

한국판 도박 관련 메타인지 신념 척도의 타당화*

김 현 정
중앙대학교 심리학과
석사 과정

이 장 한[†]
중앙대학교 심리학과
교수

자기 조절 실행 기능(Self-Regulatory Executive Function: S-REF) 모델에 따르면, 도박과 관련된 긍정적 및 부정적 메타인지 신념은 도박 행동의 지속 및 악화와 관련된 상위 수준의 신념 요인으로 가정된다. 본 연구는 Caselli 등(2018)이 개발한 도박 관련 메타인지 신념 척도(Metacognitions about Gambling Questionnaire: MGQ)를 한국어로 번안하고, 국내 성인 남성 표본에서 그 구조적 타당성과 임상적 변별 가능성을 탐색하고자 하였다. 이를 위해 성인 남성 273명을 대상으로 자료를 수집하였다. 확인적 요인분석 결과, 원척도와 동일하게 긍정적 및 부정적 메타인지 신념으로 구성된 2요인 모형의 적합도가 가장 우수한 것으로 나타났다. 타당도 검증 결과, K-MGQ는 한국형 South Oaks 병적 도박 검사(K-SOGS), 한국판 도박 증상 척도(KG-SAS), 한국판 NODS(K-NODS)와 유의한 정적 상관을 보여 수렴 타당도가 확인되었다. 또한 위계적 회귀분석 결과, 한국판 우울증 선별 도구(K-PHQ-9), 한국판 상태-특성 불안 척도-특성(K-STAI-T), 도박에 대한 비합리적 신념 및 태도(K-GABS)를 통제한 이후에도 긍정적 및 부정적 메타인지 신념은 도박 심각도에 대해 유의한 증분 설명량을 나타냈다. 추가로 K-SOGS 임상적 절단점을 기준으로 한 Receiver Operating Characteristic(ROC) 분석을 통해 임상적 변별 가능성을 탐색적으로 검토하였다. 이러한 결과는 K-MGQ가 국내 성인 남성을 대상으로 도박 관련 메타인지 신념을 신뢰롭고 타당하게 측정할 수 있는 도구임을 시사한다. 끝으로 본 연구의 의의와 제한점을 바탕으로 향후 연구 방향을 제시하였다.

주요어: 도박, 메타인지 신념, K-MGQ, 척도 타당화, S-REF 모델

* 이 논문은 2023년도 중앙대학교 CAU GRS 지원에 의하여 작성되었음.

[†] 교신저자(Corresponding author): 이장한, (06974) 서울특별시 동작구 흑석로 84, 중앙대학교 심리학과 교수, Tel: 02-820-5751, E-mail: clipsy@cau.ac.kr



Copyright ©2025, The Korean Health Psychological Association. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

도박 장애는 통제력 상실과 손실 추적을 특징으로 하며, 높은 재발률이 반복적으로 보고되는 만성 질환이다(American Psychiatric Association, 2022; Toneatto & Ladouceur, 2003; Zhang & Clark, 2020). 도박 문제는 우울 및 불안 수준, 그리고 자살 위험성을 증가시키며(García-Castro et al., 2023; Slutske et al., 2022), 향후 물질 사용 수준의 증가를 예측하는 등 개인의 정신건강에 악영향을 미친다(Emond et al., 2022). 최근 사행산업 이용 실태조사에 따르면 국내 성인의 도박 장애 유병률은 5.1%로, 동일 척도를 사용한 주요 해외 국가들의 유병률(2~4%)에 비해 높은 수준이며, 관련 상담 건수 또한 지속적으로 증가하는 추세다(사행산업통합감독위원회, 2025; 한국도박문제예방치유원, 2024). 이러한 국내 도박 문제에 대응하기 위해서는 도박 행동의 유지와 악화 기제를 평가할 수 있는 심리측정 도구가 필요하다.

기존 연구들은 도박 행동을 평가하기 위해 주로 내용 중심의 인지 왜곡이나 증상의 심각도에 주목해 왔다(Gehlenborg et al., 2023; Koga et al., 2025). 국내 임상 및 연구 현장에서도 이러한 접근에 따라 다양한 도구가 활용되어 왔다. 예를 들어, 도박 결과에 대한 비합리적 기대나 운에 대한 통제 착각과 같은 인지 왜곡의 내용을 측정하는 한국판 도박 태도 및 신념 척도(Korean version of the Gambling Attitudes and Beliefs Scale: K-GABS)를 비롯하여, 도박 증상의 빈도 및 강도를 평가하는 한국판 도박 증상 척도(Korean Gambling Symptom Assessment Scale:

KG-SAS), 진단 기준에 근거해 행동의 심각도를 측정하는 한국판 NODS(Korean NORC DSM-IV Screen for Gambling Problems: K-NODS)와 한국판 SOGS(Korean version of the South Oaks Gambling Screen: K-SOGS) 등이 활용되어 왔다(권선중, 2011; 김교현, 2003; 김현정 등, 2005; 이영호, 2006). 그러나 인지의 내용이나 증상의 수준에 초점을 둔 접근은 도박자가 자신의 인지적 오류를 자각하거나 수정한 이후에도 도박 행동을 반복하는 현상을 설명하는 데 한계가 있다(Lindberg et al., 2011). 특히 도박 장애의 표준 개입인 인지행동치료가 단기적 호전에는 기여하나 장기적 효과 유지에 한계를 보인다는 점은(Cowlishaw et al., 2012), 사고 내용의 수정만으로는 설명되지 않는 상위 인지 기제가 도박 행동의 지속에 관여할 가능성을 시사한다(Fortune & Goodie, 2012; Spada, Caselli, et al., 2015; Spada, Giustina, et al., 2015; Spada & Roarty, 2015).

상위 인지 기제가 병리적 행동을 유지시키는 기전을 설명하는 대표적인 이론적 틀로 Wells와 Matthews(1994)의 자기 조절 실행 기능(Self-Regulatory Executive Function: S-REF) 모델이 제시된다. 이 모델에 따르면 심리적 장애는 부정적 사고나 정서 그 자체가 아니라 이에 대처하기 위해 활성화되는 부적응적 대처 전략, 즉 인지적 주의 증후군(Cognitive Attentional Syndrome: CAS)에 의해 유지된다. CAS는 걱정, 반추, 사고 억제 등으로 구성되며, 이를 작동시키고 지속시키는 핵심 기제가 메타인지 신념(Metacognitive Beliefs)이다.

기존의 인지적 관점이 사고의 내용을 중시했다면, 메타인지적 관점은 사고를 모니터링하고 통제하려는 과정에 대한 신념에 초점을 둔다. 이러한 관점은 병리적 도박의 유지가 개별 인지적 오류보다 이를 처리하는 상위 자기조절 체계와 더 밀접하게 관련될 가능성을 시사한다.

도박 관련 메타인지 신념은 크게 두 가지 차원으로 구분된다. 첫째, 긍정적 메타인지 신념(Positive Metacognitive Beliefs about Gambling: MGQ-P)은 도박이 인지적 및 정서적 상태를 조절하는 데 도움이 된다는 신념으로, 도박을 자기 조절 전략으로 인식하게 하여 도박 행동의 시작을 촉진한다. 둘째, 부정적 메타인지 신념(Negative Metacognitive Beliefs about Gambling: MGQ-N)은 도박의 위험성 및 도박과 관련된 사고와 행동의 통제 불가능성에 대한 신념으로, 무력감을 증폭시키며 이러한 부정적 정서를 회피하거나 해소하려는 역설적 시도로서 도박 행동의 반복을 강화한다(Casale et al., 2021; Hamonniere & Varescon, 2018; Mari et al., 2024). 실제로 도박 관련 부적응적 메타인지 신념 수준은 일반인보다 도박자 집단에서 유의하게 높은 것으로 나타났다(Jauregui et al., 2016). 더 나아가 이러한 신념은 단순한 도박에 대한 관심 수준을 넘어 도박 문제의 심각도와도 밀접하게 관련된다. 도박 심각도가 높은 집단에서 부적응적 신념이 강화되는 패턴이 나타났으며(Caselli et al., 2018), 특히 MGQ-N은 부정적 정서 및 인지 왜곡 수준을 통제 한 후에도 도박 심각도를 독립적으로 설명하는 예측 요인으로 확인되었다(Rogier et

al., 2021). 이는 도박 관련 메타인지 신념이 부정적 정서와 인지 왜곡과 구별되는 상위 수준의 신념 차원일 가능성을 시사한다.

