

## 연구논문

## 전화조사를 위한 단축형 한국판 문제 도박 지표의 개발

Shortened Problem Gambling Severity Index for Telephone Surveys

권선중\* · 조성겸\*\*

Sun Jung Kwon · Sung Kyum Cho

본 연구에서는 일반인들의 도박 중독 유병률 조사에 활용할 수 있는 단축형 조사도구를 개발하고, 도박 중독자 선별을 위한 기준점(cutoff score)을 탐색했다. 먼저 501명의 도박 이용자들을 대상으로 K-PGSI(Korean Problem Gambling Severity Index)의 단축형 척도를 개발했다. 문항을 선별하기 위해 원척도의 요인부하량과 문항-총점 간 상관, 응답자들의 반응 빈도나 전문가의 경험적 판단 등을 단계적으로 참고하여 요인타당도와 신뢰도가 양호한 네 문항의 단축형 척도를 개발했다. 다음으로 일반인 1,584명을 대상으로 단축형 척도를 교차타당화 하고, 도박 중독자 선별을 위한 기준점을 개발했다. 단축형 척도의 기준점으로 도박 중독 집단을 선별할 때 나타난 민감도(sensitivity)와 특이도(specificity)는 각각 1.00과 0.99로 모두 우수했다. 끝으로 도박 중독 유병률 조사에 본 척도를 어떻게 활용할 수 있을지 논의하였다.

**주제어** : 도박 중독, 유병률, 확률표집, 단축형 조사 도구, ROC 분석

This paper discusses how we developed an index for measuring problem gambling severity and determined the cutoff score for identifying addicts. This index uses fewer items than the current index and will be particularly useful for telephone surveys. We selected four items among the nine Korean Problem Gambling Severity Index (K-PGSI) items based on our statistical analysis of a survey of 501 gamblers. We applied this four-item index to a survey of 1,584 adults. The analysis of this survey proved the validity of the reduced index. The sensitivity and specificity of this index was 1.00 and 0.99 respectively, showing again the usefulness of this scale.

**Key words** : K-PGSI, reduced index, Gambling Severity Index

\* 침례신학대학교 상담심리학과 교수

\*\* 교신저자(corresponding author): 충남대학교 언론정보학과 교수 조성겸.  
E-mail: cnucho@hanmail.net

## I. 서론

한국 사회의 도박 시장은 지속적으로 성장하고 있다. 2009년 기준, 도박 산업의 총 매출액은 16조 5천억원으로 2008년의 16조원에 비하여 3.3% 증가했고, 복권과 체육진흥투표권을 제외한 도박 산업 이용객은 3천 9백 32만명으로 2008년의 3천 7백 71만명에 비하여 4.3% 증가했으며(사행산업통합감독위원회 2010a), 사설 인터넷 도박 또한 빠른 속도로 확산되고 있다(정찬모 외 2007). 도박 산업은 특수 지역(예, 폐광지역)의 경제적 자립과 세수 확보 및 여가 제공 등의 기능적 측면도 있지만, 그로 인해 초래되는 역기능 또한 적지 않다. 흔히 '도박 중독(gambling addiction)'으로 불리는 부적응적 도박 행동은 대표적인 역기능에 해당하며, 다양한 영역의 기능 손상과 삶의 질 저하, 높은 비율의 파산 및 이혼 등을 야기한다. 또한 근로의식 감소와 불법행위 등으로 인해 사회질서를 손상시키는 결과를 초래할 수 있다(이민규 외 2009; 이흥표 2003; Grant & Kim 2001; Orford et al. 2003; Petry 2005).

도박 중독은 도박 행동에 대한 만성화된 자기-조절 실패로 인해 초래되는 생물심리적 증후군으로(김교현 2006), 미국정신의학회(DSM-IV, American Psychiatric Association 1994)에서는 '병적 도박(pathological gambling)'이라는 공식적인 용어를 사용하여 관련 문제를 정의하고 있다.<sup>1)</sup> 최근 CPGI(Canadian Problem Gambling Index)의 PGSI(Problem Gambling Severity Index)<sup>2)</sup>를 활용하여 전국민을 대상으로 실시한 도박 중독 유병률 조사(사행산업통합감독위원회 2010b; 한국마사회 2009)에 따르면 한국사회의 도박 중독자 비율은 6.1~6.9%로 나타났다. 좀 더 엄격한 기준에 해당하는 DSM-IV의 병적 도박 준거로 평가할 경우에도 한국 사회의 유병률은 평균 2.3%로(범위 0.9~3.8%, 한국마사회 2009; 김교현 외 2005), 서양이나 주변 동양 국가에 비해 높다(미국 0.4%, Volberg

1) 현재까지는 DSM 물질 관련 장애의 '의존(dependance)' 개념을 도박에 적용한 '병적 도박'이 도박 중독의 공식적인 용어에 해당한다. 그러나 2013년에 발간될 예정인 DSM-V에서는 '의존'이라는 용어가 사라지고 '중독(addiction)'이라는 용어가 공식적으로 채택될 예정이므로(Miller & Holden 2010), 본 연구에서는 병적 도박을 포함하여 도박 문제를 총칭하는 용어로 '도박 중독'을 사용할 것이다.

