하기에 적합한 자료로 판단되었다,  $\chi^2(210, N=1141) = 17138.12, p < .000$ .

## 결 과

### 예비분석

GASS에 대한 피어슨 상관분석 결과, 원형척도 연구에서 도출된 하위척도간에 높은 상관을 보였다. 즉 승리/외부상황 하위척도는 부정정서,  $r=.59, p < .01$ , 정적정서/시험/욕구,  $r=.65, p < .01$ , 사회요인,  $r=.56, p < .01$ , 과 높은 상관을 보였고, 부정정서는 정적정서/시험/욕구 하위척도,  $r=.71, p < .01$ , 및 사회요인,  $r=.72, p < .01$ , 과 매우 높은 상관을 보였다. 예비분석으로서 임상표본 1에서 수집된 GASS의 전체문항에 대해 직교회전에 의한 주성분분석 결과(표 1), 원형척도 연구결과(Hodgins et al., 2004)와는 달리 고유치(eigenvalue) 1이상인 요인이 3개 추출되었고 3개 요인의 총 설명변량은 66.08%였다. 원형척도 연구에서의 부정정서 요인 문항들은 4번을 제외한 모든 문항이 하나의 요인으로 분류되었다. 4번 문항도 도박욕구로 인한 몸의 불편감 보다는 도박욕구 자체에 피검사자들이 주목한 것으로 해석된다. 원형척도 연구에

서 승리/외적상황 요인으로 묶였던 문항들 중 재  
정압박과 관련된 문항들이 3요인으로 묶였고, 나  
머지 문항들은 원형척도 연구의 4개 요인들 중  
도박을 부추기는 도박자극 문항들로 구성된 요인  
이 추출되는 것으로 평가된다.

**평행분석**

GASS의 21문항 자료에 적합한 요인 수를 결정  
하기 위해 평행분석을 실시한 결과, 적정 요인 수  
는 3개로 나타났다(그림1). 그림에서와 같이 가상  
의 무선 상관행렬에 기초한 평균 고유치나 95%  
신뢰수준의 고유치보다 큰 고유치는 3개였다.

**문항분석 및 탐색적 요인분석**

앞에서 제시한 문항선정 절차에 따라 문항을 선  
정하였다. 먼저 원형척도의 하위 척도별로 수정된  
문항-총점 상관과 신뢰도 지수에 대한 분석 결과,  
문항-총점 상관이 .60 미만이고 내적 일관성 신뢰  
도를 저하시키는 11번 문항을 제거하였고, 반복적  
인 요인분석을 통해 두 요인에 .40 이상의 교차부  
하를 보이는 11개 문항(5, 7, 10, 13, 19, 4, 16, 3,  
11, 20, 21)을 하나씩 제거한 결과, 최종 3요인 9  
문항이 추출되었고 각 문항의 공통성은 .60 이상  
이었다(표 2). 요인 1의 고유치는 4.22(설명변량  
46.92%)이고, 요인 2의 고유치는 1.82(설명변량  
20.17%), 요인 3의 고유치는 .74(설명변량 8.27%)

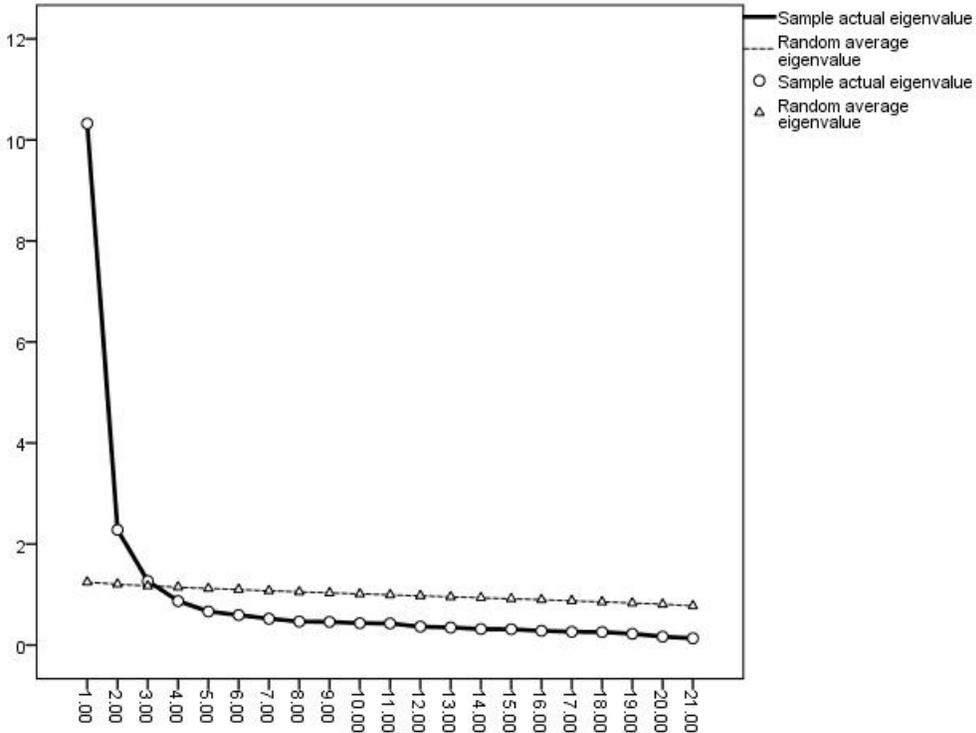


그림 1. GASS에 대한 평행분석의 스크리 도표

였다. 요인 3은 고유치가 1이 되지 못하지만 Cliff(1988)의 제안에 따라 요인 3의 문항들이 도박을 유혹하는 내적 및 외적 자극으로 구성되어 있어 내용타당도가 높다고 판단하여 요인 3을 유지하였다. 요인 1은 원형척도 연구에서 부적 정서(negative emotion) 요인이었던 1, 2, 9번 문항이 추출되어 ‘부적 정서’ 요인으로 명명하였고, 요인 2는 원형척도 연구의 승리/외적상황 요인의 문항들 중 재정압박(financial pressure)과 관련된 문항들이 추출되어 ‘재정압박’ 요인으로 명명하였으며, 요인 3은 원형척도 연구의 4개 요인들 중 도박을 부추기는 도박자극(gambling stimulus) 문항들이 추출되어 ‘도박자극’ 요인으로 명명하였다.