이를 바탕으로 Caselli 등(2018)은 도박 메타인지 척도(Metacognitions about Gambling Questionnaire: MGQ)를 개발하였다. MGQ는 도박 관련 메타인지 신념을 긍정적 차원(MGQ-P)과 부정적 차원(MGQ-N)으로 구분하여 측정한다. 구체적으로 긍정적 차원은 도박을 통해 걱정이나 침투적 사고를 조절할 수 있다는 신념을, 부정적 차원은 도박의 위험성 및 도박 관련 사고 및 행동의 통제불가능성에 대한 신념을 의미한다. 따라서 MGQ는 도박 행동이나 증상의 결과를 직접 평가하기보다, 그러한 행동의 지속 및 악화에 기여할 수 있는 메타인지적 신념 기제를 평가한다는 점에서 기존 척도들과 개념적으로 구별된다. 다만 국내에서는 아직 MGQ의 번안 및 타당화 연구가 수행된 바 없다. 도박 장애의 병리적 기제는 문화적 맥락의 영향을 받을 수 있으므로, 국내 표본을 대상으로 MGQ의 심리측정적 타당성을 검증할 필요가 있다.

본 척도의 타당화 과정에서는 국내 도박 문제에서 관찰되는 성별 편중성을 고려할 필요가 있다. 도박 관련 헬프라인 이용자의 95.1%가 남성으로 보고되었으며(사행산업통합감독위원회, 2025), 국내외 연구에서도 남성 도박자가 여성보다 도박 참여율, 증상 심각도 및 재발 위험 수준이 높다는 사실이 반복적으로 보고되어 왔다(신현지, 임숙희, 2020; Giralt et al., 2018; Scholes-Balog et al., 2014; Tran et

al., 2024). 이와 같은 역학적 특성은 임상 장면에서 평가 도구의 주요 적용 대상이 남성 집단이 될 가능성이 높음을 시사한다. 또한 심리측정학적 관점에서 척도 타당화는 단일 집단에서 기저 모형의 적합성을 우선 확인한 후 일반화 가능성을 검토하는 방식으로 이루어진다(Brown, 2015). 이 과정에서는 문항 점수가 성별과 같은 외생 변인의 영향이 아니라 측정하고자 하는 속성의 차이만 반영하는지 검증하는 것이 중요하다(DeVellis & Thorpe, 2021). 따라서 이러한 역학적 특성과 방법론적 원칙을 종합할 때, 성인 남성을 대상으로 MGQ의 구조적 타당성을 우선 검증하는 접근은 정당화될 수 있다.

아울러, 도박 문제와 정서 요인 간의 높은 공병률을 고려할 때(Jauregui et al., 2016), MGQ가 도박 특이적 메타인지 신념을 측정하는 도구임을 확인하기 위해서는 정서 및 인지 왜곡을 통제한 후에도 도박 심각도에 대한 독립적 설명력을 보이는지 검증할 필요가 있다.

이러한 배경에서 본 연구는 성인 남성을 대상으로 한국판 도박 메타인지 척도(Korean version of Metacognitions about Gambling Questionnaire: K-MGQ)를 타당화하고 그 심리측정적 특성과 임상적 활용 가능성을 검토하고자 한다. 구체적으로 첫째, 원척도에서 제시된 2요인 모형(MGQ-P, MGQ-N)이 국내 성인 남성 표본에서도 재현되는지를 확인적 요인분석을 통해 검증한다. 둘째, K-MGQ와 도박 심각도(K-SOGS, KG-SAS, K-NODS), 도박 관련 인지 왜곡(K-GABS) 간의 관련성을 분석하여 수렴 및 변별 타당도를 확인

한다. 셋째, 우울(Korean Patient Health Questionnaire-9: K-PHQ-9), 불안(Korean State-Trait Anxiety Inventory-Trait: K-STAI-T) 및 인지 왜곡(K-GABS)을 통제한 뒤에도 K-MGQ가 도박 심각도를 독립적으로 설명하는지를 분석하여 증분 타당도를 검증한다. 넷째, K-SOGS 절단점에 근거한 임상적 위험군-비문제 도박군 비교 및 ROC(Receiver Operating Characteristic) 분석을 통해 K-MGQ의 잠재적 임상적 변별력을 평가한다. 마지막으로 K-MGQ의 두 하위 요인이 도박 심각도에 미치는 영향력의 차이를 검토함으로써, 긍정적 및 부정적 메타인지 신념의 기능적 차별성을 확인하고자 한다.

방 법

참여자

본 연구의 참여자는 연 나이 19세 이상의 성인 남성으로 구성되었다. 자료 수집은 표본의 다양성 및 임상적 타당도 확보를 위해 약 5주간 서울·경기·경북 소재 대학교의 온라인 게시판 및 지역 커뮤니티, 경기 소재 도박 센터의 모집 공고를 통해 진행되었다. 참여자는 자료 수집 전 연구 목적과 절차에 대한 충분한 설명을 제공받았으며, 자발적으로 연구 참여에 동의한 경우에 한해 설문을 실시하였다. 동의하지 않은 경우에는 설문이 자동으로 종료되도록 구성하였으며, 설문 응답에는 평균 약 15분이 소요되었다.

요인 구조 분석의 안정성을 확보하기 위해 최소 200명 이상의 표본이 요구된

표 1. 연구 대상자의 인구 통계학 및 도박 관련 특성 (N=273)

변인	분류	%	변인	분류	%
연령대 (연 나이)	20~29세	33.7	부모의 도박 문제	둘 다 없음	77.7
	30~39세	51.6		부만 있음	11.7
	40~49세	10.6		모만 있음	6.2
	50~62세	4.0		둘 다 있음	4.4
일일 최대 판돈	도박 경험 없음	13.9	최종학력	중졸 이하	1.5
	만 원 이하	27.5		고졸 이하	6.2
	십 만 원 이하	27.5		대학 재학	21.2
	백 만 원 이하	16.8		대학 중퇴	0.4
	천 만 원 이하	9.5		대학 졸업	66.3
	천 만 원 초과	4.8		대학원 재학 이상	4.4

다는 선행 연구(Polit & Yang, 2016; Tabachnick & Fidell, 2019)에 근거하여 총 306명의 응답을 수집하였다. 이 중 중복 참여로 확인된 33명을 제외한 최종 273명의 자료를 분석에 활용하였다. 최종 분석 대상자의 평균 연령은 33.01세 ($SD=7.87$)였으며, 상세한 인구통계학적 및 도박 관련 특성은 표 1에 제시하였다. 본 연구는 중앙대학교 생명윤리위원회 (Institutional Review Board)의 승인을 받은 후 수행되었다(승인 번호 1041078-20231231-HR-342).

측정도구

한국판 도박 관련 메타인지 신념 척도 (K-MGQ). 도박 관련 메타인지 신념을 측정하기 위해 Caselli 등(2018)이 개발한 MGQ를 사용하였다. 이 척도는 긍정적 메타인지 신념(MGQ-P)과 부정적 메타인지 신념(MGQ-N)의 두 하위 요인으로 구성된다. 본 연구에서는 원저자의 승인을 받은

후, 한국어와 이탈리아어에 능통한 전문가가 2인이 번역 및 역번역을 수행하였으며, 제3의 전문가가 원문과 역번역본 간의 의미적 등가성과 개념적 일치성을 검토하였다. 이후 연구자가 이를 바탕으로 최종 문항을 확정하였다. 각 문항은 ‘매우 동의하지 않음(1점)’에서 ‘매우 동의함(4점)’의 4점 리커트 척도로 평정되며, 총점이 높을수록 도박과 관련된 부적응적 메타인지 신념 수준이 높음을 의미한다. 개발 당시 척도의 긍정적 및 부정적 메타인지 신념의 내적 일치도(Cronbach's α)는 각각 .90과 .85였으며, 본 연구에서는 두 요인 모두 .90으로 나타났다.

한국형 South Oaks 병적 도박 검사 (K-SOGS). 병적 도박 수준은 Lesieur와 Blume(1987)이 개발한 SOGS를 최완철 등(2001)이 한국어로 번안 및 타당화한 척도를 사용하여 평가하였다. 총 20문항으로 구성된 이 척도는 도박으로 인한 기능적 손상, 채무 문제, 거짓말, 대리 변제 요청

등 병적 도박의 주요 행동 지표를 측정한다. 문항은 주로 ‘예/아니요’로 응답하며, 총점이 높을수록 문제 도박의 심각도가 높음을 시사한다. 기존 연구에서는 5점을 잠재적 병적 도박군의 기준으로 보았으나, 최근 연구(Lucas, Granero, et al., 2024; Noda et al., 2025)를 근거로 임상적 선별력을 높인 8점을 절단점으로 적용하였다. 최완철 등(2001)의 연구에서 나타난 내적 일치도(Cronbach's α)는 .95였으며, 본 연구에서는 .91로 확인되었다.

