Korean Journal of Clinical Psychology
2018. Vol. 37, No. 2, 225-235

Original Article
© 2018 Korean Clinical Psychology Association
https://doi.org/10.15842/kjcp.2018.37.2.009
eISSN 2733-4538

Validation of the Gambling Follow-up Scale-Korean Version: An Outcome Measure in the Treatment of Gambling Disorder

Young-Min Chun† **Jeong-Im Lee** **Eun-Kyeong Park**

Korea Center on Gambling Problems, Seoul, Korea

The purpose of the present study was to validate the Gambling Follow up Scale-Korean version (GFS-K), which was based on the Gambling Follow-up Scale, a 5-item scale designed to assess gambling frequency/time, work status, family relationship, leisure, and enrolment in Gambling Anonymous in individuals diagnosed with gambling disorder according to the DSM-5 criteria. Two thousand four hundred seventy eight individuals with gambling disorder (97.1% male) seeking treatment completed the GFS-K. A total of 608 clients who completed the treatment were reassessed. The GFS-K showed moderate internal consistency. Confirmatory factor analysis (CFA) confirmed that the one factor solution (except item 5) fitted the data most effectively. There was a moderate convergence between the GFS-K and reference scales. The GFS-K scores showed excellent sensitivity to change, and good ability to distinguish recovered from unrecovered patients after treatment. A cutoff score of 17 was found to have 77% sensitivity and 75% specificity for recovery from gambling. The GFS-K is suited to providing a reliable follow-up of gamblers under treatment and assessing the efficacy of their treatment.

Keywords: gambling disorder, addiction, recovery, follow-up, treatment outcome, measure

도박은 최근에 전 세계적인 문제가 되고 있다. 다양한 도박종류에 노출되는 사람들이 증가하면서 도박장애 유병률도 증가하고 있지만(Nowak & Aloe, 2014), 그들 중 10% 미만의 도박장애자들만 치료센터를 찾고 있다(Galetti & Tavares, 2017). 그에 따라 더욱 효과적인 도박장애 치료에 대한 요구도 증가하고 있으나 치료성공률을 평가하는 기준이 서로 달라 치료방법의 비교를 어렵게 만들고 있다(Tavares, Ziberman, & el-Guebaly, 2003). 치료성공에 대한 기준도 연구마다 달랐다(Echeburúa, Báez, & Fernández-Montalvo, 1996; Ladouceur et al., 2001; McConaghy, Blaszczynski, & Frankova, 1991; Sylvain, Ladouceur, & Boisvert, 1997). 캐나다 연구(Echeburúa et al., 1996; Ladouceur et al., 2001)에서 치료효과 측정치는 도박빈도, 통제감, 자기효능감, 도박욕구, DSM-III-R(American Psychiatric Association [APA], 1987) 준거 개수였다. 스페인(McConaghy et al., 1991)과 호주(Ladouceur et al., 2001) 연구들이 채택한 치료효과 측정치는 도박에 투입한 도박금액과 빈도였다. 특히 호주 연구에서는 단도박과 조절도박(매주 10불 이하로 사용하는 도박) 모두를 양호한 치료효과로 간주하였다.

도박치료의 보편적 목표를 설정하기 위한 노력이 최근에 이루어지고 있다. Banff 합의(Walker et al., 2006)에서 전문가 패널은 치료효과를 보고할 때의 최소 지표를 3가지 영역으로 나누어 제안하였다. 첫째, 도박행동 측정치(매월 도박지출금액, 매월 도박한 날의 수, 도박을 하기 위해 사용한 시간), 둘째, 도박으로 발생된 문제에 대한 측정치(개인 건강, 관계, 재정 및 법적 문제), 셋째, 적용한 치료법과 관련된 특정한 변화과정들에 대한 측정치(예, 인지행동치료에서의 인지왜곡 측정치)이다. 여기서 두 번째 지표인 도박관련 문제는 삶의 질 측정치로 보완될 수 있다고 하였다. 그러나 치료효과를 보고하는 공통 기준에 대한 합의를 이끌어내기 위한 이러한 노력에도 불구하고 도박치료의 효능성에 대한 표준 지표는 아직 없는 상태다. 도박의 약물치료 효과에 관한 연구에서는 갈망 및 관련 현

†Correspondence to Young-Min Chun, Korea Center on Gambling Problems, 18 Bukchon-ro, Jongno-gu, Seoul, Korea; E-mail: respectuu@kcgp.or.kr/respectuu@gmail.com

Received Oct 12, 2017; Revised Feb 20, 2018; Accepted Feb 21, 2018

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

상을 강조하고 있다(Grant, Odlaug, & Schreiber, 2014). 심리사회적 개입법에 관한 연구들(Cowlishaw et al., 2012; Hodgins, Currie, el-Guebaly, & Peden, 2004; Ladouceur et al., 2003; Melville, Davis, Matzenbacher, & Clayborne, 2004; Petry, Weinstock, Ledgerwood, & Morasco, 2008)은 대부분 도박빈도, 도박에 지출한 금액, 통제감, 자기효능감과 같은 도박행동에 대한 지표들에 초점을 맞추고 있다. 그러나 치료효과 측정치의 이질성은 치료법 간의 비교를 더욱 어렵게 만들고 있다.

도박장애를 선별하고 그 심각도를 평가하기 위한 목적으로 다양한 척도들이 개발되었다. 문제도박척도(Problem Gambling Severity Index, PGSI)는 이 분야에서 아마 가장 전통적이고 광범위하게 사용되는 도구들 중의 하나일 것이다(Ferris & Wynne, 2001; Lesieur & Blume, 1987). PGSI는 캐나다 문제도박척도(Canadian Problem Gambling Inventory; Ferris & Wynne, 2001)의 하위 질문지로서 특별히 일반 전집에서의 문제도박을 측정하기 위해 개발된 것이다. PGSI는 도박빈도, 도박욕구, 도박인지, 우울, 불안 및 스트레스와 유의미한 상관을 보이는 것으로 나타났다(Holtgraves, 2009; Loo, Oei, & Raylu, 2011).

DSM IV TR(APA, 2000)에서 도박장애는 충동조절장애의 하나로서 병적 도박으로 명명되고 있다. 그러나 DSM 5(APA, 2013)에서는 도박장애를 충동조절장애에서 재분류하여 중독장애라는 새로운 영역에 포함시켰다. 사실 도박장애와 물질사용장애가 서로 유사하기 때문에 도박을 평가하는 그동안의 전략은 중독영역의 도구들을 수정하여 사용하는 것이었다. 중독영역에서 가장 널리 사용되는 중독심각도지수(Addiction Severity Index, ASI)는 7개 변인(신체질환, 직업상태, 알코올사용, 약물사용, 불법활동, 가족과 사회적 관계, 정신질환)을 평가하는 반구조화된 면담도구이다(McLellan et al., 1992). Petry(2003, 2007)가 ASI의 5개 문항으로 구성된 도박 영역을 타당화 연구하였다. ASI는 치료를 받고 있는 도박자에 대한 광범위한 평가를 제공하고 있다. 그러나 ASI는 상당히 포괄적인 면담을 요구하고 있고, 면담은 훈련된 전문가에 의해 실시되어야 하며, 반복 측정의 어려움이 있다.