2) CPGI는 총 27문항으로 구성되어 있는데, 그 중 9문항은 PGSI로 부르며 도박 중독 선별을 위해 사용한다. 국내에서 PGSI를 활용할 경우 통상적으로 '중위험 이상'에 해당하는 사람들을 도박 중독자로 분류한다.

et al. 2006; 영국 0.3%, Wardle et al. 2007; 홍콩 1.8%, Wong & So 2003).

이와 같은 현실로 인해 국내에서는 2007년에 국무총리 산하 사행산업통합감독위원회가 설립되어 관련 정책을 수행하고 있다. 효과적인 정책을 수립하기 위해서는 도박 이용실태와 인식 및 도박 중독 유병률 등에 대한 정확한 정보가 필요하고, 이를 얻기 위해서는 신뢰롭고 타당한 조사가 선행되어야 한다. 그러나 사행산업통합감독위원회에서 두 차례에 걸쳐 실시한 전국 단위의 조사(사행산업통합감독위원회 2008, 2010b)는 몇 가지 제한점을 가지고 있다(김교헌·조성경 2009). 그 중 가장 심각한 것은 국가 조사에 필수적으로 도입되어야 할 확률표집을 실시하지 않았다는 것으로, 표본의 대표성이 확보되지 않은 상황에서는 아무리 타당한 도구를 활용했다 하더라도 그 정보를 신뢰하기 어렵다.

이와 같은 문제가 발생한 가장 큰 이유는, 첫 번째 조사(사행산업통합감독위원회 2008)에 조사 분야 전문가가 참여하지 않음으로 인해 ‘할당표집 면접조사’가 기본 조사틀로 확립되어, 변화 추이를 살펴야 하는 이후 조사(사행산업통합감독위원회 2010b)에도 그 틀이 유지될 수밖에 없었다는 것과 확률표집에 필요한 전화조사용 도구가 없다는 것 등을 들 수 있다. 다행스럽게도 2008년 조사 이후에 확률표집의 중요성에 대한 인식은 증가했으나 조사도구의 문제는 여전히 개선되지 않고 있다.

## II. 선행연구

도박 중독은 ‘알코올 의존’과 같은 물질 의존 개념을 도박 문제에 적용한 일상용어다. 이 용어에는 신체가 물질에 중독(의존)되는 것과 유사하게 도박행동에도 중독이 된다는 의미가 담겨 있다. 따라서 도박 중독 역시 중독 현상의 공통 성분인 ‘행동하기 전의 갈망(craving)’과 ‘행동에 대한 통제력 상실’, ‘그로 인한 부정적 결과’ 등을 공유한다(Potenza 2006). 이러한 성분들을 심리적 수준에서 종합하면, 도박 중독은 ‘도박행동에 대한 만성화된 조절-실패’로 정의할 수 있는데(김교헌 2006), 이러한 상태는 개인의 취약성을 토대로 도박으로 인한 금전적 손실에서 출발하여 본전 회복에 대한 동기로 인해 강화되고, 증가하는 사회경제적 손상으로 인해 만성화된다.

도박 중독 여부를 평가하는 도구는 일반적으로 두 가지 용도로 활용된다. 하나는 개별 응답자의 중독 여부를 정확히 진단하기 위한 용도이며, 또 하나는 특정 집단에서 중독자 비율이 어느 정도인지 파악하는 용도이다. 첫째의 상황이 주로 상담과 치료의 맥락에서 이루어지는 것이라면 둘째는 관련 정책의 기초자료를 수집하기 위한 경우에 필요한 것이다.