한국판 도박 증상 척도(KG-SAS). 최근 7일간 경험한 도박 증상의 심각도를 측정하기 위해 김현정 등(2005)이 개발한 자기 보고식 척도를 사용하였다. 총 12문항으로 구성되며, 2개의 하위 요인으로 나뉜다. 요인 1은 주관적 고통 및 대인관계 어려움, 도박 행동을 포함하며, 요인 2는 도박 관련 갈망 및 사고, 행동의 빈도를 측정한다. 각 문항은 ‘현재 증상 없음(0점)’에서 ‘가장 높은 빈도나 강도(4점)’의 5점 리커트 척도로 평정하며, 총점이 높을수록 도박 증상이 심각한 것으로 해석된다. 김현정 등(2005)의 연구에서 보고된 내적 일치도(Cronbach's α)는 .92였으며, 본 연구에서는 .96이었다.

한국판 NODS(K-NODS). 도박 심각도를 측정하기 위해 Gerstein 등(1999)이 DSM-IV 병적 도박 진단 기준에 근거하여 개발하고 김교현(2003)이 타당화한 척도를 사용하였다. 본 척도는 평생의 도박 문제

를 평가하는 생애(Lifetime)형과 지난 1년간의 문제를 평가하는 현재(Past year)형으로 구분되며, 각각 17문항으로 구성된다. 구체적으로는 몰두, 내성, 조절 실패 등을 평가하며, 최근 연구(Brazeau & Hodgins, 2022)를 통해 DSM-5 진단 기준에 대한 타당성 또한 입증된 바 있다. 김교현(2003)의 연구에서 나타난 내적 일치도(Cronbach's α)는 두 유형 모두 .91이었으며, 본 연구에서는 생애형이 .90, 현재형이 .92로 확인되었다.

도박에 대한 비합리적 신념 및 태도(K-GABS). 도박 관련 인지 왜곡을 측정하기 위해 Breen과 Zuckerman(1999)이 개발하고 이영호(2006)가 한국판으로 타당화한 척도를 사용하였다. 이 척도는 긍정적 자기 제시, 통제 착각 등 도박 관련 인지 왜곡 수준을 평가하며, 총점이 높을수록 그 수준이 높음을 의미한다. 이영호(2006)의 연구에서 나타난 내적 일치도(Cronbach's α)는 .91이었으며, 본 연구에서는 .96으로 나타났다.

한국판 우울증 선별 도구(K-PHQ-9). 우울 증상은 Kroenke 등(2001)이 개발하고 안제용 등(2013)이 타당화한 K-PHQ-9를 사용하여 측정하였다. 이 척도는 DSM-IV의 주요 우울 장애의 진단 기준을 바탕으로 지난 2주간의 우울 증상을 평가하는 자기 보고식 척도이다. 총 9문항으로 구성되며, 각 문항은 ‘전혀 없음(0점)’에서 ‘거의 매일(3점)’의 4점 척도로 평정된

다. 총점이 높을수록 우울 수준이 심각한 것으로 해석된다. 안제용 등(2013)의 연구에서 나타난 내적 일치도(Cronbach's α)는 .95였으며, 본 연구에서는 .90이었다.

한국판 상태-특성 불안 척도-특성형(K-STAI-T). 불안 수준을 측정하기 위해 Spielberger 등(1971)이 개발하고 김정택과 신동균(1978)이 번안한 척도 중 특성 불안을 측정하는 20문항을 사용하였다(이건석 등, 2008). 각 문항은 4점 리커트 척도로 평정되며, 총점이 높을수록 특성 불안 수준이 높음을 의미한다. 김정택과 신동균(1978)의 연구에서 보고된 내적 일치도(Cronbach's α)는 .90이었으며, 본 연구에서는 .93으로 유사하게 나타났다.

분석 방법

자료는 SPSS 26.0과 AMOS 26.0을 사용하여 분석되었다. 우선, 주요 변인의 정규성을 검토하기 위해 왜도와 첨도를 확인하였으며, 집단 간 비교 시 Levene의 등분산 검정을 통해 등분산 가정 충족 여부를 확인하였다. 척도의 신뢰도는 Cronbach's α 로 산출하였다.

척도의 요인 구조를 확인하기 위해 확인적 요인분석을 시행하였으며, 문항 응답이 4점 리커트 척도로 구성되어 있고 주요 변인의 왜도와 첨도가 정규성 기준을 크게 위배하지 않는 것으로 확인됨에 따라, 확인적 요인분석의 모수 추정에 최대우도법을 적용하였다(Brown, 2015; Li,

2016). 비표준화 요인부하량(B)은 각 잠재 요인에서 첫 문항의 값을 1로 고정하여 척도를 설정하였고, 표준화 요인부하량(β)을 기준으로 문항의 기여도를 해석하였다. 요인부하량은 0.50 이상을 유의한 기준으로 설정하였으며, 이는 통상적인 최소 허용치인 0.30보다 엄격한 기준을 적용함으로써 문항의 개념적 명확성과 판별력을 더욱 엄밀하게 평가하기 위함이다(Byrne, 2016; Oh et al., 2016). χ^2/df 는 5 이하, CFI(Comparative Fit Index) 및 TLI(Tucker-Lewis Index)는 .90 이상, RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)는 .08 미만을 수용할 수 있는 기준으로 판단하였다(Hu & Bentler, 1999; Marsh & Hocevar, 1985).

타당도 검증은 다음의 절차를 따랐다. 첫째, 수렴 타당도는 K-MGQ와 도박 심각도 척도(K-SOGS, KG-SAS, K-NODS) 간의 상관분석을 통해 확인하였다. 이 준거 척도들은 도박 행동의 빈도, 관련하여 경험하는 증상, 이에 따른 직업적 및 금전적 손상 등을 평가하는 국내 표준화 도구로서 도박 관련 인지적 및 정서적 특성과의 이론적 연관성이 확립되어 있어 적합한 준거 변인으로 판단하였다. 둘째, K-MGQ와 도박 인지 왜곡(K-GABS), 정서 변인(K-PHQ-9, K-STAI-T) 간의 상관을 분석하여 관련 구성개념과의 변별 가능성을 검토하였다. 특히 K-GABS는 도박과 관련된 사고의 내용을 측정하는 대표 척도이므로, 도박 관련 사고의 처리 과정에 대한 상위 수준의 신념을 평가하는 K-MGQ

와의 개념적 변별 가능성을 검토하기 위한 비교 척도로 설정하였다. 또한 K-GABS는 증분 타당도 검증을 위한 통제 변인으로도 포함하였는데, 이는 기존 연구의 핵심 설명 변인인 인지 왜곡의 영향력을 엄격히 통제한 상태에서도 K-MGQ가 도박 문제에 대해 고유한 설명력을 지니는지를 단계적으로 검증하기 위함이다. 셋째, 위계적 회귀분석을 시행하여 정서 변인(K-PHQ-9, K-STAI-T)과 도박 인지 왜곡(K-GABS)을 통제한 후에도 K-MGQ가 도박 심각도를 추가로 설명하는지를 검증하였다.

또한, K-MGQ의 임상적 유용성을 확인하기 위해 K-SOGS 절단점을 기준으로 비 임상군과 임상군 간의 점수 차이의 유의성을 검증하고, ROC 분석을 수행하였다. Akobeng(2007)의 기준에 따라 곡선 하 면적(Area Under Curve: AUC)을 산출하여 척도의 잠재적 임상적 변별력을 검토하였으며, 민감도와 특이도를 고려해 최적의 절단점을 결정하였다.

결 과

연구 대상

연구 대상자 273명의 K-SOGS 점수 분포를 검토한 결과, 0~3점에 해당하는 비문제 도박군이 151명(55.3%)으로 가장 큰 비중을 차지하였다. 이어 4점에 해당하는 문제적 도박 위험군은 4명(1.5%), 5~7점에 해당하는 잠재적 위험군은 20명(7.3%)으

로 나타났다. 반면 8점 이상의 임상적 위험군은 98명(35.9%)으로 확인되었다. 다만 이러한 집단 구분은 K-SOGS 점수에 근거하여 탐색적으로 분류한 것으로 해석에 주의가 필요하다.