지금까지 설명한 도구들은 Banff 합의(Walker et al., 2006)에서 제안된 대부분의 지표들을 다루는 상호보완적 속성들을 지니고 있다. 그러나 하나의 연구에서 이 모든 도구들을 사용하는 것은 많은 시간이 소요된다. Castro, Fuentes와 Tavares(2005)는 이러한 도구들을 하나의 척도로 단일화하고 반복 측정에 용이하며 도박치료 효과에 대한 표준적인 평가 지표로 사용하기 위해 도박회복추적척도(Gambling Follow-up Scale, GFS)를 개발하였다. GFS는 5개 영역, 즉 도박행동(도박의 빈도와 이용시간), 직업생활, 가족관계, 여가생활, 자조활동으로 구성되어 있다. 자조활동은 자조모임 활동이 부가적인 치료적 도움이 되는지를 결정하기 위해 추가된 것이다. 이들의 원형척도 연구에서 GFS의 5개 문항에 대한 요인분석 결과 단일 요인이 도출되었고, 여가생활, 도박행동, 가족관계의 요인 부하량은 .84, .71, .71로 높았고 자조활동과 직업생활은 .59, .56으로 중간 정도의 기여를 하였다.

GFS는 자가보고나 반구조화된 면담 형식으로 실시될 수 있다. 자가보고는 지역사회 치료환경에서 일반적으로 사용하는 접근이며, 반구조화된 면담을 통한 추적평가는 내담자의 지적 수준에 맞추어서 질문을 함으로써 보다 정확한 추적평가를 할 수 있다는 장점이 있다.

본 연구의 목적은 GFS를 한국어로 번안하여 신뢰도와 타당도를 검증하는 것이다. 특히 본 연구에서는 원형척도 연구에서 다루지 않았던 변화민감도, 수렴타당도, 변별타당도, 그리고 자조활동 문항이 포함된 요인구조와 제외된 요인구조 중 어느 것이 더 적합한지를 검증코자 하였다.

방 법

연구대상

2015년 1월부터 12월까지 도박문제로 지역사회 치료센터를 찾은 내담자 2,945명 중에서 치료서비스 등록 때 한국판 GFS에 응답한 2,478명이 연구대상이었다.

평균 연령은 34.63(SD = 10.57, 범위 = 14–79)세였고 남성이 97.1%였다. 이들의 학력은 대졸 이상이 63.8%, 고졸 31.8%, 중졸 이하 3.7%였다. 결혼상태는 기혼 41.1%, 미혼 51.9%, 이혼 및 별거 5.2%, 기타 1.7%였다. 직업상태는 64.2%가 전일제로 근무하고 있으며 시간제 및 일용직 7.7% 무직은 27.9%였다.

Ferris와 Wynne(2001)이 개발한 문제도박척도 PGSI를 Lee (2009)가 한글로 번안하여 타당화한 척도를 기준으로 보면 가장 심각한 문제성 도박(혹은 병적 도박)이 76.7%였고, 중위험 도박(혹은 문제 도박)이 20.7% 수준이었다. DSM-5를 적용했을 때 4점 이상의 도박장애는 95.6%였고, 나머지 4.4%는 2–3점인 준임상 도박장애로 분류되었다.

측정도구

한국판 도박회복추적척도(the Gambling Follow-up Scale-Korean version, GFS-K)

원형척도인 도박회복추적척도(GFS)는 Banff 합의(Walker et al., 2006)에서 제안된 치료효과 측정지표들을 반영하여 도박장애의

https://doi.org/10.15842/kjcp.2018.37.2.009

치료효과를 반복적으로 측정하기 위해 Castro 등(2005)이 개발한 5개 문항의 척도다. 반구조화된 면담을 통해 측정된 원형척도의 내적 일관성 신뢰도를 Cronbach's α로 보지 않고 문항 간 상관 및 평정자 간 일치율로 분석하였다. 즉 5번 문항인 자조활동은 여가활동($r=.39$, $p<.01$) 외에는 다른 문항과 유의미한 상관이 없었다. 그러나 도박빈도는 직업생활과만 상관이 .23($p=.12$)으로 유의미하지 않았지만 가족관계 및 여가생활과는 각각 .36, .51의 유의미한 상관($p<.05$)을 보였다. 여가생활은 나머지 4개 문항과 .32–.53의 유의미한 상관($p<.05$)을 보였다. 3쌍의 평정자 간 일치율은 82%–95%로 매우 높았다.

GFS의 한국어 번역은 심리검사의 번역에 관한 연구(Son, 2003)를 참고하여 선번안기법으로 진행되었다. 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 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 상담사 5명의 의견을 수렴하여 최종 번역본을 확정하였다. 특히 수정하여 반영한 문항들은 직업생활을 묻는 2번 문항에서 한국의 경우 도박치료를 위해 장기휴가를 내는 경우가 거의 없고, 노인 도박자들의 경우 정년 퇴직이 대부분이고 정년 퇴직은 회복과는 무관하기 때문에 "퇴직"이란 단어를 제거하고 "퇴직하거나 치료를 위해 일시적으로 휴가를 냈다"를 "일(혹은 공부)을 하지 않는 날이 많았다"로 수정하였다. 또한 청소년이나 대학생 도박자들도 사용할 수 있도록 하기 위해 "work"를 문맥에 따라 "일(혹은 공부)"이나 "일(혹은 학교)"로 번안하였다. 그리고 도박장애 가족의 회복과정에서 가족의 건강한 심리적 및 물리적 독립을 도박치료의 한 목표로 설정하고 있음을 고려하여, 2번의 가족관계 문항에서 2–4점 선택지에 있는 "가족과 함께 살고 있다"는 내용을 제거하여 문항 선택지를 구성하였다.

GFS-K의 측정은 3회 이루어졌는데, 즉 내담자가 도박문제로 치료센터를 찾아서 접수하고 등록하는 시점, 정규치료 종결시점, 종결 후 3개월 시점이었다. 측정방법은 등록시점과 종결시점에서는 자가 보고식이었고, 종결 후 3개월 시점은 전화를 통한 반구조화된 면담 방식으로 이루어졌다.

단축형 문제도박척도(Shortened Problem Gambling Severity Index, S–PGSI)

도박문제의 심각도를 측정하기 위해 Ferris와 Wynne(2001)가 개발한 PGSI의 한국판(Research & Business Foundation of Chungnam University, 2010)을 Kwon과 Cho(2010)가 전화조사용으로 개발한 단축형 문제도박척도를 사용하였다. S-PGSI는 4문항의 Likert식 4점 척도(0–3점)로 구성되어 있고 0–12점의 분포를 가지며, 전체 점수 합이 0점은 비문제 집단, 1–3점은 중위험 도박, 4점 이상은 가장 심각한 문제성 도박으로 분류된다. S-PGSI의 중위험 도박과 문제성 도박을 연구영역에서는 일반적으로 문제도박과 병적도박으로 명명하고 있다. S-PGSI의 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 .88로 우수하였고, 본 연구에서는 .69로 다소 낮아졌지만 수용할만한 수준이었다.

한국판 도박욕구척도(The Gambling Urge Scale–Korean version, GUS–K)

Raylu와 Oei(2004)가 개발한 The 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 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 .92로 높았다.