**단축형 단도박 자기효능감척도(GASS-9)의 확인적 요인분석 및 신뢰도 분석**

임상표본 1에서 탐색된 9문항 3요인구조의 GASS-9(short version of the Gambling Abstinence Self-efficacy Scale) 를 임상표본 2에 적용하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 최대우도추정법(maximum likelihood estimation)으로 분석한 결과, 모든 적합도 지수는 수용 기준인 .9보다 더 컸고, CFI=.97; TLI=.94, RMSEA는 괜찮은 적합도 범위인 .06이었다. GASS-9의 내적 일관성 신뢰도신뢰도(표2)는 부적정서 요인 .88, 재정압박 요인 .83, 도박자극 요인 .76, 전체 문항 .85로 양호한 수준이었다.

표 2. 단축형 단도박 자기효능감척도(GASS-9)의 요인부하량과 신뢰도

원형척도 문항번호	문항(원형척도의 하위척도명)	요인			M	SD
		1	2	3		
1	나 자신이나 잘 풀리지 않는 일 때문에 화가 났거나 실망스러웠을 때(NE)	<b>.87</b>	.11	.26	3.39	1.41
2	불안이나 긴장을 느꼈을 때(NE)	<b>.86</b>	.06	.32	3.52	1.44
9	가족이나 다른 사람과의 관계 때문에 화가 났거나 실망스러웠을 때(NE)	<b>.80</b>	.07	.31	3.60	1.45
15	잃은 돈을 되찾아야 할 절박한 필요를 느꼈을 때(WE)	-.01	<b>.90</b>	.18	2.28	1.63
18	금융부채로 압박을 느꼈을 때(WE)	.23	<b>.85</b>	-.02	2.35	1.69
14	돈을 따고 싶었을 때(WE)	-.01	<b>.76</b>	.44	2.60	1.52
17	운이 좋은 날이라고 느꼈을 때(WE)	.32	.23	<b>.74</b>	3.38	1.54
6	도박을 아주 조금 해보면 어떤 결과가 발생할지 시험해보고 싶었을 때(PT)	.30	.17	<b>.73</b>	3.07	1.53
8	도박을 권유하거나 초대하는 문자나 연락이 왔을 때(SF)	.35	.08	<b>.71</b>	3.57	1.50
고유치		4.22	1.82	1.00		
하위척도 설명변량 (%)		46.92	20.17	8.27		
전체 누적 설명변량	=75.36%					
내적 일관성 신뢰도 (Cronbach's α)		.88	.83	.76		

주. 원형척도=original version of the Gambling Abstinence Self-efficacy Scale, GASS-9=short version of the Gambling Abstinence Self-efficacy Scale, NE=Negative Emotions, PT=Positive mood/Testing/Urges, WE=Winning/External situations, SF=Social Factors.

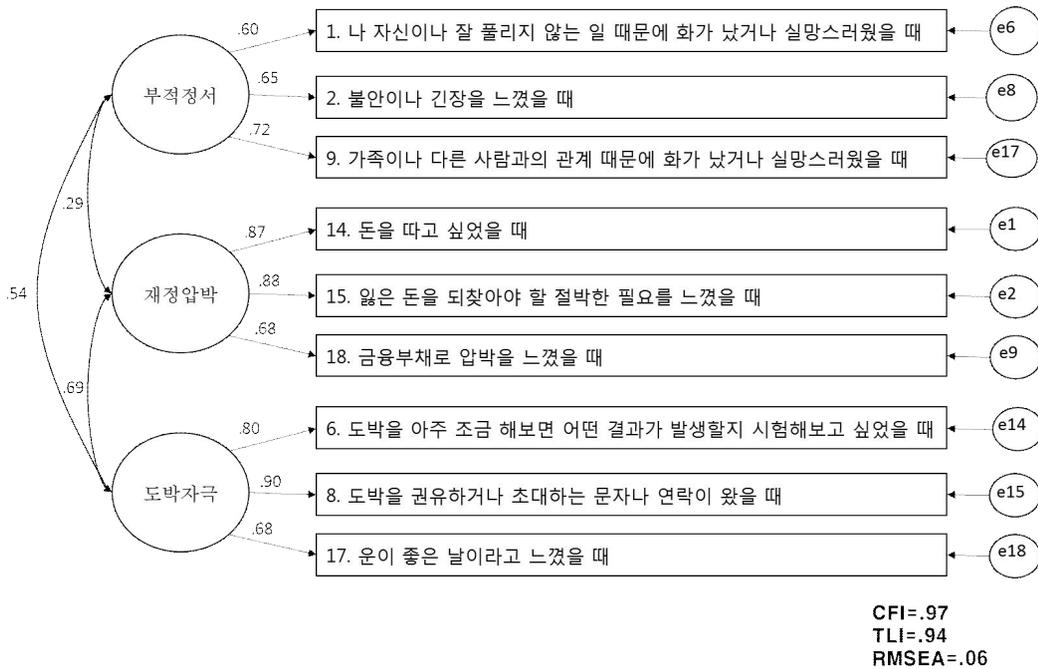


그림 2. GASS-9의 3요인 모형(표준계수는 모두 .001에서 유의미함)