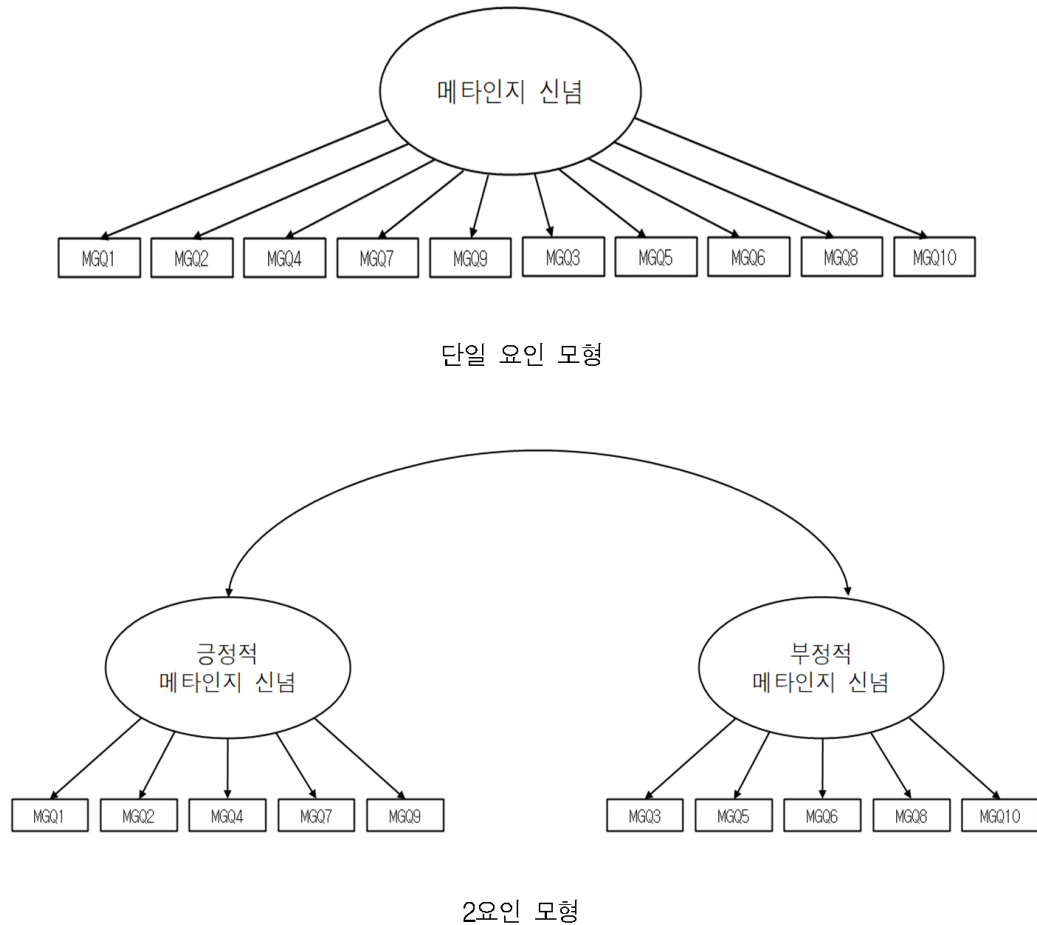
확인적 요인분석

K-MGQ의 요인 구조를 검증하기 위해 단일 요인 모형과 2요인 모형을 경쟁 모형으로 설정하여 분석하였다. 이때 단일 요인 모형에서는 도박과 관련된 메타인지 신념을 단일 차원으로 설정하였으며, 2요인 모형에서는 긍정적 및 부정적 메타인지 신념을 각각 별개의 요인으로 구성하였다. 각 모형은 그림 1에 제시하였다. 분석 결과, 단일 요인 모형도 수용 가능한 적합도를 보였으나($\chi^2(35, N=273)=85.89, p<.001, CFI=.97, TLI=.97, RMSEA=.07$), 2요인 모형의 적합도가 더 우수한 것으로 나타났다($\chi^2(34, N=273)=62.95, p<.01, CFI=.99, TLI=.98, RMSEA=.05$). 이러한 결과는 원칙도와 마찬가지로 긍정적 및 부정적 메타인지 신념을 구분하는 2요인 구조가 국내 표본 자료를 설명하는 데 더 적합함을 시사한다. 2요인 모형의 확인적 요인 분석 결과는 표 2에 제시하였다.

수렴 및 변별 타당도

변인들의 정규성을 검토한 결과, Shapiro-Wilk 검정에서는 모든 변인에서 정규성 가정이 기각되었다($p<.001$). 그러나 해당 검정이 표본 크기에 과도하게 민감하다는 점을 고려하여 왜도와 첨도를 추가로 확

그림 1. K-MGQ 경쟁 모형



인하였다. 그 결과, 모든 변인의 왜도와 첨도가 각각 절댓값 3과 10 미만으로 나타나, 본 자료가 정규분포 가정을 크게 위배하지 않는 것으로 판단하였다(Kline, 2016). 각 척도의 기술통계 및 상관관계는 표 3에 제시하였다.

K-MGQ 총점 및 하위요인과 도박 심각도 관련 척도 간의 상관분석 결과, 모든 변인 간 유의한 정적 상관이 확인되었다. 구체적으로 K-MGQ 총점은 K-SOGS, KG-SAS 및 K-NODS와 .70에서 .85 사이

의 밀접한 관련성을 보였다($p < .001$). 하위 요인별로도 K-MGQ-P($r = .60 \sim .80$)와 K-MGQ-N($r = .74 \sim .84$) 모두 모든 준거 척도와 유의한 상관을 나타냈으며, 특히 부정적 메타인지 신념(K-MGQ-N)이 긍정적 메타인지 신념(K-MGQ-P)에 비해 도박 심각도 지표들과 상대적으로 더 높은 상관을 보였다($p < .001$).

표 2. K-MGQ 2요인 모형의 확인적 요인분석 결과

하위요인	번호	문항 내용	Estimate		SE	t
			B	β		
K-MGQ-P	1	도박은 나를 걱정에서 벗어나게 한다.	1.00	0.78		
	2	도박은 내 걱정을 더 견딜 수 있게 한다.	1.03	0.81	0.07	14.51***
	4	도박은 내 문제에 대한 걱정을 멈추는 데 도움이 된다.	1.01	0.77	0.07	13.75***
	7	도박은 나의 걱정을 줄여준다.	0.95	0.74	0.07	13.11***
	9	도박은 내 생각을 통제하는 데 도움이 된다.	1.06	0.83	0.07	14.99***
K-MGQ-N	3	나는 도박에 대한 생각을 통제하기가 매우 어렵다.	0.94	0.78	0.07	13.94***
	5	나는 도박을 시작하면 더 이상 멈출 수 없다.	1.11	0.81	0.08	14.64***
	6	나는 도박에 대한 생각을 멈출 수 없다.	1.03	0.83	0.07	15.18***
	8	도박을 하면 어떤 것도 나를 방해할 수 없다.	1.07	0.82	0.07	14.74***
	10	도박은 나의 모든 정신적 자원을 흡수한다.	1.00	0.75	0.08	13.18***

주. K-MGQ-P=MGQ의 긍정적 메타인지 신념 요인; K-MGQ-N=MGQ의 부정적 메타인지 신념 요인
 *** $p < .001$.

표 3. 척도의 기술통계 및 상관관계 (N=273)

척도	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. K-MGQ	-									
2. K-MGQ-P	.96***	-								
3. K-MGQ-N	.96***	.85***	-							
4. K-SOGS	.85***	.79***	.84***	-						
5. KG-SAS	.85***	.80***	.84***	.85***	-					
6. K-NODS-L	.81***	.74***	.82***	.87***	.80***	-				
7. K-NODS-P	.70***	.60***	.74***	.72***	.68***	.87***	-			
8. K-GABS	.76***	.71***	.75***	.70***	.71***	.70***	.64***	-		
9. K-PHQ-9	.61***	.60***	.58***	.61***	.65***	.54***	.32***	.39***	-	
10. K-STAI-T	.64***	.58***	.65***	.63***	.63***	.62***	.51***	.67***	.67***	-
M	17.78	8.83	8.95	4.73	10.66	3.26	2.11	42.77	5.03	41.55
SD	8.18	4.23	4.28	5.12	11.42	3.81	3.39	24.37	5.55	12.50
왜도	0.53	0.59	0.64	0.56	0.72	0.86	1.72	-0.06	0.97	-0.11
첨도	-1.18	-1.15	-0.92	-1.25	-0.60	-0.54	1.82	-0.81	-0.22	-0.66

주. K-MGQ=한국판 도박 관련 메타인지 신념 척도; K-SOGS=한국형 South Oaks 병적 도박 검사; KG-SAS=한국판 도박 증상 척도; K-NODS-L=한국판 NODS(생애형); K-NODS-P=한국판 NODS(현재형) K-GABS=도박에 대한 비합리적 신념 및 태도; K-PHQ-9=한국판 우울증 선별 도구; K-STAI-T=한국판 특성 불안 척도
 *** $p < .001$.