한국판 역학연구센터 우울척도(Center for Epidemiological Studies–Depression Scale, CES–D)

우울 심각도를 측정하는 CES-D는 Radloff(1977)가 개발한 것을 Chon, Choi와 Yang(2001)이 번안하여 타당화하였다. 한국판 CES-D는 Likert식 4점 척도(0–3점) 20문항으로 구성되어 있고 총점이 높을수록 우울의 심각성이 높음을 의미한다. 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 .91로 높았다.

도박내담자 경험질문지(Gambling Client Experience Survey)

도박장애 내담자에게 제공되는 치료의 질을 개선하기 위해 Monash 대학에서 개발한 것으로서 치료접근성, 치료관계, 서비스만족도, 치료효과 등을 내담자가 내담자의 관점에서 5점 척도로 평가한다(Victorian Government, 2011, pp. 27-28). 본 연구에서는 그 중 치료효과에 대한 내담자의 평가 문항 6문항을 번안하여 사용하였다. 6개 치료효과 질문 각각에 대해 치료를 받은 후 1점(많이 낮아졌음), 2점(조금 낮아졌음), 3점(변화없음), 4점(조금 높아졌음), 5점(많이 높아졌음)에 체크한다. 6개 질문은 "내 삶의 질과 행복수준

은", "가족/사회적 관계 친밀도는", "정신건강 수준은", "재정의 안정도는", "부채 금액은", "스트레스 수준은"으로 주로 삶의 질을 반영하고 있다. 본 연구에서는 이를 '생활회복'이라 명명하였다. 본 연구에서 6개 문항의 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 .80으로 높았다. 전체 평균은 24.3, 표준편차 3.69였으며 상위 20%는 28점 하위 20%는 22점이었다.

자료분석

변화민감도 분석을 위한 Standardized Response Mean(SRM)과 신뢰구간, 그리고 Receiver Operating Characteristic(ROC) curve 분석에는 MedCalc V.17을 사용하였고, 그 외의 통계분석은 SPSS V.21과 AMOS를 사용하였다.

내적 일관성 신뢰도 및 확인적 요인분석

본 연구에서는 확인적 요인분석을 실시하기 전에 적절한 요인 수를 확인하기 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.

번안된 원형척도의 구성타당도 검증을 위해 SPSS의 AMOS 프로그램을 사용하여 확인적 요인분석을 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)과 Comparative Fit Index(CFI)를 사용하였다(Hong, 2000). RMSEA는 .05 이하이면 좋은 적합도, .08 이하이면 괜찮은 적합도, .10 이하이면 보통 적합도를 나타낸다고 볼 수 있으며(Brown & Cudeck, 1993; Hong, 2000; Hu & Bentler, 1999), CFI 값은 .90 이상이면 적합도가 좋다고 할 수 있다(Bentler, 1990; Hong, 2000; Tucker & Lewis, 1973).

내적 일관성 신뢰도(internal consistency reliability)를 검증하기 위해 원형척도 연구(Castro et al., 2005)와 마찬가지로 GFS-K의 각 문항 간 Pearson 상관분석을 하였다. 내적 일관성 신뢰도는 대개 Cronbach's α를 이용하지만 Cronbach's α는 문항 수가 많을수록 증가하고 6개 미만으로 적을 경우에는 실제와는 달리 매우 낮아지는 문제점이 있기 때문에 하위척도의 문항이 10문항 미만인 경우 문항 간 평균상관(average interitem correlation)을 추천하고 있다(Briggs & Cheek, 1986; Pallant, 2007). Briggs와 Cheek(1986)은 적절한 수준의 동질성을 나타내는 상관의 범위가 .2–.4라고 하였다. Clark와 Watson(1995)은 측정하고자 하는 구성개념의 특성에 따라 더 세분하였는데 즉, "어떤 척도가 외향성(extraversion)과 같은 광의의 고차 구성개념(broad higher order construct)을 측정한다면 문항 간 평균상관이 .15–.50, 수다스러움(talkativeness)과 같은 협의의 구성개념을 측정하는 척도라면 .40–.50이 적절하다" (p. 316)고 제안하였다. BrckaLorenz, Chiang과 Nelson Laird (2013)도 문항 간 평균상관 .15–.50을 양호한 내적 일관성 신뢰도 기준으로 제시하였다. 본 척도는 문항 수가 5문항으로 적으면서도 다양한 생활영역의 행동변화를 측정하는 광의의 회복 구성개념을 측정하기 때문에 문항 간 평균상관 .15–.50을 수용 가능한 기준으로 채택하였다.

또한 원형척도 연구와는 달리 내적 일관성 신뢰도인 Cronbach's α를 측정 시점별로 비교하였다. GFS-K가 도박중독의 회복이라는 광의의 구성개념을 측정하는 도구로서 문항 하나하나가 회복의 각기 다른 영역들을 측정하고 있고, 도박문제 발생이나 회복의 영역들이 측정 시점에 따라 다를 수 있기 때문이다. 내적 일관성 신뢰도에 대한 합의된 해석 기준은 없지만 본 연구에서는 통상적인 기준인 .70을 적용하지 않고 본 척도의 특성을 고려하여 .45 이상(Griethuijsen et al., 2014; Taber, 2017)을 수용 가능한 수준으로 보았다. 본 척도는 전술한 바와 같이 각기 다른 영역의 행동(즉, 도박행동, 가족생활, 직업생활, 여가생활, 자조생활)을 각각 단일 문항으로 측정하는 척도이기 때문에 협의의 구성개념을 측정하는 척도들과는 달리 문항 간 상관이 높지 않을 수 있고, 또한 도박행동으로 인한 각 영역의 반응이 동일 시점에 발생되지 않을 가능성이 높은 특성이 있다. 즉, 도박빈도가 증가함에 따라 여가생활은 즉각적으로 변화가 발생하지만 직업생활에는 큰 영향이 아직 없을 수 있는 것이다. 역으로 도박빈도가 감소하면 여가생활은 즉각 변화가 발생하지만 가족생활은 천천히 변화하는 것이 도박중독 임상장면에서 일상적으로 관찰되는 현상이다. 그리고 수용 가능한 신뢰도 수준을 .45 이상으로 설정한 또 다른 근거는 문항 개수가 적을수록 내적 일관성 신뢰도가 감소하는 경향이 있고 광의의 구성개념을 제한된 문항(특히 6문항 미만)으로 측정할 때는 사전 검사에서 .45 사후 검사에서 .60도 수용할 수 있는 수준으로 해석되고 있기 때문이다(Berger & Hänze, 2015). 개인에 따라 도박장애의 폐해 영역이 다양할 수 있기 때문에 등록시점의 내적 일관성 신뢰도는 낮을 수 있지만 치료 종결시점과 종결 후 3개월 시점으로 갈수록 다양한 영역의 회복들이 상호 영향을 미치면서 측정된 척도의 내적 일관성 신뢰도는 점차 높아질 것으로 예측하였다.

https://doi.org/10.15842/kjcp.2018.37.2.009

수렴타당도

수렴타당도(convergent validity)를 검증하기 위해 S-PGSI, DSM-5 진단준거, 우울, 도박욕구와의 Pearson 상관분석을 실시하였다. 수렴타당도는 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 큼(large)으로 간주된다(Cohen, 1988).