**단축형 단도박 자기효능감척도(GASS-9)의 수렴 및 변별 타당도와 준거 타당도**

GASS-9의 하위척도간 상관은 .60 미만의 상관을 보였다(표 3). GASS-9의 전체점수와 하위척도 점수는 성별에 따른 차이가 없고 상담 받은 횟수와도 유의미한 상관이 없었다. 그러나 GASS-9는 연령, 교육수준 및 도박문제의 심각도에 따라 달랐다. 즉 연령은 GASS-9 전체점수,  $r=-.07$ ,  $p<.05$ , 부적정서,  $r=-.23$ ,  $p<.01$ , 도박자극,  $r=-.07$ ,  $p<.05$ , 과는 부적 상관이 있었고, 재정압박,  $r=.11$ ,  $p<.01$ , 상황에서의 단도박 자기효능감과는 정적 상관이 있었다. 반면에 학력이 높을수록 부적 정서 및 도박자극 상황에서 단도박을 할 자기효능감이 높아지는 것으로 나타났다.

GASS-9는 선별도구인 PGSI-K로 측정된 문제 도박의 심각도와는 하나의 하위척도(즉 재정압박 요인)에서 유의미한 상관을 보였지만 다른 하위척도와는 상관이 없었다(표 3). 그러나 GASS-9의 모든 하위척도는 DSM-5 진단준거 개수와는 유의미한 부적 상관을 보였다.

GASS-9는 도박충동, 우울 및 도박인지와는 예측대로 유의미하게 높은 부적 상관을 보였다(표 3). GASS-9는 도박중독 변화동기의 하위척도들 중 양가성 요인과는 부적 상관이 있었지만 실천 요인과는 정적 상관이 있었다. 즉 단도박 자기효능감이 높을수록 단도박에 대한 양가감정이 낮고 실천동기는 높은 것으로 해석된다. 마지막으로 단도박의 중요도 인식은 단도박 자기효능감과 비교적 낮은 정적 상관을 보였지만 단도박 자신감은

표 3. GASS-9와 관련 변인의 상관분석 ( $n=1080$ )

변인	GASS-9			
	전체점수	부적정서	재정압박	도박자극
GASS-9				
부적정서 요인				
재정압박 요인		.26**		
도박자극 요인		.55**	.42**	
연령	-.07*	-.23**	.11**	-.07*
학력	.05	.07*	-.01	.07*
한국판 문제도박척도(PGSI-K)	-.10**	-.03	-.18**	.00
DSM-5 도박장애 진단기준에 맞는 수	-.15**	-.16**	-.16**	-.09**
한국판 도박충동척도(GUS-K)	-.44**	-.38**	-.27**	-.38**
한국판 CES-D	-.26**	-.23**	-.25**	-.13**
임상용 도박인지척도(GRCS-12) 전체점수	-.36**	-.18**	-.32**	-.33**
통제착각 요인	-.26**	-.15**	-.19**	-.26**
예측해석 요인	-.18**	-.05	-.15**	-.22
중단무능 요인	-.33**	-.16**	-.36**	-.23**
도박기대 요인	-.23**	-.15**	-.17**	-.22**
도박중독 변화동기척도(SOCRATES-G)				
인식 요인	-.04	.04	-.15**	.04
양가성 요인	-.16**	-.18**	-.02	-.18**
실천 요인	.47**	.32**	.41**	.35**
변화단계	.24**	.15**	.21**	.19**
도박 변화준비 측정자(RCRG)				
중요도 측정자(importance Ruler)	.14**	.16**	.02	.16**
자신감 측정자(confidence Ruler)	.41**	.30**	.34**	.33**

주. GASS-9= 단축형 단도박 자기효능감척도, CES-D=Center for Epidemiological Studies Depression Scale.

\* $p<.05$ . \*\* $p<.01$ .

GASS-9의 모든 하위척도 점수와 높은 정적 상관을 보였다. 또한 변화단계가 전숙고에서 준비 및 실천단계로 높아질수록 단도박 자기효능감은 높아지며 특히 재정압박 상황에서의 단도박 자기효능감이 가장 높아지는 것으로 나타났다.

GRCS-12의 준거 타당도를 검증하기 위해 PGSI-K 기준으로 중위험 이상의 문제집단과 그 미만의 비문제 집단간에 그리고 도박 변화준비 측정자의 자신감 측정자에서 9점 이상으로 단도박에 대한 자신감이 높은 집단과 9점 미만의 자신감이 낮은 집단간에 GASS-9의 전체 점수 및

각 하위척도에서 차이가 있는지를  $t$ -검증한 결과(표 4), 전체 점수뿐만 아니라 모든 하위척도에서 비문제집단의 단도박 자기효능감이 유의미하게 더 높았다. 그리고 도박 변화준비 측정자의 자신감 측정자에서 9점 이상으로 단도박에 대한 자신감이 높은 집단과 9점 미만의 자신감이 낮은 집단간에 GASS-9의 전체 점수 및 각 하위척도에서 차이가 있는지를  $t$ -검증한 결과(표 5), 예측대로 단도박에 대한 자신감이 높은 집단이 낮은 집단보다 GASS-9의 모든 하위척도에서 유의미하게 높은 점수를 보였다.