증분 타당도 검증

K-MGQ가 정서적 및 인지적 변인을 통제한 후에도 도박 심각도를 추가로 설명

하는지 검증하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 분석은 K-SOGs, KG-SAS, K-NODS-L을 각각 종속변인으로 설정하였다. 모형 1에는 공변량인 K-PHQ-9,

표 4. 도박 심각도에 대한 K-MGQ와 K-GABS의 위계적 회귀분석 (N=273)

종속변인	단계	독립변인	B	β	t	F (df ₁ , df ₂)	R ²	ΔR^2
K-SOGs	모형 1							
	1	K-PHQ-9	0.38	0.41	8.28***	152.46***	.63	-
		K-STAI-T	-0.01	-0.02	-0.36	(3, 269)		
		K-GABS	0.12	0.56	11.07***			
	모형 2							
	1	K-PHQ-9	0.16	0.17	3.72***	163.26***	.75	.12
	K-STAI-T	0.00	0.00	-0.03	(5, 267)			
	K-GABS	0.03	0.15	2.68**				
	2	K-MGQ-P	0.22	0.18	2.96**			
		K-MGQ-N	0.57	0.47	7.30***			
K-NODS-L	모형 1							
	1	K-PHQ-9	0.19	0.27	5.12***	122.88***	.58	-
		K-STAI-T	0.02	0.08	1.17	(3, 269)		
		K-GABS	0.09	0.55	10.19***			
	모형 2							
	1	K-PHQ-9	0.04	0.05	0.99	124.12***	.70	.12
	K-STAI-T	0.03	0.09	1.50	(5, 267)			
	K-GABS	0.02	0.15	2.53*				
	2	K-MGQ-P	0.09	0.10	1.44			
		K-MGQ-N	0.48	0.54	7.44***			
KG-SAS	모형 1							
	1	K-PHQ-9	0.98	0.47	10.01***	180.57***	.67	-
		K-STAI-T	-0.06	-0.06	-1.07	(3, 269)		
		K-GABS	0.26	0.56	11.90***			
	모형 2							
	1	K-PHQ-9	0.53	0.26	5.65***	178.46***	.77	.10
	K-STAI-T	-0.04	-0.04	-0.86	(5, 267)			
	K-GABS	0.09	0.19	3.67***				
	2	K-MGQ-P	0.46	0.17	2.88**			
		K-MGQ-N	1.13	0.42	6.75***			

p<.01, *p<.001.

K-STAI-T, K-GABS를 투입하였으며, 모형 2에서는 K-MGQ-P와 K-MGQ-N을 추가 투입하였다. 상세한 분석 결과는 표 4에 제시하였다.

먼저 모형 1 분석 결과, 투입된 통제 변인들은 모든 종속변인을 유의하게 설명하였으며, 모형의 설명력(R^2)은 K-SOGS가 .63, KG-SAS가 .67, K-NODS-L이 .58로 나타났다($p < .001$). 개별 변인의 유의성을 살펴보면, 우울과 도박 관련 인지 왜곡은 세 종속변인 모두에서 유의한 정적 영향을 주었으나($p < .001$), 불안의 영향력은 모든 모형에서 유의하지 않았다.

모형 2에서 K-MGQ의 하위 요인을 추가로 투입한 결과, 모든 종속변인에서 모형의 설명력이 통계적으로 유의하게 증가하였다. 설명력 증가량(ΔR^2)은 .10~.12로 나타나, K-MGQ가 도박 심각도 변량의 약 10~12%를 추가로 설명하는 것으로 확인되었다. 개별 변인의 기여도를 살펴보면, K-MGQ-N은 K-SOGS($t=7.30$), KG-SAS($t=6.75$), K-NODS-L($t=7.44$) 모두를 유의하게 추가로 설명하였다($p < .001$). 반면,

K-MGQ-P는 K-SOGS($t=2.96$)와 KG-SAS($t=2.88$)를 유의하게 추가로 설명하였으나($p < .01$), K-NODS-L($t=1.44$, $p > .05$)은 유의한 추가 설명력을 보이지 않았다. 이는 메타인지 신념의 두 하위 요인이 도박 문제의 심각성을 설명하는 데 있어 상대적인 기여도의 차이가 존재함을 보여준다.

임상적 위험군과 비문제 도박군 간의 점수 차이 검증

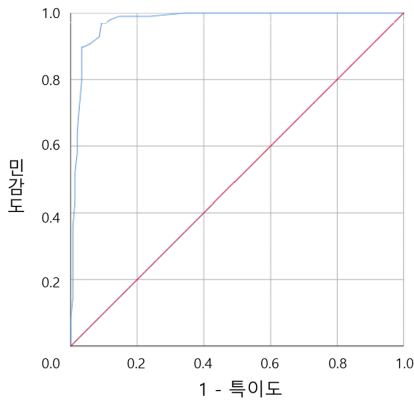
임상적 위험군과 비문제 도박군 간의 도박과 관련된 메타인지 신념 수준의 차이를 검증하기 위해 독립표본 t -검정을 시행하였다. 이때 집단 간 특성을 명확히 비교하고자 문제적 도박 위험군 및 잠재적 위험군(4~7점)은 분석에서 제외하였으며, 비문제 도박군(0~3점)과 임상적 위험군(8점 이상)만을 분석 대상으로 설정하였다. Levene의 등분산 검정을 시행한 결과, K-MGQ, K-MGQ-P, K-MGQ-N 모두에서 등분산 가정이 기각되었다($p < .001$). 이

표 5. 비문제 도박군과 임상적 위험군 간 K-MGQ 점수 차 검증

종속변인	집단	M	SE	F	t(df)
K-MGQ	0 ^a	11.72	3.77	16.34***	-25.12***
	1 ^b	26.45	4.95		(168.20)
K-MGQ-P	0 ^a	5.90	2.15	26.38***	-20.11***
	1 ^b	13.04	3.06		(158.63)
K-MGQ-N	0 ^a	5.82	1.92	28.56***	-23.87***
	1 ^b	13.41	2.74		(157.88)

주. 집단 0=비문제 도박군; 집단 1=임상적 위험군.
^a $n=151$. ^b $n=98$.
 *** $p < .001$.

그림 2. K-MGQ의 K-SOGS에 대한 ROC 곡선



에 따라 Welch의 *t*-검정을 적용하였으며, 분석 결과는 표 5에 제시하였다.

분석 결과, 모든 하위 요인 및 총점에서 임상적 위험군이 비문제 도박군보다 통계적으로 유의하게 높은 점수를 보이는 것으로 나타났다. 구체적으로 K-MGQ ($t=-25.12$), K-MGQ-P($t=-20.11$), K-MGQ-N ($t=-23.87$) 모두에서 집단 간 유의미한 차이가 확인되었다($p<.001$).

ROC 분석을 통한 탐색적 임상적 변별력 검토 및 절단점 산출

K-MGQ가 임상적 위험군과 비문제 도

박군을 구분하는 데 유용한 변별 지표로 활용될 가능성을 검토하기 위해 ROC 분석을 실시하였다. 준거 집단은 K-SOGS 점수를 기준으로 임의 구분되었으며, 기존 문헌 및 국내 임상 연구의 진단 준거를 참고하여 0~3점을 비문제 도박군, 8점 이상을 임상적 위험군으로 분류하였다. 본 연구 표본에서 임상적 위험군 비율은 35.9%($n=98$)로, 절단점을 산출하기에 적절한 분포를 보였다.

분석 결과, AUC는 .98($SE=.00$, $p<.001$)로 매우 높게 산출되었으며 95% 신뢰구간은 .96에서 .99로 확인되었다. ROC 분석 결과는 그림 2에 제시하였다. Youden's Index (민감도+특이도-1)를 기준으로 산출된 K-MGQ의 잠재적인 최적 절단점은 21.5점이었으며, 이때 Youden's Index가 .87로 가장 높았다. 민감도는 .90, 특이도는 .97로 나타났다. K-MGQ가 1점 단위로 합산되는 자기 보고식 척도임을 고려하여, 민감도와 특이도의 균형이 가장 적절하게 확보되는 22점을 임상적 위험군 변별을 위한 탐색적 절단점으로 선정하였다.