변별타당도 및 임상 절단점

도박장애 치료에 대해 변화를 보인 집단과 무변화 집단에 대한 한국판 GFS의 변별력을 분석하기 위해 치료 종결 시점에 측정된 두 척도에 근거해서 각각 두 집단으로 나누었다. 먼저 정규치료 종결시점에 측정된 S-PGSI 점수에서 1점 이상인 도박문제집단과 0점인 정상집단으로 구분하였다. 그리고 도박내담자 경험질문지에서 평균값 24.3 이상을 높은 생활회복집단, 그 미만을 낮은 생활회복집단으로 구분하였다.

치료시작 시점에서의 두 집단 간 GFS-K점수 차이를 조정하기 위해 치료종결 시점의 GFS-K각 문항 값에서 치료시작 시점에서의 각 문항 값을 뺀 값의 절대값을 사용하였다. 두 집단(도박문제집단 대 정상집단, 높은 생활회복집단 대 낮은 생활회복집단)을 각 문항별로 비교하기 위해 정규성 가정이 요구되지 않는 Mann-Whitney *U* 검증을 실시하였다.

그리고 GFS-K의 임상적 회복에 대한 절단점을 구하기 위해, 정규치료 종결시점의 도박내담자 경험질문지에 근거해서 상위 20%의 높은 생활회복집단(117명)과 하위 20%의 낮은 생활회복집단(169명)을 구분하여 ROC curve분석을 하였다. 진단의 정확도는 ROC curve 아래의 면적(area under the ROC curve, AUC)에 의해 측정될 수 있다. 보통 AUC 수치에 따라 비 정보적(AUC = .5), 덜 정확한($.5 < \text{AUC} \leq .7$), 중등도의 정확한($.7 < \text{AUC} \leq .9$), 매우 정확한($.9 < \text{AUC} < 1$), 그리고 완벽한 검사(AUC = 1)로 분류한다(Greinera, Pfeiffer, & Smith, 2000; Swets, 1988).

시간에 따른 변화민감도

치료적 변화에 대한 GFS-K의 민감도 혹은 척도의 반응성(responsiveness)을 평가하기 위해 대응표본 *t*-검증과, 표본크기에 영향을 받지 않는 SRM을 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 = mean change/standard deviation change). Cohen(1988)의 기준에 따르면 SRM값이 클수록 척도의 변화민감도 혹은 반응성은 높은 것으로 평가하는데 .8 이상이면 큰 값, .5–.8이면 중간 값, .2–.5이면 작은 값으로 분류한다.

또한 비교를 위해 S-PGSI의 변화민감도도 함께 분석하였다. 두 시점(정규치료 등록 및 종결 시점) 모두에 응답한 608명을 분석 대상으로 하였다. 그러나 각 문항에 대한 *t*-검증에는 각 문항에 모두 응답한 563명이 분석대상이 되었다. 센터를 찾는 내담자들은 초기면담, 종합평가, 치료계획수립, 동기강화상담 및 인지행동치료로 구성된 정규치료(3–12주)를 개인상담이나 집단상담 형식으로 받는다.

결 과

한국판 도박회복추적척도(GFS–K)의 확인적 요인분석과 신뢰도 분석

확인적 요인분석을 하기 전에 자료에 적합한 요인 수를 결정하기 위해 평행분석(parallel analysis)을 실시한 결과, 적정 요인 수는 1개로 나타났다(Figure 1). 그림에서와 같이 가상의 무선 상관행렬에 기초한 평균 고유치나 95% 신뢰수준의 고유치보다 큰 고유치는 1개였다.

원형척도인 GFS를 한국어로 번안하여 구성한 GFS-K의 1요인 구조가 본 연구의 표본에 가장 부합하는 모형인지를 확인하기 위해 확인적 요인분석을 하였다. 모형 1은 5개 문항이 모두 포함된 모형이었다. 모형 2는 자조활동을 묻는 문항은 다른 문항들과는 달리 정규치료과정에 포함되지 않은 접근법이어서 이 문항을 제거한 모형을 설정하여 분석하였다(Table 1). 전체 문항이 모두 포함된 모형 1과 '자조활동' 문항이 제거된 모형 2를 비교할 때 모형 2가 RMSEA

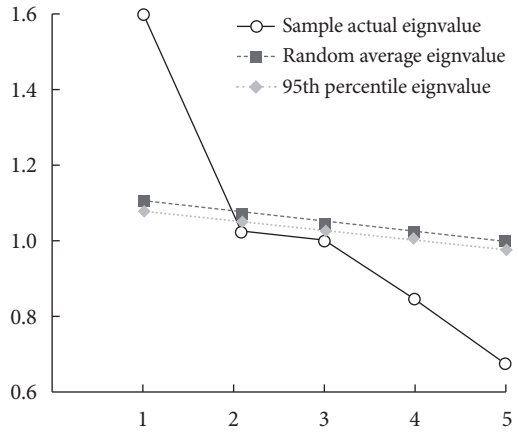

Figure 1. *Scree plot of parallel analysis of the Korean version of the Gambling Follow-up Scale.*

도 괜찮은 적합도 수준이고 CFI는 모형 1에서보다 더 높아지는 것으로 나타났다. 두 모형의 적합도는 모두 수용 가능한 수준으로 볼 수 있다. 다만 5번 문항의 표준계수가 .06으로 다른 계수와 비교할 때 뚜렷한 차이를 보이고 표준계수도 .30 미만이기 때문에 단일요인 모형에 적합하지 않은 문항으로 보인다(Figure 2).

내적 일관성 신뢰도를 위한 상관분석 결과(Table 2), 5번 문항(자조활동)만 제외하면 모든 문항이 유의미한 상관을 보였다. 문항 간 평균상관은 .19로 Clark와 Watson(1995)과 BrckaLorenz 등(2013)이 양호한 신뢰도 기준으로 제안한 .15–.50의 범위에 속하였다. 특히 4번의 여가생활이 도박빈도(r = .34, p < .01), 가족관계(r = .24, p < .01), 직업생활(r = .19, p < .01)과 상대적으로 높은 상관을 보였다. 5번 문항은 도박빈도 및 가족생활과만 작은 상관이 있었을 뿐 다른 두 문항과는 유의미한 상관이 없었다. 특히 5번 문항은 전체 점수와 유의미하기는 하였지만 다른 문항과는 달리 상관계수가 작았다. GFS-K의 Cronbach's alpha는 측정 시점과 무관하게 5번 문항이 제거되었을 때 더 높았다. 도박의 폐해가 반영된 등록시점 GFS-K(5번 제외)의 Cronbach's alpha는 .49로 만족스럽지는 않지만 단 4문항으로 광범위한 도박폐해 영역을 측정하는 척도의 특성을 고려할 때 Griethuijsen 등(2014)과 Taber(2016)가 제안한 .45를 넘는 수용 가능 수준으로 해석되며, 치료 종결시점과 종결 후 3개월 시점의 신뢰도는 각각 .50, .65로 높아졌다(Table 3).

Table 1. *Goodness-of-Fit Statistics for the One-Factor Models of the GFS-K (N = 2,478)*

Model	χ^2	*df*	*CFI*	*RMSEA*
Model 1 (Whole items)	48.21	5	.93	.06
Model 2 (Item 5 deleted)	37.48	2	.94	*.08*

Note. GFS-K = Gambling Follow-up Scale-Korean version; Item 5 = fifth item (Enrolment in Gamblers Anonymous) of the GFS-K.