표 4. 문제도박 심각도(PGSI-K) 에 따른 GASS-9 비교

변인	비문제 집단 <i>M(SD)</i>	문제 집단 <i>M(SD)</i>	<i>t</i> -값
GASS-9 전체점수	38.80(7.24)	33.61(10.10)	(1,334)= 5.43*
GASS-9-부적정서	13.42(2.36)	11.69(3.73)	(1,334)= 5.07*
GASS-9-재정압박	12.04(3.24)	11.69(3.73)	(1,334)= 4.81*
GASS-9-도박자극	13.34(2.70)	11.82(3.59)	(1,334)= 4.41*

주. GASS-9=단축형 단도박 자기효능감척도, PGSI-K= 한국판 문제도박척도, 비문제집단=PGSI-K에서 2점 미만의 집단, 문제집단=PGSI-K에서 3점 이상의 집단.

\**p* < .001.

표 5. 단도박 자신감 집단에 따른 GASS-9 비교

변인	높은 자신감 집단 <i>M(SD)</i>	낮은 자신감 집단 <i>M(SD)</i>	<i>t</i> -값
GASS-9 전체점수	40.53(7.92)	33.52(8.71)	(1,348)= 7.53*
GASS-9-부적정서	13.75(2.72)	11.81(3.24)	(1,348)= 5.73*
GASS-9-재정압박	13.02(3.11)	9.83(3.76)	(1,348)= 5.58*
GASS-9-도박자극	13.76(3.10)	11.88(3.10)	(1,348)= 5.48*

주. GASS-9=단축형 단도박 자기효능감척도, 높은 자신감 집단=단도박 자신감측정자의 9점 이상 집단, 낮은 자신감 집단=단도박 자신감 측정자의 9점 미만 집단.

\**p* < .001.

## 변화민감도

치료에 대한 척도의 변화민감도(sensitivity to change)를 측정하기 위해 임상표본 2를 대상으로 치료 전과 후에 수집된 GASS-9 점수에 대한 대응표본 *t*-검증과 표준반응평균(Standardized Response Mean: SRM) 분석을 하였다. 검증 결과(표 6) GASS-9 전체 점수 및 모든 하위척도에서 유의미한 차이를 보였다. 표준반응평균(SRM)으로 GASS-9의 변화민감도를 분석한 결과도 이와 일치하였는데, Cohen(1988)의 기준을 적용했을 때 GASS-9 전체 점수, 재정압박 및 도박자극 요인이 각각 .74, .73, .54로 중등도의 민감도를 보였고, 부적정서 요인의 민감도는 .50 미만으로 작았다.

## 도박문제심각도에 따른 GASS-9의 절단점

GASS-9의 전체 점수 및 하위척도 점수의 해석을 돕고자 ROC 곡선분석(Receiver-Operator Characteristic curve analysis) 방법으로 도박문제 심각도 수준에 상응하는 GASS-9 점수 수준을 계산하였다. 정규치료 종결시점에 측정된 PGSI-K의 분류 기준(즉 PGSI-K상에서 2점 미만의 비문제 및 저위험 집단과 3점 이상의 중위험 및 문제성 집단에 따라 비문제집단과 문제집단으로 분류하였고, 이 두 집단을 GASS-9로 분류할 때의 정확도를 분석하였다. 분석결과(표 7), 정규치료 종결 시점에서 GASS-9의 전체점수로 두 집단을 예측하는 분류정확도는 66%였고 절단점(cut-off point)은 37점이었다. 즉 전체점수합이 37점 이하

표 6. GASS-9의 사전사후 비교

변인	치료 전 <i>M(SD)</i>	치료 후 <i>M(SD)</i>	<i>t</i> -값	SRM(95% CI)
GASS-9 전체점수	28.25(8.59)	35.16(9.45)	(288)= 12.55*	0.74(.58-.89)
GASS-9-부적정서	10.64(3.57)	12.25(3.29)	(288)= 7.45*	0.44(.31-.56)
GASS-9-재정압박	7.34(4.06)	10.65(3.95)	(288)= 12.44*	0.73(.59-.89)
GASS-9-도박'자극	10.27(3.40)	12.26(3.40)	(288)= 9.20*	0.54(.41-.69)

주. GASS-9=단축형 단도박 자기효능감척도, SRM= Standardized Response Mean.

\* $p < .001$ .

표 7. 도박문제심각도(PGSI-K) 집단에 따른 GASS-9의 ROC 곡선분석

변인	AUC	<i>p</i>	절단점	민감도	특이도
GASS-9 전체점수	.66	<.001	37	58.24	68.67
GASS-9-부적정서	.63	<.001	11	35.88	87.95
GASS-9-재정압박	.64	<.001	10	47.65	77.71
GASS-9-도박'자극	.64	<.001	13	61.76	66.87

주. PGSI-K=한국판 문제도박척도, GASS-9=단축형 단도박 자기효능감척도, AUC= Area under the ROC curve.

는 도박을 끊기에는 아직 단도박 자기효능감이 부족한 수준으로 해석할 수 있다. 부적정서, 재정 압박, 도박자극 요인들 각각의 절단점은 11, 10, 13 점이었으며 그 분류정확도는 63~64%였다.