각각의 용도에 따라 측정도구에 요구되는 것은 달라야 한다. 첫째의 경우 정밀한 진단을 위해 척도의 타당도와 신뢰도가 중요하며 응답자에게 충분한 시간을 요구할 수 있기 때문에 대부분 다문항 측정으로 이러한 속성을 확보하게 된다. 그러나 정책을 위한 기초자료 수집 상황에서는 정밀한 진단보다는 문제가 있는 사람들을 누락시키지 않는 것이 더 중요하며, 이를 위해서는 타당도와 신뢰도를 일부 손상시키더라도 응답자의 부담을 줄이는 것이 필요하다. 아무리 좋은 도구를 가지고 있어도 조사 맥락에 부적절하거나 문항이 너무 길면 응답자의 중도 포기가 많아지고 집중력 또한 저하되어 타당한 자료를 얻기 어렵게 된다.

지금까지 국내에서 도박 중독 측정에 활용된 조사도구는 적은 경우 9개에서 많은 경우 17개의 문항을 가지고 있다. 게다가 도박 이용실태나 인식 등의 문항을 포함할 경우 문항 수가 30~40개 이상에 달하는 경우가 적지 않다. 특히 최근 면접원의 가구 방문이 점점 더 어려워지면서 확률표집을 위해서는 인터넷, 전화, 스마트폰 등과 같은 대안적 접촉방법이 불가피하게 요구되고 있고, 이에 따라 조사에 대한 협조를 유도하는 것이 그만큼 어려워지고 있다. 아울러 이러한 매체의 속성상 응답자를 10분 또는 그 이상 응답에 몰입하게 하는 것은 거의 불가능에 가깝기 때문에 약 5분 안쪽에서 응답을 획득하는 것이 필요하며, 그러기 위해서는 무엇보다 척도문항의 축소가 요구된다.

국내에서 도박 중독 유형별 조사에 활용되고 있는 도구는 크게 두 종류로 구분할 수 있다. 먼저 DSM-IV의 병적 도박 기준에 초점을 맞춰 개발된 K-NODS(NORC DSM-IV Screen for Gambling Problems: 김교현 2003, 17문항)와 K-MAGS(Massachusetts Gambling Screen: 이흥표 2003, 10문항)를 들 수 있고, 다음으로 도박으로 인한 피해를 중심으로 일반인의 도박 중독 문제를 선별하기 위해 개발된 K-PGSI(사행산업통합감독위원회 2010b, 9문항)를 들 수 있다.

그 중에서 DSM-IV(American Psychiatric Association, 1994) 기준의 도구들은 이미 몇 종류의 단축형이 개발된 바 있다. 우선 국외에는 두 문항으로 구성된 Lie/Bet 척도(Johnson et al. 1998)와 세 문항으로 구성된 BBGS(Brief Biosocial Gambling Screen: Gebauer et al. 2010)가 있고, 국내에는 K-MAGS를 다섯 문항으로 줄인 단축판(김교현 외 2005)이 있다. Lie/Bet 척도의 경우 '익명의 도박중독자 모임' 참석자와 베트남 참전 군인들을 대상으로 선별 효능성을 검증한 결과 민감도(sensitivity: 원척도로 분류한 '문제 집단'을 단축형 척도를 활용하여 '문제 집단'으로 재분류하는 비율) 0.99와 특이도(specificity: 원척도로 분류한 '정상 집단'을 단축형 척도를 활용하여 '정상 집단'으로 재분류하는 비율)

0.91을 보였고, 일반인 43,093명을 대상으로 검증한 BBGS는 민감도 0.96과 특이도 0.99를 보여 효능성이 우수한 것으로 나타났다. 반면 국내에 소개된 K-MAGS 단축형은 선별 효능성과 관련된 어떤 검증도 이루어지지 않았다. 한편 국가 기구인 사행산업통합감독위원회에서 사용하는 K-PGSI의 경우, 국내·외 어디에서도 단축형 척도가 소개된 바 없다.

종합하면, 국내에는 타당성이 검증된 단축형 도박 중독 척도가 없는 상황이다. 그렇다면 DSM-IV 기준의 도구와 K-PGSI 중 어느 것을 먼저 단축형으로 개발해야 하는가를 결정해야 하는데, 본 연구자들은 국가에서 활용하는 도구를 먼저 단축형으로 개발하는 것이 타당하다고 판단했다. 따라서 본 연구에서는 K-PGSI의 단축형 조사도구를 개발하고, 도박 중독자 선별을 위한 기준점(cutoff score)을 탐색해 보았다.