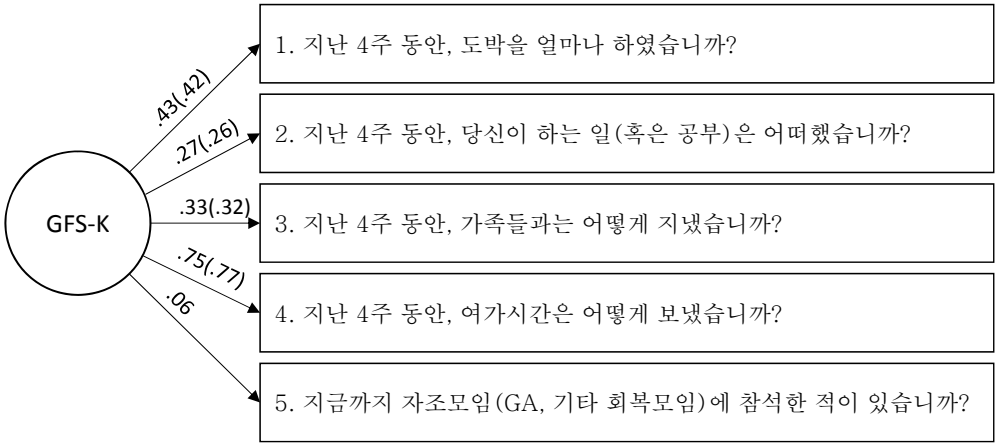

Figure 2. *The one-factor model of the Korean version of the Gambling Follow-up Scale (Standardized parameters of model 1 and 2, all except item 5 significant at .001).*

Table 2. *Correlations between the Items on the GFS-K, and Reference Instruments (N = 2,478)*

GFS-K	DSM-5	S-PGSI	GUS-K	CES-D	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
GFS-K total score	-.23*	-.35*	-.22*	-.34*	.55*	.56*	.60*	.69*	.26*
GFS-K total except item 5	-.24*	-.36*	-.26*	-.35*	.57*	.59*	.63*	.72*	.06*
(1) Gambling frequency	-.18*	-.37*	-.13*	-.21*					
(2) Work status	-.11*	-.10*	-.16*	-.19*	.09*				
(3) Family relationship	-.12*	-.17*	-.13*	-.21*	.10*	.19*			
(4) Leisure	-.19*	-.29*	-.21*	-.27*	.34*	.19*	.24*		
(5) Enrolment in GA	.02	-.07*	.06*	-.03	.06*	.01	.06*	.03	
								Average inter item correlation of GFS-K(except item 5) = .19	

Note. GFS-K = Gambling Follow-up Scale-Korean version; DSM-5 = Number of criteria for Gambling Disorder in DSM-5; GUS-K = Gambling Urge Scale-Korean version; CES-D = Korean version of Center for Epidemiological Studies-Depression Scale.
*p < .01.

https://doi.org/10.15842/kjcp.2018.37.2.009

수렴타당도

수렴타당도(convergent validity)를 검증하기 위해 GFS-K와 S-PGSI, DSM-5의 도박장애 진단준거의 개수, 우울(CES-D), 도박욕구(GUS-K)의 Pearson 상관분석을 실시하였다(Table 3). GFS-K는 S-PGSI 및 CES-D와 -.35, -.34의 중등도의 유의미한 상관을 보였고 DSM-5 및 GUS-K와 -.23, -.22의 작은 크기의 유의미한 상관을 보였다.

변별타당도

치료시작 시점에서의 두 집단 간 GFS-K점수 차이를 조정하기 위해 치료종결 시점의 GFS-K 각 문항 값에서 치료시작 시점에서의 각 문항 값을 뺀 값의 절대값을 종속변인의 값으로 사용하였다. 정규치료 종결 시점에 측정된 S-PGSI에서 0점인 정상집단이 309명(53%), 1점 이상인 도박문제집단이 277명(47%)이었다. S-PGSI의 두 집단간 GFS-K 전체 점수, 각 문항점수에서 유의미한 차이를 검증하기 위해 Mann-Whitney *U* 분석을 한 결과, 정상집단은 도박문제집단보다 유의미하게 더 높은 GFS-K 전체 점수를 보였다, $U=37{,}995.5$, $p<.05$. 개별 문항에 대한 분석 결과 1번 문항인 도박빈도에서는 유의미한 차이를 보였지만($U=33{,}006.0$, $p<.001$), 2번의 직업생활($U=41{,}169.0$, $p=.752$), 3번의 가족생활($U=39{,}408.0$, $p=.149$), 4번의 여가생활($U=39{,}372.0$, $p=.241$), 5번의 자조활동($U=40{,}555.0$, $p=.199$)에서는 차이를 보이지 않았다.

정규치료 종결 시점에 측정된 도박내담자 경험질문지 점수에 근거해서 평균값 24.3 이상의 높은 생활회복집단은 287명(51%), 24.3 미만의 낮은 생활회복집단은 273명(49%)이었다. 이 두 집단 간 GFS-K 전체 점수, 각 문항점수에서 유의미한 차이를 검증하기 위해 Mann-Whitney *U* 분석을 한 결과, 높은 생활회복집단은 낮은 생활회복집단보다 유의미하게 더 높은 GFS-K 전체 점수를 보였다, $U=27{,}951.5$, $p<.001$. 개별 문항에 대한 분석 결과도 1번 문항인 도박빈도에서 유의미한 차이를 보였고($U=31{,}438.0$, $p<.001$), 2번의 직업생활($U=33{,}765.0$, $p<.001$), 3번의 가족생활($U=29{,}494.5$, $p<.001$), 4번의 여가생활($U=33{,}103.0$, $p<.01$)에서 모두 유의미한 차이를 보였고 다만 5번의 자조활동($U=38{,}676.0$, $p=.813$)에서는 차이를 보이지 않았다.

생활회복집단에 따른 GFS-K(5번 제외)에 대한 ROC 분석 결과, 곡선 이하 영역은 .81(표준편차 = .026, $p<.001$)이었다. 최상의 GFS-K 절단점수는 17점으로 나타났다(민감도 = 77%, 특이도 = 75%). 5번 문항을 포함한 GFS-K의 곡선 이하 영역은 .76(표준편차 = .029, $p<.001$)이고 민감도와 특이도는 각각 65%, 78%였다(절단점은 19점).

Table 3. *Cronbach's Alpha Reliability of the GFS-K*

GFS-K	At or near start of treatment (T1)	At or near end of treatment (T2)	3 months post end of treatment (T3)
GFS-K (Whole items)	.45 ($n=2{,}478$)	.39 ($n=588$)	.57 ($n=283$)
GFS-K (Item 5 deleted)	.49 ($n=2{,}478$)	.50 ($n=589$)	*.65 ($n=284$)*

Note. GFS-K = Gambling Follow-up Scale-Korean version; Item 5 = fifth item (Enrolment in Gamblers Anonymous) of GFS-K.