## 논 의

연구의 주요 목적은 한국어로 변안된 GASS의 요인구조를 탐색하여 임상적 및 연구장면에서의 용이성이 높은 단축형 GASS(GASS-9)의 요인과 문항을 추출하고, 그 요인구조를 확인하는 것이었다. 변안된 GASS에 대한 탐색적 요인분석 결과, 원형척도 연구에서의 4요인 구조가 아닌 3요인구조가 탐색되었다. 예비분석 결과, 여러 요인들에 모두 높은 부하량을 보이는 문항이 많았고, 원형척도 연구의 4요인간 상관도 .56~.72 범위로 매우

높았으며, 평행분석 결과도 요인 3개가 적절한 것으로 나타났다. 주성분분석으로 추출된 3개 요인은 부적정서, 재정압박, 도박자극 요인으로 각 요인별 3개 문항으로 묶였고 전체 설명변량은 75.36%였다. 따라서 본 요인분석 결과는 요인별 최소 문항 개수에 대한 기준(Crawford, 1975; Kline, 1994)과 누적 설명변량 최소 50% 기준(Hair et al., 1995)을 충족한다. 다만 3번째 요인인 도박자극 요인의 고유치가 1.0에 미치지 못하지만, 도박을 유혹하는 내적 및 외적 자극에 대한 내용을 잘 반영하는 것(즉 양호한 내용타당도)으로 평가되어 Cliff(1988)의 제안에 따라 유지되었다.

반복적인 탐색적 요인분석으로 추출된 9문항의 GASS-9를 다른 임상표본에 적용하여 확인적 요인분석을 한 결과 GASS-9의 적합도는 양호하였

으며, RMSEA<.06, CFI>.97, TLI>.94, 모든 하위 척도의 내적 일관성 신뢰도도 .76~.88 범위로 높았다. 요인간 상관도 .55이하(.26-.55 범위)로 요인간 독립성을 어느 정도 가정할 수 있는 수준으로 개선되었다.

GASS-9의 수렴 및 변별 타당도도 높은 것으로 입증되었다. GASS-9전체 점수는 연령과 부적 상관성이 있었는데, 하위척도마다 다른 양상을 보였다. 즉, 연령이 높을수록 부적정서와 도박자극 상황에서의 단도박 자기효능감이 낮아졌지만 재정압박 상황에서의 단도박 자기효능감은 오히려 높아졌다. 결국 연령이 낮을수록 재정압박 상황에서 도박을 중단할 자신감이 더 낮은 것으로 해석될 수 있기 때문에 청소년이나 젊은 청년들의 도박문제에 대해 접근할 때 재정압박에 대한 스트레스를 효과적으로 다루는 것이 치료성공에 중요할 수 있음을 시사한다. 그리고 GASS-9와 도박문제심각도, 도박충동, 우울 등과의 상관을 분석한 결과 유의미한 부적 상관성이 있었다. 다만 GASS-9의 전체 점수와 모든 하위척도가 DSM-5 진단준거 개수와는 모두 부적 상관성이 있었지만 PGSI-K와는 GASS-9의 재정압박 요인만이 부적 상관성이 있었다. 이러한 결과는 GASS-9가 일반적 문제성 수준의 도박행동보다 더욱 임상적 진단수준의 도박행동과 더 깊은 관련성이 있음을 시사한다. 또한 이 결과는 원형척도 연구(Hodgins et al., 2004)에서 임상진단용으로 개발된 SOGS(South Oaks Gambling Screen; Lesieur & Blume, 1987)와 GASS간에 -.27의 비교적 높은 상관을 보인 결과와도 일치한다.

GASS-9의 수렴 및 변별 타당도를 검증하기 위해 임상용 도박인지척도, 변화단계 및 도박 변화

준비 측정자와의 상관을 분석하였다. GASS-9의 모든 하위척도는 임상용 도박인지척도와 유의미한 부적 상관성이 있었고, 변화단계 및 도박 변화준비와는 유의미한 정적 상관을 보였다. 특히 GASS-9가 도박 변화준비 측정자의 중요도 측정자와는 상관이 비교적 낮고 자신감 측정자와는 일관성 있게 높은 상관을 보였다는 것은 GASS-9가 단도박에 대한 중요도 보다는 자신감을 더 많이 반영하고 있는 것으로 해석된다. 이러한 결과는 원형척도 연구에서 GASS이 단도박 자신감과 유의미한 상관성이 있었다는 연구결과와도 일치한다. 그리고 GASS 9는 도박중독 변화동기척도의 양가성 요인과는 부적 상관성이 있었지만 실천 요인과는 높은 정적 상관성이 있었다는 것도 GASS-9의 높은 수렴타당도를 반영하고 있는 것으로 평가된다. 즉, 단도박에 대한 자기효능감이 높다는 것은 단도박에 대한 양가감정이 해소되고 실천동기가 증진되는 것을 의미하는 것으로 볼 수 있기 때문이다.

GASS-9의 준거관련 타당도 및 치료적 변화에 대한 민감도도 높은 것으로 입증되었다. 정규치료 후의 비문제집단과 문제집단간에 그리고 자신감이 높은 집단과 낮은 집단간에 3개 요인 모두에서 유의미한 차이가 있었으며, 치료 전과 후간에도 유의미한 차이를 보였다. GASS 9의 전체점수와 재정압박 및 도박자극 요인의 치료적 민감도는 중등도로 높았다. 결과적으로 GASS 9의 준거관련 타당도 및 치료적 변화 민감도도 높은 것으로 평가된다. 특히 재정압박 및 도박자극 하위척도가 치료적 변화를 가장 민감하게 반영하는 것으로 해석된다.