표 6. K-MGQ의 절단점에 따른 민감도, 특이도 및 Youden's Index

K-MGQ 점수	민감도	특이도	Youden's Index
18.50	.93	.91	.84
19.50	.91	.94	.85
20.50	.90	.96	.86
21.50	.90	.97	.87
22.50	.80	.97	.76

논 의

본 연구는 도박 관련 메타인지 신념 척도(MGQ)를 국내 실정에 맞게 번안 및 타당화하고, 그 심리측정적 속성을 규명하는 데 목적이 있다. 본 연구의 주요 결과에 따른 논의는 다음과 같다.

첫째, 도박 관련 메타인지 신념의 이원적 구조가 국내 표본에서도 재현됨을 확인하였다. 확인적 요인분석 결과, 원척도와 동일하게 긍정적 및 부정적 메타인지 신념의 2요인 모형에서 가장 우수한 적합도를 나타냈다($\chi^2/df=1.85$, $p<.01$, CFI=.99, TLI=.98, RMSEA=.05). 이는 도박 관련 메타인지 신념이 단일 차원이 아니라, 도박 행동의 접근과 유지에 서로 다른 방식으로 관여하는 두 하위 차원으로 구성됨을 시사한다.

둘째, K-MGQ는 기존의 인지적 및 정서적 변인들을 통제한 상태에서도 도박 심각도에 대한 유의한 증분 설명력과 탐색적 수준에서의 우수한 임상적 변별력을 나타냈다. 위계적 회귀분석 결과 부정적 메타인지 신념(K-MGQ-N)은 정서 변인뿐만 아니라 기존 연구에서 핵심 위험 요인으로 다루어져 온 도박 관련 인지 왜곡(K-GABS)을 통제한 상태에서도 도박 심각도에 대해 유의한 증분 설명량을 나타냈다. 이는 사고의 내용에 해당하는 인지 왜곡과는 독립적으로, 사고의 통제 불가능성에 대한 상위 수준의 신념이 도박 문제의 심화에 기여할 수 있다는 S-REF 모델의 관점과 부합한다. 반면, 긍정적 신념(K-MGQ-P)은 K-SOGS 및 KG-SAS에서 상대적으로 작은 크기의 효과를 보였다. 이

는 도박을 정서 조절 수단으로 인식하는 경향이 도박 문제와 부분적으로 관련될 수 있으나, 부정적 메타인지 신념에 비해 그 관련성이 상대적으로 제한적일 수 있음을 시사한다.

나아가 ROC 분석에서 나타난 높은 분류 정확도(AUC=.98)는 K-MGQ가 도박 위험군을 탐색적으로 선별하는 데 활용될 가능성을 시사한다. 다만, 본 연구의 집단 분류가 실제 임상 진단이 아닌 척도 점수에 근거한 가설적 기준임을 고려할 때, 본 연구에서 도출된 절단점(22점)의 일반화 가능성은 향후 실제 환자군을 대상으로 한 교차 타당화를 통해 재검증될 필요가 있다.

셋째, 본 연구 결과는 국내 사회문화적 맥락과 메타인지 신념 간의 잠재적 관련 가능성을 논의할 이론적 단서를 제공한다. 일부 선행 연구에서는 한국 사회의 정서 억제 규범과 체면 중시 경향이 부정적 정서를 간접적·행동적 방식으로 다루는 경향과 관련될 수 있다고 논의하였다(Joo, 2025). 이러한 맥락에서 부정적 정서의 통제 실패나 회피와 관련된 메타인지 신념이 형성되고 유지되며, 나아가 도박 문제의 지속과 연결될 가능성을 가정해 볼 수 있다. 다만 본 연구에서는 문화적 변인을 직접 측정하지 않았으므로, 이러한 해석은 탐색적 가능성으로 제한하여 이해할 필요가 있다. 향후 연구에서는 정서 억제, 체면 민감성 등 관련 변인을 포함하여 메타인지 신념과 도박 문제 간의 관계를 보다 체계적으로 검증할 필요가 있다.

본 연구가 도박 관련 메타인지 신념의

타당성을 규명하는 데 기여하였음에도 불구하고, 결과 해석 및 일반화에 있어 고려해야 할 몇 가지 제한점이 존재한다. 이를 바탕으로 후속 연구를 위한 제언을 제시하면 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 성인 남성 표본을 대상으로 수행되었으므로 연구 결과의 일반화에는 한계가 있다. 성별에 따라 도박 참여 양상이나 증상 표현 방식에 차이가 존재할 가능성이 제기되어 온 만큼 (Krupka et al., 2025; Lucas, Mora-Maltas, et al., 2024), 본 척도의 2요인 구조가 여성 집단에서도 동일하게 재현되는지 확인할 필요가 있다. 따라서 후속 연구에서는 여성 표본을 포함한 다집단 확인적 요인분석을 통해 측정 불변성을 검증함으로써 K-MGQ의 적용 범위를 확장할 필요가 있다.

둘째, K-MGQ의 AUC가 .98로 매우 높게 산출된 점에 대한 해석상의 주의가 필요하다. 본 연구는 증상 수준의 차이가 큰 참여자들이 함께 포함되어 집단 간 차이가 비교적 뚜렷하게 나타났을 가능성이 있으며, 이러한 표본 특성이 높은 분류 정확도로 이어졌을 가능성이 있다. 동일 표본을 기반으로 절단점을 산출하였다는 점에서 분류 정확도가 과대 추정되었을 가능성을 배제하기 어렵다. 따라서 제시된 절단점은 탐색적 기준으로 이해되어야 하며, 향후 보다 연속적인 증상 분포를 포함한 독립 표본에서 교차 타당화를 통해 재검증할 필요가 있다.

셋째, 임상군 분류를 자기보고식 선별 도구(K-SOGS)에 의존하였으며, 연구 설계가 횡단적이라는 점 역시 결과 해석에 제한을 둔다. 자기보고 방식은 사회적 바람

직성 편향이나 과소 보고의 가능성을 배제하기 어렵고, 횡단 설계는 변인 간 인과적 방향성을 직접적으로 확인하지 못한다. 후속 연구에서는 구조화된 임상 면담을 통해 진단의 객관성을 확보하고, 종단 설계를 통해 메타인지 신념이 도박 문제의 유지 및 재발에 미치는 장기적 영향력을 검증할 필요가 있다.

넷째, 일부 긍정적 메타인지 신념 문항이 기존 내용 중심 도박 신념과 개념적으로 인접하게 해석될 여지가 있다. 특히 도박의 정서 조절 기능이나 결과 기대를 반영하는 기존 척도와 일부 중첩될 가능성은 구인 타당도 측면에서 면밀한 검토가 필요한 부분이다. 따라서 향후 연구에서는 본 척도가 내용 중심 척도와 어떠한 차이를 보이는지 보다 명확히 확인할 필요가 있다.

종합하면, 본 연구는 K-MGQ의 구조적 및 기능적 타당성을 검토함으로써 도박 관련 메타인지 신념을 평가하는 신뢰롭고 타당한 도구를 제시하였다. 특히 기존 인지 왜곡 및 정서 변인을 통제된 이후에도 도박 심각도에 대한 독립적 설명력을 확인한 점은 메타인지적 접근의 이론적 의의를 지지하는 결과로 해석될 수 있다. 향후 본 연구의 탐색적 발견들이 다양한 집단과 설계를 포함한 후속 연구를 통해 보완된다면, 국내 도박 중독 상담 및 예방 장면에서 활용될 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