변화 민감도

치료적 개입에 대한 내담자의 변화에 대한 척도의 민감도를 평가하기 위해 대응표본 *t*-검증과 표본크기에 영향을 받지 않는 SRM을 이용하였다. 먼저 정규치료 등록시점과 종결시점의 GFS-K의 전체점수, 5번 문항을 제외한 GFS-K의 전체점수, GFS-K의 각 문항, 그리고 S-PGSI의 척도점수를 대상으로 대응표본 *t*-검증을 실시하였다.

Table 4. *Mean Entry and End Scores, Standard Deviation, Paired-t Test, and Standardized Response Mean*

Measure	Entry score		End score		*t* (1,562)	SRM (95% CI)
	M	*SD*	*M*	*SD*		*n* = 608
GFS-K total score	12.63	3.10	18.97	2.57	-41.97*	1.66 (1.52, 1.77)
GFS-K total except item 5	11.45	2.90	17.32	2.29	-41.85*	1.62 (1.46, 1.74)
GFS-K item 1	2.02	1.05	4.79	.64	-54.57*	2.28 (2.10, 2.48)
GFS-K item 2	3.73	1.15	4.49	1.04	-13.86*	0.59 (0.49, 0.67)
GFS-K item 3	3.12	1.26	4.21	.97	-18.72*	0.78 (0.68, 0.89)
GFS-K item 4	2.58	1.24	3.83	.92	-20.55*	0.86 (0.77, 0.94)
GFS-K item 5	1.28	.79	1.66	1.17	-7.76*	0.35 (0.28, 0.42)
S-PGSI	9.04	2.39	2.12	3.13	42.32*	1.73 (1.88, 1.57)

Note. GFS-K = Gambling Follow-up Scale-Korean version; S-PGSI = Shortened Problem Gambling Severity Index; SRM = Standardized Response Mean.
*$p<.001$.

분석 결과(Table 4), 모든 변인에서 두 시점 간에 유의미한 차이가 있었다. S-PGSI의 *t*값이 42.3로 가장 컸고, GFS-K 전체점수 및 5번을 제외한 GFS-K 전체점수 모두 S-PGSI와 유사하게 -42.97, -41.85의 *t* 값을 보였다. GFS-K의 각 문항에서는 1번 문항(도박빈도)이 -54.6으로 가장 컸고, 5번 문항(자조활동)이 다른 문항들과는 큰 차이를 보이면서 -7.8으로 가장 작았다. GFS-K전체점수, GFS-K 5번 제외점수, S-PGSI 의 SRM은 모두 Cohen(1988)의 기준인 .8보다 훨씬 큰 변화민감도 혹은 반응성을 보였다. 문항별로 보면 문항 1(도박빈도), 문항 4(여가생활), 문항 3(가족생활)은 Cohen(1988)의 가장 높은 기준인 .8보다 큰 2.3, .9, .8이었고, 문항 2(직업생활)는 Cohen의 중등도 수준 기준인 .5–.8 범위에 속하는 .6이었으며, 문항 5(자조활동)는 Cohen의 가장 낮은 기준인 .2–.5 범위에 속하는 .4였다

논 의

본 연구의 첫 번째 목적은 GFS를 한국어로 번안한 한국판 GFS (GFS-K)의 신뢰도와 타당도를 검증하는 것이다. GFS-K의 내적 일관성 신뢰도는 수용 가능한 수준이었고 구성타당도, 수렴타당도, 변별타당도 및 변화 민감도는 양호하였다. 분석 결과를 중심으로 논의하면 다음과 같다.

GFS-K에 대한 평행분석 결과 1개 요인이 적합한 것으로 나타났다. 또한 확인적 요인분석을 통해 자조활동 문항이 포함된 단일 요인구조와 제외된 단일 요인구조 중 어느 것이 더 적합한지를 검증고자 하였다. 5번(자조활동)이 포함된 모형과 제외된 모형 모두 적합하였다. 다만 5번 문항의 표준계수, 문항-전체점수간의 상관이 .06으로 매우 낮고, 변별타당도와 변화민감도도 낮은 것으로 나타나 5번은 제거하는 것이 더 적합한 것으로 해석되었다. 5번 문항이 포함된 GFS-K의 내적 일관성 신뢰도는 Griethuijsen 등(2014)과 Taber(2017)가 제안한 .45를 넘는 수용 가능한 수준이었다. 일반적인 심리학적 척도들과는 달리 내적 일관성 신뢰도가 다소 낮은 것은 각 문항이 회복의 각 영역(도박행동, 직업생활, 가족생활, 여가생활, 자조활동)을 대표하고 적절한 독립성이 존재하는 내용임을 고려할 때 오히려 당연한 결과로 해석된다. 광범위한 영역의 구성개념을 제한된 몇 개의 문항(특히 6개 미만)으로 측정하는 척도에서 .45의 신뢰도는 수용할 수 있는 수준이라는 Berger 등(2015)의 주장과 일치한다. 또한 등록시점의 신뢰도가 .49에서 치료 종결시점 .50, 종결 후 3개월 시점 .65로 증가하였는데, 이는 도박으로 인한 각 영역의 폐해를 반영하는 등록시점에서는 각 개인마다 도박으로 인한 폐해의 양상이 다르기 때문에 신뢰도 계수가 낮았고 치료를 통해 4영역의 행동변화가 점차 연동되는 비율이 높아지는 것으로 해석된다.

내적 일관성 신뢰도 분석을 위한 또 다른 접근으로 Pearson 상관분석을 실시한 결과, 문항 간 평균상관은 .19로 Clark와 Watson (1995)가 제안한 .15를 넘는 수용할 수 있는 신뢰도 수준인 것으로 해석된다. GFS-K의 각 문항 간 상관을 보면, 5번(자조활동) 문항은 1번(도박빈도)과 3번(가족생활)과 .06의 매우 작은 유의미한 상관이 있었지만 2번(직업생활) 및 4번(여가생활)과는 유의미한 상관이 없었다. 나머지 문항들은 서로 간에 유의미한 상관이 있었고 특히 4번(여가생활)은 1번(도박빈도) 및 3번(가족생활)과 가장 높은 .34, .24의 상관을 보였다. 이러한 결과는 원형척도 연구(Castro et al., 2005) 결과와 거의 일치한다. 그들의 연구에서도 5번(자조활동)은 4번(여가활동)과만 상관이 있을 뿐 나머지 문항들과는 유의미한 상관이 없었고, 4번(여가활동)은 1번(도박빈도) 및 3번(가족생활)과 가장 높은 상관을 보였다.

GFS-K는 도박영역에서 광범위하게 연구되어 적용되고 있는 측정 도구들과 적절한 수렴타당도를 보였다. GFS-K, DSM-5 도박장애 진단준거, 우울증 척도(CES-D), 도박욕구 척도(GUS-K)는 모두 도박장애의 주요한 부분들을 공유하고 있기 때문에 이 척도 간에 유의미한 상관이 있을 것이라고 기대하였다. 분석 결과 기대와 일치하게 GFS-K의 전체 문항은 참조 척도들과 -.23 ($p<.01$) 이상의 유의미한 상관이 있었고, 5번 문항을 제외한 GFS-K 전체 점수와는 -.24–-.36의 상관이 있었다. 결과적으로 문항 5와는 무관하게 GFS-K의 수렴타당도는 양호한 것으로 볼 수 있다.