본 연구의 의의는 서구권에서 개발된 21문항의

GASS를 한국의 임상표본에 맞는 단축형 척도를 개발함으로써 다른 많은 척도들과 함께 사용할 수 있는 토대를 마련하였다는 점이다. 특히 원형 척도의 4요인이 요인간 상관이 매우 높았고, 여러 문항들이 2개 이상의 요인에 교차부하되어 요인의 안정성이 없었다면, 단축형으로 개발된 GASS-9의 3요인구조는 요인간 상관이 낮고, 요인의 내용이 명료해지면서 요인해석이 더욱 용이해졌다. 또한 한국의 임상현장에서 가장 빈번하게 재발요인으로 확인되는 재정압박 상황이 하나의 독립된 요인으로 추출된 점은 재발예방 전략을 수립하는 데 유용할 것으로 평가된다. 그리고 GASS 9와 PGSI K간의 관계에 대한 ROC 곡선분석 결과는 GASS-9의 절단점을 제시함으로써 변화동기를 증진시키기 위한 치료적 접근의 구체적인 목표치를 설정하고 치료적 변화를 내담자에게 피드백하는 데 유용할 것으로 기대된다.

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 임상표본만을 대상으로 자료를 수집하였기 때문에 비임상 집단에까지 일반화시키기 어렵다. 따라서 아직 치료센터를 찾지 않고 있는 문제성 도박자나 혹은 비문제성 도박자를 대상으로 한 교차타당화 연구가 필요하다. 또한 이번 연구는 GASS-9에 대한 최초 결과이기 때문에 또 다른 임상표본을 대상으로 요인의 안정성을 검증할 필요가 있다.

마지막으로, 치료효과에서 도박인지 및 대처행동

과의 관계에서 자기효능감의 역할이 무엇인지, 그리고 치료과정에서 내담자와 치료자간의 치료동맹 강도 및 치료탈락과는 어떠한 관계가 있는지에 대한 추후 연구가 필요하다.

## 참 고 문 헌

- 김정택 (2016). 탐색적 요인분석의 오남용 문제와 교정. *조사연구*, 17(1), 1-29.
- 손원숙 (2003). 심리검사 번안에 대한 통합적 접근. *한국심리학회지: 일반*, 22(2), 57-80.
- 심미영, 이은유, 김은희 (2016). 대학생의 가족지지가 스마트폰 중독에 미치는 영향: 스트레스와 자기효능감의 매개효과를 중심으로. *복지상담교육연구*, 5(2), 27-47.
- 임성범, 박영준 (2013). 대학생의 도박중독 결정요인과 지역사회 개입 방안에 관한 연구 - 자기효능감의 매개효과를 중심으로. *한국지역사회복지학*, 45, 229-253.
- 전경구, 최상진, 양병창 (2001). 통합적 한국판 CES - D 개발. *한국심리학회지: 건강*, 6(1), 59-76.
- 전영민 (2005). 알코올 의존자의 변화동기 평가: 변화단계척도(SOCRATES) 개발연구. *한국심리학회지: 임상*, 24(1), 207-223.
- 전영민 (2018). 도박중독 변화동기척도(SOCRATES-G)의 개발과 타당화 연구. *한국심리학회지: 건강*, 23(2), 447-474.
- 전영민, 양수, 김경훈 (2012). 도박변화동기척도(K-SOCRATES-G)의 요인구조. 2012년 한국중독심리학회 춘계학술대회, pp. 23-24. 5월 12일. 대전: 충남대학교.
- 전영민, 임정민, 이기령(2012). 도박충동척도의 요인구조. *한국중독심리학회 2012 춘계학술대회 포스트발표*. 5월 12일. 대전: 충남대학교.
- 전영민, 정보영, 윤진욱 (2016). 2015 치유재활사업 효과 평가보고서. 서울: 한국도박문제관리센터.

- 정귀임, 김장희 (2016). 중학생의 부·모애착 및 또래애착과 스마트폰 중독의 관계에서 자기효능감의 매개효과. *재활심리연구*, 23(3), 599-561.
- 충남대학교 산학협력단 (2010). *사행산업이용실태조사*. 서울: 사행산업통합감독위원회.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *한국심리학회지: 임상*, 19(1), 161-177.
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5th ed.). Washington DC: American Psychiatric Association.
- 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.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: W.H. Freeman.
- Barbaranelli, C., Ghezzi, V., Fida, R., & Vecchione, M. (2017). Psychometric characteristics of a new scale for measuring self-efficacy in the regulation of gambling behavior. *Frontiers in Psychology*, 8, 1025. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/28676781>.
- Belding, M. A., Iguchi, M. Y., & Lamb, R. J. (1996). Stages of change in methadone maintenance: Assessing the convergent validity of two measures. *Psychology of Addictive Behaviors*, 10(3), 157-166.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.
- Boudreaux, E. D., Sullivan, A., Abar, B., Bernstein, S. L., Ginde, A. A., & Camargo Jr, C. A. (2012). Motivation rulers for smoking cessation: a prospective observational examination of construct and predictive validity. *Addiction Science & Clinical Practice*, 7, 8.
- 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.
- Casey, L., Oei, T., Melville, K., Bourke, E., & Newcombe, P. (2008). Measuring self-efficacy in gambling: The gambling refusal self-efficacy questionnaire. *Journal of Gambling Studies*, 24(2), 229-246. <http://dx.doi.org/10.1007/s10899-007-9076-2>.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245-276.
- Chun, Y. M., Lee, J. I., & Park, E. K. (2018). Development and validation of the clinical version of the gambling related cognitions scale-12 in a Korean clinical sample. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 37(1), 104-118.
- Cliff, N. (1988). The eigenvalues-greater-than-one rule and the reliability of components. *Psychological Bulletin*, 103(2), 276-279.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Earlbaum Associates.
- Conditte, M. M., & Lichtenstein, E. (1981). Self-efficacy and relapse in smoking cessation programs. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 49, 648-658.
- 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 & Evaluation*, 10(7), 1-9.
- Crawford, C. B. (1975). Determining the number of interpretable factors. *Psychological Bulletin*, 82(2), 226-237.
- Denollet, J. (1993). Sensitivity of outcome assessment