권선중. (2011). 한국판 도박 증상 척도(K

- G-SAS)의 신뢰도와 타당도. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 23(4), 885-900. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artid=ART001604429>
- 김교현. (2003). 병적 도박 선별을 위한 K-NODS의 신뢰도와 타당도. 한국심리학회지: 건강, 8(3), 487-509. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artid=ART001003567>
- 김정택, 신동균. (1978). STAI의 한국 표준화에 관한 연구. 최신의학, 21(11), 69-75. <https://scholarworks.korea.ac.kr/kumedicine/handle/2020.sw.kumedicine/42549>
- 김현정, 김진훈, 신영철, 신호철, Grant, J. E., 이태경. (2005). 한국어판 병적도박 증상평가척도의 신뢰도와 타당도. 신경정신의학, 44(6), 682-689. https://www.kci.go.kr/kciportal/landing/article.kci?arti_id=ART000976587
- 사행산업통합감독위원회. (2025). 2024년도 사행산업 관련 통계. <https://www.ngcc.go.kr/data/pdsView.do;jsessionid=PtClmNAVmASbPGRpTPctuEJpL7fGVkj2mytTnGCD.ngcc10#none>
- 신현지, 임숙희. (2020). 도박중독의 자발적 회복 순환 과정 연구: 회복 유지집단과 재발집단의 비교. 한국심리학회지: 건강, 25(4), 777-796. <https://doi.org/10.17315/kjhp.2020.25.4.009>
- 안제용, 서은란, 임경희, 신재현, 김정범. (2013). 한국어판 우울증 선별도구(Patient Health Questionnaire-9, PHQ-9)의 표준화 연구. 생물치료정신의학, 19(1), 47-56. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artid=ART001766067>
- 이건석, 배활립, 김대호. (2008). 불안장애 환자를 대상으로 한 한국판 상태불안척도의 요인분석. 대한불안학회지, 4(2), 104-110. <https://scienceon.kisti.re.kr/srch/selectPORSrchArticle.do?cn=JAKO200825247233694>
- 이영호. (2006). 도박에 대한 태도 및 신념 척도의 타당도 및 신뢰도에 관한 연구. 한국심리학회지: 임상, 25(1), 289-298. https://www.kci.go.kr/kciportal/landing/article.kci?arti_id=ART001087234
- 최완철, 김경빈, 오동열, 이태경. (2001). 한국형 사우스 오크 병적 도박 검사 표준화에 대한 예비연구. 중독정신의학, 5(1), 46-52. <https://scholar.kyobobook.co.kr/article/detail/4010025922744>
- 한국도박문제예방치유원. (2024). 한국도박문제예방치유원 도박문제 인구학적 통계. 공공데이터포털. <https://www.data.go.kr/data/15012880/fileData.do>
- Akobeng, A. K. (2007). Understanding diagnostic tests 3: Receiver operating characteristic curves. *Acta Paediatrica*, 96(5), 644-647. <https://doi.org/10.1111/j.1651-2227.2006.00178.x>
- American Psychiatric Association. (2022). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed., text rev.).

- American Psychiatric Publishing. <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425787>
- Brazeau, B. W., & Hodgins, D. C. (2022). Psychometric evaluation of the NORC diagnostic screen for gambling problems (NODS) for the assessment of DSM-5 gambling disorder. *Addictive Behaviors, 130*, Article 107310. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2022.107310>
- Breen, R. B., & Zuckerman, M. (1999). Chasing'in gambling behavior: Personality and cognitive determinants. *Personality and Individual Differences, 27*(6), 1097-1111. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(99\)00052-5](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(99)00052-5)
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). The Guilford Press. <https://psycnet.apa.org/record/2015-10560-000>
- Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (3rd ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315757421>
- Casale, S., Fioravanti, G., & Spada, M. M. (2021). Modelling the contribution of metacognitions and expectancies to problematic smartphone use. *Journal of Behavioral Addictions, 10*(3), 788-798. <https://doi.org/10.1556/2006.2021.00066>
- Caselli, G., Fernie, B., Canfora, F., Mascolo, C., Ferrari, A., Antonioni, M., Giustina, L., Donato, G., Marcotriggiani, A., Bertani, A., Altieri, A., Pellegrini, E., & Spada, M. M. (2018). The metacognitions about gambling questionnaire: Development and psychometric properties. *Psychiatry Research, 261*, 367-374. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.01.018>
- Cowlshaw, S., Merkouris, S., Dowling, N., Anderson, C., Jackson, A., & Thomas, S. (2012). Psychological therapies for pathological and problem gambling. *Cochrane Database of Systematic Reviews, 2012*(11), Article CD008937. <https://doi.org/10.1002/14651858.CD008937.pub2>
- DeVellis, R. F., & Thorpe, C. T. (2021). *Scale development: Theory and applications* (5th ed.). Sage Publications. https://uk.sagepub.com/en-gb/asi/scale-development/book269114?_gl=1%2Aaybzkf%2A_up%2AMQ..%2A_ga%2AMTk1NTE1ODg4NC4xNzc4MDAzNDM1%2A_ga_60R758KFDG%2AczE3NzgwMDM0MzQkbzEkZzAkdDE3NzgwMDM0MzQkajYwJGwwJGgyMDIzMDY1OTM4
- Emond, A., Griffiths, M. D., & Hollén, L. (2022). Problem gambling in early adulthood: A population-based study. *International Journal of Mental Health and Addiction, 20*(2), 754-770. <https://doi.org/10.1007/s11469-020-00401-1>
- 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(2), 298-310. <https://doi.org/10.1037/a0026422>
- García-Castro, J., Cancela, A., & Cárdaba, M. A. (2023). Neural cue-reactivity in pathological gambling as evidence for behavioral addiction: A systematic review. *Current Psychology*, 42(32), 28026-28037. <https://doi.org/10.1007/s12144-022-03915-0>
- Gehlenborg, J., Moritz, S., & Bucker, L. (2023). The dimensional structure of the gambling attitudes and beliefs survey: Challenging the assumption of the unidimensionality of gambling-specific cognitive distortions. *Journal of Gambling Studies*, 39(1), 75-86. <https://doi.org/10.1007/s10899-022-10133-7>
- Gerstein, D., Murphy, S., Toce, M., Hoffmann, J., Palmer, A., Johnson, R., Larison, C., Chuchro, L., Bard, A., Engelman, L., Hill, M. A., Buie, T., Volberg, R., Harwood, H., Tucker, A., Christiansen, E., Cummings, W., & Sinclair, S. (1999). *Gambling impact and behavior study: Report to the National Gambling Impact Study Commission*. National Opinion Research Center. <https://www.icpsr.umich.edu/web/NAHDAP/studies/2778>
- Giralt, S., Müller, K. W., Beutel, M. E., Dreier, M., Duven, E., & Wölfling, K. (2018). Prevalence, risk factors, and psychosocial adjustment of problematic gambling in adolescents: Results from two representative German samples. *Journal of Behavioral Addictions*, 7(2), 339-347. <https://doi.org/10.1556/2006.7.2018.37>
- Hamonniere, T., & Varescon, I. (2018). Metacognitive beliefs in addictive behaviours: A systematic review. *Addictive Behaviors*, 85, 51-63. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2018.05.018>
- Hu, L. T., & 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. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jauregui, P., Urbiola, I., & Estevez, A. (2016). Metacognition in pathological gambling and its relationship with anxious and depressive symptomatology. *Journal of Gambling Studies*, 32(2), 675-688. <https://doi.org/10.1007/s10899-015-9552-z>
- Joo, E. (2025). Indigenous psychology of mental health in South Korea. *Asia-Pacific Journal of Convergent Research Interchange (APJCRI)*, 11(8), 651-662. <https://doi.org/10.47116/apjcri.2025.08.40>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). The Guilford Press. <https://www.stata.com/bookstore/principles-and-practice-of-structural-equation-modeling/>

- Koga, Y., Shibasaki, M., Nitta, C., Okada, H., Furuno, S., Nishimura, K., Matsuzaki, T., & Matsushita, S. (2025). Causal impact of gambling-related cognitive distortions on the severity of gambling disorder: A one-year multicenter longitudinal study in treatment-seeking patients in Japan. *Journal of Behavioral Addictions, 14*(3), 1267-1280. <https://doi.org/10.1556/2006.2025.00071>
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. (2001). The PHQ-9: Validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine, 16*(9), 606-613. <https://doi.org/10.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x>
- Krupka, D., Brzoza, J., Cugier, O., Szwajkowski, M., Szwach, J., Raczkowska, M., Chełmoński, A., & Drewniowska, J. (2025). Gambling Behaviour, Motivations, and Gender Differences Among Medical Students in Poland: Survey-based Study. *Healthcare (Basel, Switzerland), 13* (20), 2555. <https://doi.org/10.3390/healthcare13202555>
- Lesieur, H. R., & Blume, S. B. (1987). The South Oaks Gambling Screen (SOGS): A new instrument for the identification of pathological gamblers. *The American Journal of Psychiatry, 144*(9), 1184-1188. <https://doi.org/10.1176/ajp.144.9.1184>
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods, 48*(3), 936-949. <https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- Lindberg, A., Fernie, B. A., & Spada, M. M. (2011). Metacognitions in problem gambling. *Journal of Gambling Studies, 27*(1), 73-81. <https://doi.org/10.1007/s10899-010-9193-1>
- Lucas, I., Granero, R., Mora-Maltas, B., Fernández-Aranda, F., & Jiménez-Murcia, S. (2024). Rethinking cutoff values for the South Oaks Gambling Screen: Sex-specific insights and DSM-5 severity adjustments in gambling disorder assessment. *Journal of Behavioral Addictions, 13*(4), 1003-1013. <https://doi.org/10.1556/2006.2024.00053>
- Lucas, I., Mora-Maltas, B., Granero, R., Demetrovics, Z., Ciudad-Fernández, V., Nigro, G., Cosenza, M., Rosinska, M., Tapia, J., Fernández-Aranda, F., & Jiménez-Murcia, S. (2024). Network analysis of DSM-5 criteria for gambling disorder: Considering sex differences in a large clinical sample. *European Psychiatry, 67*(1), Article e65. <https://doi.org/10.1192/j.eurpsy.2024.22>
- Mari, E., Cricenti, C., Boccia, M., Zucchelli, M. M., Nori, R., Piccardi, L., Giannini, A. M., & Quagliari, A.