정규치료 종결시점에 측정된 S-PGSI에 근거한 정상집단과 도박문제집단 간, 그리고 종결시점에 측정된 도박내담자 경험질문지에 근거한 높은 생활회복집단과 낮은 생활회복집단 간에 있어서 GFS-K 전체 점수는 유의미한 차이를 보였다. 그러나 GFS-K의 개별 문항점수는 두 척도에서 다른 양상을 보였다. 도박행동의 심각도를 반영하는 S-PGSI에 근거한 정상집단과 도박문제집단 간의 비교에서, S-PGSI의 1번 문항(도박빈도)에서 정상집단이 도박문제집단보다 유의미하게 더 낮았지만 2번(직업생활), 3번(가족생활), 4번(여가생활), 5번(자조활동)에서는 두 집단 간에 유의미한 차이가 없었다. 반면에 삶의 질을 반영하는 도박내담자 경험질문지에서는 높은 생활회복집단이 낮은 집단보다 GFS-K의 5번 문항을 제외한 모든 문항에서 유의미하게 높은 점수를 보였다. 이러한 두 척도에서 GFS-K 각 문항의 다른 양상은 GFS-K가 도박행동의 심각도 감소도 반영하고 있지만, 그보다는 도박행동의 감소나 단도박 이후의 삶의 질 변화를 더 잘 반영하고 있는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 치료효과에 대한 측정도구로 S-PGSI와 GFS-K를 함께 사용한다면, 회복에 있어서 도박장애 심각도의 감소뿐만 아니라 보다 근

https://doi.org/10.15842/kjcp.2018.37.2.009

원적인 삶의 질이나 생활의 변화까지도 평가할 수 있을 것으로 기대된다.

GFS-K는 변별타당도뿐만 아니라 치료적 개입에 따른 변화 민감도(혹은 반응성)도 높은 것으로 나타났다. GFS-K의 전체 문항점수, 5번 문항을 제외한 GFS-K의 전체 문항점수, 그리고 5번을 제외한 각 문항의 점수들은 정규치료 등록시점과 종결시점 간에 의미있는 차이를 보였고, 변화민감도를 나타내는 SRM도 매우 컸다. 다만 S-PGSI의 *t*값과 변화민감도가 미세하지만 GFS-K보다 조금 더 크게 나타났다. 이러한 결과는 정규치료의 주요 목표가 삶의 질이나 일반적인 생활의 변화보다는 도박을 중단하는 데 맞추어져 있는 관계로 정규치료 종결시점에는 도박행동의 변화가 더 크게 나타나고 있기 때문인 것으로 해석된다. GFS-K(5번 제외)에 대한 ROC 분석 결과에서 민감도와 특이도가 77%와 75%로 나타났고 AUC는 .81로 중등도의 정확도를 보였으며, 5번을 포함하는 GFS-K는 이보다 다소 낮은 .76이었다. 이 결과에서도 GFS-K에서 5번을 제외하는 것이 더 타당함을 나타낸다고 볼 수 있고, 특히 정규치료 이후의 전화를 통한 추적평가 상황을 고려할 때 4개 문항으로만 구성된 질문지의 임상적 유용성은 높을 것으로 기대한다.

이상의 결과를 종합해보면 GFS-K는 치료개입에 따른 변화를 민감하게 측정하고 있으며, 변별타당도와 수렴타당도도 높았다. 특히 GFS-K는 S-PGSI와는 달리 도박행동의 변화 이후에 따르는 삶의 질 변화를 더 잘 측정하고 있는 것으로 평가되는 바, 치료효과 평가도구로서 S-PGSI와 병행해서 사용하는 것이 더 유용할 것으로 판단된다.

본 연구의 제한점과 앞으로 보완해야 할 점은 다음과 같다. 본 연구에서는 자가보고식으로 진행했을 때의 신뢰도는 검증하였지만 전화를 통한 내담자의 보고내용에 대한 신뢰도를 검증하지는 못하였다. 비록 서구문화권의 연구(Galetti & Tavares, 2017; Hodgins & Makarchuk, 2003; Stinchfield, Winters, & Dittel, 2008)에서 도박자의 보고와 그 가족의 보고 간에 일치율이 높다는 점이 보고되었지만, 도박에 대한 사회적 낙인이 크고 부정적 반응을 잘 하지 않는 동양문화를 고려할 때 국내의 도박장애 내담자와 그 가족을 대상으로 한 신뢰도 연구가 필요하다.

마지막으로 본 연구에서는 자가보고식으로 자료를 수집하였기 때문에 신뢰도를 문항 간 상관과 내적 일관성 신뢰도만 분석하고 원형척도 연구와 같은 평정자 간 일치도를 분석하지는 못하였다. 본 척도와 같이 광범위한 단일 구성개념을 6개 미만의 제한된 문항으로 측정하는 도구의 신뢰도는 Cronbach's alpha에 의한 내적 일관성 신뢰도보다는 평정자 간 일치율 분석이 더 타당할 수 있음을 고려할 때 향후 연구에서 다룰 필요가 있다.

References

American Psychiatric Association. (1987). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (3rd ed., rev.). Washington, DC: American Psychiatric Association.

American Psychiatric Association. (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders, text revision* (4th ed.). Washington, DC: American Psychiatric Association.

American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). Washington, DC: American Psychiatric Publishing.

Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin, 107*, 238-246.

Berger, R., & Hänze, M. (2015). Impact of Expert Teaching Quality on Novice Academic Performance in the Jigsaw Cooperative Learning Method. *International Journal of Science Education, 37*, 294-320.

BrckaLorenz, A., Chiang, Y., & Nelson Laird, T. (2013). *Internal consistency*. Retrieved from: fsse.indiana.edu.

Briggs, S. R., & Cheek, J. M. (1986). The role of factor analysis in the development and evaluatbn of personality scales. *Journal of Personality, 54*, 106-148.

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 focus editions.

Castro, V., Fuentes, D., & Tavares, H. (2005). The gambling follow-up scale: Development and reliability testing of a scale for pathological gamblers under treatment. *Canadian Journal of Psychitry-Original Research, 50*, 81-86.

Chon, K. K., Choi, S. C., & Yang, B. C. (2001). Integrated adaptation of CES-D in Korea. *Korean Journal of Health Psychology, 6*, 59-76.

Chun, Y. M. (2012). *Preliminary study for validation of the gambling urge scale*. Suwon: Kyunggi Center on Gambling Problem.

Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment, 7*, 309-319.

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Earlbaum Associates.

Cowlishaw, S., Merkouris, S., Dowling, N., Anderson, C., Jackson, A., & Thomas, S. (2012). Psychological therapies for pathological and problem gambling. *Cochrane Database Sysmatic Reviews, 11*. DOI: 10.1002/14651858.CD008937.pub2.

Denollet, J. (1993). Sensitivity of outcome assessment in cardiac rehabilitation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 61*, 683-695.

Echeburúa, E., Báez, C., & Fernández-Montalvo, J. (1996). Comparative effectiveness of three therapeutic modalities in the psy-

chological treatment of pathological gambling: Long-term outcome. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy, 24*, 51-72.

Ferris, J., & Wynne, H. (2001). *The canadian problem gambling index: Final report*. Toronto, ON: Canadian Centre on Substance Abuse.

Galetti, A. M., & Tavares, H. (2017). Development and validation of the gambling follow-up scale, self-report version: An outcome measure in the treatment of pathological gambling. *Revista Brassilieira de Psiquiatria, 39*, 36-44.