- in cardiac rehabilitation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 61(4), 683-695.
- Ferris, J., & Wynne, H. (2001). *The Canadian problem gambling index: User manual*. Toronto, ON: Canadian Centre on Substance Abuse.
- García de Yébenes Prous, M. J., Salvanés, F. R., & Ortells, L. C. (2008). Responsiveness of outcome measures. *Reumatología Clínica (English Edition)*, 4(6), 240-247.
- Gomes, K., & Pascual-Leone, A. (2009). Primed for change: facilitating factors in problem gambling treatment. *Journal of Gambling Studies*, 25(1), 1-17.
- Gomes, K., & Pascual-Leone, A. (2014). A resource model of change: Client factors that influence problem gambling treatment outcomes. *Journal of Gambling Studies*, 31(4), 1651-1669.
- Greinera, M., Pfeiffer, D., & Smith, R. D. (2000). Principles and practical application of the receiver-operating characteristic analysis for diagnostic tests. *Preventive Veterinary Medicine*, 45, 23-41.
- Hair, J. E., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1995). *Multivariate data analysis* (4th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hasannia, T., & Khalili, G. R. (2015). The relationship between internet addiction and self-efficacy among high school students in Gorgan, Iran. *Journal of Psychology & Behavioral Studies*, 3(10), 338-342.
- 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(2), 191-205.
- Hesse, M. (2006). The readiness ruler as a measure of readiness to change poly-drug use in drug abusers. *Harm Reduction Journal*, 3, 3-5.
- Hodgins, D., Peden, N., & Makarchuk, K. (2004). Self-efficacy in pathological gambling treatment outcome: Development of a gambling abstinence self-efficacy scale (GASS). *International Gambling Studies*, 4(2), 99-108.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 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), 1-55.
- Husted, J. A., Cook, R. J., Farewell, V. T., & Gladman, D. D. (2000). Methods for assessing responsiveness: a critical review and recommendations. *Journal of Clinical Epidemiology*, 53, 459-468.
- Joyce, A. S., MacNair-Semands, R., Tasca, G. A., & Ogrodniczuk, J. S. (2011). Factor structure and validity of the therapeutic factors inventory - short form. *Group Dynamics: Theory, Research, and Practice*, 15(3), 201-219.
- Kass, R., & Tinsley, H. (1979). Factor analysis. *Journal of Leisure Research*, 11, 120-138.
- Kline, R. B. (1994). *An easy guide to factor analysis*. New York: Routledge.
- Lai, M. H. C., Wu, A. M. S., & Tong, K. K. (2015). Validation of the gambling refusal self-efficacy questionnaire for Chinese undergraduate students. *Journal of Gambling Studies*, 31, 243-256.
- 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.
- Maisto, S. A., Krenek, M., Chung, T., Martin, C. S., Clark, D., & Cornelius, J. (2011). A comparison of the concurrent and predictive validity of three measures of readiness to change alcohol use in a

- clinical sample of adolescents. *Psychological Assessment*, 23(4), 983-994.
- Marlatt, G. A. (1985). Situational determinants of relapse and skill training interventions. In G. A. Marlatt & J. R. Gordon (Eds.), *Relapse prevention: Maintenance strategies in treatment of addictive behaviours* (pp. 71-127). New York: The Guilford Press.
- May, R. K., Whelan, J. P., Steenbergh, T. A., & Meyers, A. W. (2003). The gambling self-efficacy questionnaire: An initial psychometric evaluation. *Journal of Gambling Studies*, 19(4), 339-357.
- Miller, W. R., & Rollnick, S. (2002). *Motivational interviewing: Preparing People for Change* (2nd ed.). New York: Guilford Press.
- Miller, W. R., & Tonigan, J. S. (1996). Assessing drinkers' motivation for change: The Stages of Change Readiness and Treatment Eagerness Scale (SOCRATES). *Psychology of Addictive Behaviors*, 10(2), 81-89.
- Mühlhan, H., Bullinger, M., Power, M., & Schmidt, S. (2008). Short forms of subjective quality of life assessments from cross-cultural studies for use in surveys with different populations. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 15, 142-153.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 32(3), 396-402.
- Pook, M., & Tuschen-Caffier, B. (2004). Sensitivity to change of scales assessing symptoms of bulimia nervosa. *Psychiatry Research*, 128(1), 71-78.
- Prochaska, J. O., & DiClemente, C. C. (1986). Toward a comprehensive model of change. In W. R. Miller & N. Heather (Eds.), *Treating addictive behaviors: Processes of change* (pp. 3-27). Boston, MA: Springer.
- Prochaska, J. O., Velicer, W. F., Rossi, J. S., Goldstein, M. G., Marcus, B. H., Rakowski, W., . . . Rossi, S. R. (1994). Stages of change and decisional balance for 12 problem behaviors. *Health Psychology*, 13(1), 39-46.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 385-401.
- Raylu, N., & Oei, T. P. (2004a). The Gambling Related Cognitions Scale (GRCS): development, confirmatory factor validation and psychometric properties. *Addiction*, 99(6), 757-769. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/15139874>.
- Raylu, N., & Oei, T. P. (2004b). The gambling urge scale: Development, confirmatory factor validation, and psychometric properties. *Psychology of Addictive Behaviors*, 18(2), 100-105. <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/15238051>.
- Reed, G. R., Velicer, W. F., Prochaska, J. O., Rossi, J. S., Marcus, B. H. (1997). What makes a good staging algorithm: Examples from regular exercise. *American Journal of Health Promotion*, 12(1), 57-66.
- Rodda, S. N., Lubman, D. I., Iyer, R., Gao, C. X., & Dowling, N. A. (2015). Subtyping based on readiness and confidence: The identification of help-seeking profiles for gamblers accessing web-based counselling. *Addiction*, 110(3), 494-501.
- Roh, S. E., & Kim, J. H. (2017). The Influence of Social Factors of Crisis Youth on Addiction - Focused on moderating effects of self-efficacy. *Korean Association of Addiction Crime Review*, 7(4), 23-41.
- Schnoll, R. A., Martinez, E., Tatum, K. L., Glass, M.,