- (2024). Betting on your feelings: The interplay between emotion and cognition in gambling affective task. *Journal of Clinical Medicine*, *13*(10), Article 2990. <https://doi.org/10.3390/jcm13102990>
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First- and higher order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin*, *97*(3), 562-582. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.97.3.562>
- Noda, T., Kido, M., Ito, C., & Ojima, T. (2025). The effect of the choice of screening test when measuring the prevalence of gambling disorder: A cross-sectional study in Japan. *PLOS ONE*, *20*(4), Article e0318885. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0318885>
- Oh, J. H., Thor, M., Olsson, C., Skokic, V., Jörnsten, R., Alsadius, D., Pettersson, N., Steineck, G., & Deasy, J. O. (2016). A factor analysis approach for clustering patient reported outcomes. *Methods of Information in Medicine*, *55*(5), 431-439. <https://doi.org/10.3414/me16-01-0035>
- Polit, D. F., & Yang, F. M. (2016). *Measurement and the measurement of change: A primer for the health professions*. Wolters Kluwer. https://books.google.co.kr/books/about/Measurement_and_the_Measurement_of_Change.html?id=W2G8oAEACAAJ&redir_esc=y
- Rogier, G., Zobel, S. B., Morganti, W., Ponzoni, S., & Velotti, P. (2021). Metacognition in gambling disorder: A systematic review and meta-analysis. *Addictive Behaviors*, *112*, Article 106600. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2020.106600>
- Scholes-Balog, K. E., Hemphill, S. A., Dowling, N. A., & Toumbourou, J. W. (2014). A prospective study of adolescent risk and protective factors for problem gambling among young adults. *Journal of Adolescence*, *37*(2), 215-224. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2013.12.006>
- Slutske, W. S., Davis, C. N., Lynskey, M. T., Heath, A. C., & Martin, N. G. (2022). An epidemiologic, longitudinal, and discordant-twin study of the association between gambling disorder and suicidal behaviors. *Clinical Psychological Science*, *10*(5), 901-919. <https://doi.org/10.1177/21677026211062599>
- Spada, M. M., Caselli, G., Nikčević, A. V., & Wells, A. (2015). Metacognition in addictive behaviors. *Addictive Behaviors*, *44*, 9-15. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2014.08.002>
- Spada, M. M., Giustina, L., Rolandi, S., Fernie, B. A., & Caselli, G. (2015). Profiling metacognition in gambling disorder. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, *43*(5), 614-622. <https://doi.org/10.1016/j.bcp.2015.08.002>

- doi.org/10.1017/s1352465814000101
- Spada, M. M., & Roarty, A. (2015). The relative contribution of metacognitions and attentional control to the severity of gambling in problem gamblers. *Addictive Behaviors Reports, 1*, 7-11. <https://doi.org/10.1016/j.abrep.2015.02.001>
- Spielberger, C. D., Gonzalez-Reigosa, F., Martinez-Urrutia, A., Natalicio, L. F., & Natalicio, D. S. (1971). The state-trait anxiety inventory. *Revista Interamericana de Psicología/ Interamerican Journal of Psychology, 5*(3 & 4), 145-158. <https://journal.sippsych.org/index.php/IJP/article/view/620>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2019). *Using multivariate statistics* (7th ed.). Pearson. <https://www.pearson.com/en-us/subject-catalog/p/using-multivariate-statistics/P200000003097/9780137526543?srsId=AfmBOorRcffbiC6hnCsJDMTM1E5WqvPhqA4AUTXfcY1pkFSNaX4zQYE0>
- Toneatto, T., & Ladouceur, R. (2003). Treatment of pathological gambling: A critical review of the literature. *Psychology of Addictive Behaviors, 17*(4), 284-292. <https://doi.org/10.1037/0893-164x.17.4.284>
- Tran, L. T., Wardle, H., Colledge-Frisby, S., Taylor, S., Lynch, M., Rehm, J., Volberg, R., Marionneau, V., Saxena, S., Bunn, C., Farrell, M., & Degenhardt, L. (2024). The prevalence of gambling and problematic gambling: A systematic review and meta-analysis. *The Lancet Public Health, 9*(8), e594-e613. [https://doi.org/10.1016/s2468-2667\(24\)00126-9](https://doi.org/10.1016/s2468-2667(24)00126-9)
- Wells, A., & Matthews, G. (1994). *Attention and emotion: A clinical perspective* (classic edition). Psychology Press, Taylor & Francis Group. <https://doi.org/10.4324/9781315747187>
- Zhang, K., & Clark, L. (2020). Loss-chasing in gambling behaviour: Neurocognitive and behavioural economic perspectives. *Current Opinion in Behavioral Sciences, 31*, 1-7. <https://doi.org/10.1016/j.cobeha.2019.10.006>
- 원고접수일: 2025년 12월 14일
 논문심사일: 2025년 12월 31일
 게재결정일: 2026년 3월 16일

Validation of the Korean Version of the Metacognitions about Gambling Questionnaire

Hyeonjeong Kim Jang-Han Lee
Department of Psychology, Chung-Ang University

The Self-Regulatory Executive Function (S-REF) model suggests that both positive and negative metacognitive beliefs about gambling may play a role in the persistence of gambling behavior. This study aimed to translate and validate the Korean version of the Metacognitions about Gambling Questionnaire (K-MGQ). A total of 273 adult males participated in the research. Confirmatory Factor Analysis (CFA) supported a two-factor structure comprising positive metacognitive beliefs (MGQ-P) and negative metacognitive beliefs (MGQ-N), aligning with the original scale. Convergent validity was established through significant positive correlations with the Korean version of the South Oaks Gambling Screen (K-SOGS), the Korean Gambling Symptom Assessment Scale (KG-SAS), and the Korean version of the NODS (K-NODS). Hierarchical regression analysis revealed that both positive and negative metacognitive beliefs significantly contributed to the variance in gambling severity, even when controlling for depression (K-PHQ-9), trait anxiety (K-STAI-T), and irrational gambling beliefs (K-GABS). Furthermore, Receiver Operating Characteristic (ROC) analysis assessed the scale's clinical discriminative utility using K-SOGS cutoff scores. These results indicate that the K-MGQ is a reliable and valid tool for evaluating gambling-related metacognitive beliefs among Korean adult males. The paper also discusses implications, limitations, and avenues for future research.

Keywords: Gambling, Metacognitive Beliefs, K-MGQ, Scale Validation, S-REF Model

부록. 한국판 도박 관련 메타인지 신념 척도

본 설문은 도박에 대한 평소 생각이나 신념을 알아보기 위한 것입니다. 아래 제시된 각 문항을 주의 깊게 읽고, 자신의 생각과 가장 일치하는 항목에 표시해 주십시오. 정답이나 오답이 있는 것이 아니므로, 모든 문항에 솔직하게 응답해 주시길 바랍니다.

문항	매우 동의하지 않음	약간 동의함	다소 동의함	매우 동의함
1. 도박은 나를 걱정에서 벗어나게 한다.	1	2	3	4
2. 도박은 내 걱정을 더 견딜 수 있게 한다.	1	2	3	4
3. 나는 도박에 대한 생각을 통제하기가 매우 어렵다.	1	2	3	4
4. 도박은 내 문제에 대한 걱정을 멈추는 데 도움이 된다.	1	2	3	4
5. 나는 도박을 시작하면 더 이상 멈출 수 없다.	1	2	3	4
6. 나는 도박에 대한 생각을 멈출 수 없다.	1	2	3	4
7. 도박은 나의 걱정을 줄여준다.	1	2	3	4
8. 도박을 하면 어떤 것도 나를 방해할 수 없다.	1	2	3	4
9. 도박은 내 생각을 통제하는 데 도움이 된다.	1	2	3	4
10. 도박은 나의 모든 정신적 자원을 흡수한다.	1	2	3	4