García de Yébenes Prous, M. J., Salvanés, F. R., & Ortells, L. C. (2008). Responsiveness of outcome measures. *Reumatología Clínica (English Edition), 4*, 240-247.

Grant, J. E., Odlaug, B. L., & Schreiber, L. R. (2014). Pharmacological treatments in pathological gambling. *British Journal of Clinical Pharmacology, 77*, 375-381.

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.

Griethuijsen, R. A. L. F., Eijck, M. W., Haste, H., Brok, P. J., Skinner, N. C., Mansour, N., . . . BouJaoude, S. (2014). Global patterns in students' views of science and interest in science. *Research in Science Education, 45*, 581-603. doi:10.1007/s11165-014-9438-6.

Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratiory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods, 7*, 191-205.

Hodgins, D. C., & Makarchuk, K. (2003). Trusting problem gamblers: Reliability and validity of self-reported gambling behavior. *Psychology of Addictive Behaviors, 17*, 244-248.

Hodgins, D. C., Currie, S., el-Guebaly, N., & Peden, N. (2004). Brief motivational treatment for problem gambling: A 24-month follow-up. *Psychology of Addictive Behaviors, 18*, 293-296.

Holtgraves, T. (2009). Evaluating the problem gambling severity index. *Journal of Gambling Studies, 25*, 105-120.

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.

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.

Kwon, S. J., & Cho, S. K. (2010). Shortened problem gambling severity index for telephone Surveys. *Survey Research, 11*, 19-32.

Ladouceur, R., Sylvain, C., Boutin, C., Lachance, S., Doucet, C., & Leblond, J. (2003). Group therapy for pathological gamblers: A cognitive approach. *Behaviour Research and Therapy, 41*, 587-596.

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.

Lee, K. H. (2009). Preliminary study for validation of Korean canadian problem gambling index. *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.

Loo, J. M., Oei, T. P., & Raylu, N. (2011). Psychometric evaluation of the problem gambling severity index-Chinese version (PGSI-C). *Journal of Gambling Studies, 27*, 453-466.

McConaghy, N., Blaszczynski, A., & Frankova, A. (1991). Comparison of imaginal desensitisation with other behavioural treatments of pathological gambling: A two- to nine-year follow-up. *British Journal of Psychiatry, 159*, 390-393.

McLellan, A. T., Kushner, H., Metzger, D., Peters, R., Smith, I., Grissom, G., . . . Argeriou, M. (1992). The fifth edition of the addiction severity index. *Journal of Substance Abuse Treatment, 9*, 199-213.

Melville, C. L., Davis, C. S., Matzenbacher, D. L., & Clayborne, J. (2004). Node-link-mapping-enhanced group treatment for pathological gambling. *Addictive Behaviors, 29*, 73-87.

Nowak, D. E., & Aloe, A. M. (2014). The prevalence of pathological gambling among college students: A meta-analytic synthesis, 2005-2013. *Journal of Gambling Studies, 30*, 819-843.

O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number ofcomponents using parallel analysis and Velicer's MAPtest. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers, 32*, 396-402.

Pallant, J. (2007). *SPSS survival manual: A step by step guide to data analysis using SPSS* (3rd ed.). Maidenhead, Berkshire: McGraw-Hill Education.

Petry, N. M. (2003). Validity of a gambling scale for the addiction severity index. *Journal of Nervous and Mental Disease, 191*, 399-407.

Petry, N. M. (2007). Concurrent and predictive validity of the addiction severity index in pathological gamblers. *The American Journal on Addictions, 16*, 272-282.

Petry, N. M., Weinstock, J., Ledgerwood, D. M., & Morasco, B. (2008). A randomized trial of brief interventions for problem and pathological gamblers. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 76*, 318-328.

Pook, M., & Tuschen-Caffier, B. (2004). Sensitivity to change of scales assessing symptoms of bulimia nervosa. *Psychiatry Re-*

 https://doi.org/10.15842/kjcp.2018.37.2.009

search, 128, 71-78.

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. (2004). The gambling urge scale: Development, confirmatory factor validation, and psychometric properties. *Psychology of Addictive Behaviors, 18*, 100-105.

Research & Business Foundation of Chungnam University. (2010). *National survey on gambling industry user*. Seoul: National Gambling Control Commission.

Son, W. S. (2003). A comprehensive approach for adapting psychological tests. *Korean Journal of Psycology: General, 22*, 57-80.

Stinchfield, R., Winters, K. C., & Dittel, C. (2008). *Evaluation of state-supported pathological gambling treatment in Minnesota*. Saint Paul, MN: Compulsive Gambling Program, Mental Health Division, Minnesota Department of Human Services.

Swets, J. A. (1988). Measuring the accuracy of diagnostic systems. *Science, 240*, 1285-1293.

Sylvain, C., Ladouceur, R., & Boisvert, J. M. (1997). Cognitive and behavioral treatment of pathological gambling: A controlled study. *Journal of Consulting & Clinical Psychology, 65*, 727-732.

Taber, K. S. (2017). The Use of Cronbach's Alpha When Developing and Reporting Research Instruments in Science Education. *Research in Science Education*. DOI: 10.1007/s11165-016-9602-2.

Tavares, H., Ziberman, M. L., & el-Guebaly, N. (2003). Are there cognitive and behavioural approaches specific to the treatment of pathological gambling? *Canadian Journal of Psychiatry, 48*, 22-27.

Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrica, 38*, 1-10.

Victorian Government. (2011). *Gambler's help performance management manual*. Melbourne, Victora: Department of Justice.

Walker, M., Toneatto, T., Potenza, M. N., Petry, N., Ladouceur, R., Hodgins, D. C., . . . Blaszczynski, A. (2006). A framework for reporting outcomes in problem gambling treatment research: The Banff, Alberta Consensus. *Addiction, 101*, 504-511.

국문초록

치료효과 평가도구로서의 한국판 도박회복추적척도(GFS-K) 타당화

전영민·이정임·박은경

한국도박문제관리센터

본 연구의 목적은 Gambling Follow-up Scale(GFS)을 번안한 한국판 도박회복추적척도(GFS-K)의 타당화 연구다. 이 척도는 도박빈도, 가족생활, 직업생활, 가족생활, 여가생활 및 GA참여에 대한 5개 질문으로 구성되어 있다. 연구 대상은 치료와 연구에 동의하고 DSM-5에 따라 모두 도박장애로 진단되었다. 2,478명의 도박장애자(남성 97.1%)가 치료등록 시점에 치료와 연구에 동의하고 GFS-K를 완성하였다. 정규치료를 마친 608명이 다시 평가를 받았다. 연구 결과 GFS-K(문항 5번 제외)는 적정한 내적 일관성 신뢰도, 수렴타당도와 구성타당도를 보였고, 양호한 변별타당도와 변화민감도를 보였다. 생활의 회복을 구분하는 절단점 17점의 민감도는 77%, 특이도는 75%였다. GFS-K는 치료를 받고 있는 도박 내담자에 대한 신뢰로운 추적 자료를 제공하고 치료효과를 검증하는 데 적합한 것으로 나타났다.

주요어: 도박장애, 중독, 회복, 추적, 치료효과, 평가