- Bernath, A., Ferris, D., & Reynolds, P. (2011). Increased self-efficacy to quit and perceived control over withdrawal symptoms predict smoking cessation following nicotine dependence treatment. *Addictive Behaviors, 36*, 144 - 147.
- Singh, A. N., Matson, J. L., Mouttapa, M., Pella, R. D., Hill, B. D., & Thorson, R. (2009). A critical item analysis of the QABF: development of a short form assessment instrument. *Research in Developmental Disabilities, 30*(4), 782-792..
- Smith, G. T., McCarthy, D. M., & Anderson, K. G. (2000). On the sins of short-form development. *Psychological Assessment, 12*(1), 102-111.
- Stewart, M. J., Davis MacNevin, P. L., Hodgins, D. C., Barrett, S. P., Swansburg, J., & Stewart, S. H. (2016). Motivation-matched approach to the treatment of problem gambling: A case series pilot study. *Journal of Gambling Issues, 33*, 124-147.
- Stinchfield, R., Winters, K. C., Botzet, A., Jerstad, S., & Breyer, J. (2007). Development and psychometric evaluation of the Gambling Treatment Outcome Monitoring System (GAMTOMS). *Psychology of Addictive Behaviors, 21*(2), 174-184.
- Swets, J. A. (1988). Measuring the accuracy of diagnostic systems. *Science, 240*, 1285-1293.
- Takamatsu, S. K., Martens, M. P., & Arterberry, B. J. (2016). Depressive Symptoms and Gambling Behavior: Mediating Role of Coping Motivation and Gambling Refusal Self-Efficacy. *Journal of Gambling Studies, 32*(2), 535-546.
- Toneatto, T., & Ladoceur, R. (2003). Treatment of pathological gambling: A critical review of the literature. *Psychology of Addictive Behaviors, 17*, 284-292.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika, 38*(1), 1-10.
- Witkiewitz, K., Donavan, D. M., & Hartzler, B. (2012). Drink refusal training as part of comorbid behavioral intervention: Effectiveness and mechanisms of change. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 80*, 440 - 449.
- Wohl, M. J., & Sztainert, T. (2011). Where did all the pathological gamblers go? Gambling symptomatology and stage of change predict attrition in longitudinal research. *Journal of Gambling Studies, 27*(1), 155-169.
- Zwick, W. R., & Velicer, W. F. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin, 99*(3), 432-442.
- Zywiak, W. H., Connors, G. J., Maisto, S. A., & Westerberg, V. S. (1996). Section IIA. Replication and extension of Marlatt's taxonomy: Relapse research and the reasons for drinking questionnaire: A factor analysis of Marlatt's relapse taxonomy. *Addiction, 91*, S121 - S130.

원고접수일: 2018년 8월 20일

논문심사일: 2018년 8월 30일

게재결정일: 2018년 11월 7일

# Development and Validation of the Short Version of the Gambling Abstinence Self-Efficacy Scale(GASS-9)

Young-Min Chun

Korea Center on Gambling Problems, Seoul, Korea

The purpose of this study was to construct a short version of the Gambling Abstinence Self-efficacy Scale (GASS-9) based on Gambling Abstinence Self-efficacy Scale (GASS) and confirm the validity of the GASS-9, which is optimal for the clinical sample in Korea. Two thousand nine hundred and forty five problem/pathological gamblers (male 96.8%) seeking treatment completed the GASS. They were randomly divided into two groups. Explanatory factor analysis was performed on the clinical data sample for group 1(1,472) to construct GASS-9, confirmatory factor analysis (CFA) was performed on clinical sample group 2(1,473), and the validity was confirmed. Based on explanatory factor analysis on the clinical data sample for group 1, GASS-9 consisting of three factors (negative emotion, financial pressure, gambling stimulus) and nine items was constructed. These three factors accounted for 75.36% of the total variance. Reliability and validity were confirmed using the clinical sample group 2. Results from the CFA suggested that three-factors consisting of nine items was appropriate in goodness of fit. GASS-9 showed good convergent validity, discriminant validity, criterion-related validity, and sensitivity to change. A cutoff-score of  $\leq 37$  for the total score of GASS-9 was found to have 58.24 sensitivity and 68.67 specificity for the problem gambling. The implications and limitations of the present study along with suggestions for future research are discussed.

*Keywords:* gambling abstinence, treatment outcome, self-efficacy, validity, cutoff-score