### III. 연구방법

#### 1. 측정변수

DSM-IV 기준을 참고하고 도박으로 인한 피해를 중심으로 일반인의 도박 중독 유병률을 측정하기 위해 Ferris & Wynne(2001)가 개발한 CPGI의 한국판(사행산업통합감독위원회 2010b)을 사용했다. 총 27문항으로 구성되어 있는데, 그 중 9문항은 PGSI로 부르며 도박 중독 선별을 위해 사용한다. K-PGSI는 Likert식 4점 척도(0~3점) 상에서 평정하고 0~27점의 분포를 가지며, 0점은 사교성, 1~2점은 저위험, 3~7점은 중위험, 8점 이상은 문제성 도박 상태로 분류한다. 본 연구에서 PGSI의 신뢰도(Cronhach's alpha값으로 측정, 이하 동일)는 표본1에서 0.91, 표본2에서 0.92로 우수했다.

#### 2. 조사방법 및 대상

본 연구를 위해 2개의 표본 자료를 수집했다. 먼저 도박 이용자들(표본1)을 대상으로 단축형 척도를 개발하고 예비 기준점을 설정하기 위한 자료를 수집했다. 단축형 척도를 개발하기 위해서는 도박 문제를 가진 사람들이 상당수 포함된 표본이 필요하기 때문에 도박 경험이 있는 사람들만을 대상으로 자료를 수집했다. 표본1에 해당하는 사람들은 대도시(서울, 부산, 대구, 광주, 대전) 지역의 복권 판매점에서 각종 복권을 구입한 501명으로, 조사에 자발적으로 동의한 사람들만을 대상으로 면접 방식의 조사를 실시했다. 조사대상의 48.1%가 도박 관련 문제가 있다고 응답(K-PGSI 1점 이상)했는데, 그 중에서 '중위험 이

상(K-PGSI 3점 이상) 집단은 31.1%(156명), ‘문제성(K-PGSI 8점 이상)’ 집단은 10%(50명)를 차지하는 것으로 나타났다. 이들의 인구통계학적 특성을 살펴보면, 응답자의 90%가 남성이었고 평균연령은 42.3세(표준편차 8.9)였으며, 직업은 화이트칼라(63.7%), 학력은 대졸(46.3%) 및 고졸(46.1%), 고용상태는 풀타임(65.3%), 소득은 300~400만원 미만(31.3%) 및 200~300만원 미만(30.6%)의 비율이 높은 것으로 나타났다. 결혼 상태는 기혼자가 72.1%로 가장 많고, 응답자의 56.1%는 종교가 없으며, 종교가 있는 경우 불교 21.8%, 기독교 15.8% 순으로 나타났다.

다음으로 일반인들(표본2)을 대상으로 단축형 척도를 교차타당화 하고 최종 기준점을 설정하기 위해 자료를 수집했는데, 대도시(서울, 부산, 대구, 광주, 대전)에 거주하는 20세 이상 성인 1,584명을 대상으로 전화조사를 실시했다. 조사대상의 2.9%가 도박 관련 문제가 있다고 응답(K-PGSI 1점 이상)했는데, 그 중에서 ‘중위험 이상(K-PGSI 3점 이상)’ 집단은 1.3%(21명), ‘문제성(K-PGSI 8점 이상)’ 집단은 0.3%(5명)를 차지하는 것으로 나타났다. 이들의 인구통계학적 특성을 살펴보면, 응답자의 37.4%가 남성이었고 평균연령은 54세(표준편차 17.1)였으며, 직업은 주부(42.7%)와 화이트칼라(17.8%), 학력은 대졸(36.9%), 고용상태는 휴직이나 실업상태, 비고용 학생, 정년퇴직자, 주부 등이 포함된 기타 부문이 가장 비율이 높았다(78.2%). 월소득은 무응답이나 기타(23.9%)를 제외하고, 100만원 미만(21.7%), 200~300만원 미만(12.9%), 400~600만원 미만(12.9%) 순으로 나타났다. 결혼 상태는 기혼자가 72.7%로 가장 많고, 응답자의 33.8%는 종교가 없으며, 종교가 있는 경우 불교 28.5%, 기독교 24.6% 순으로 나타났다.

#### IV. 연구 결과

단축형 척도의 문항을 선별하고 기준 점수 설정을 위한 1차 분석은 표본1을 활용하여 실시했고, 개발된 단축형 척도를 교차타당화 하고 기준 점수를 확정하기 위한 최종 분석은 표본2를 활용하였다. 참고로 K-PGSI의 원칙도에 해당하는 문항 총점이 1을 넘을 경우 저위험 집단에 해당하기 때문에, 문항이 절반 이하로 줄어드는 단축형으로는 저위험 집단 선별을 위한 기준점을 설정할 수 없다. 따라서 본 척도는 중독 집단으로 분류되는 중위험 이상 집단을 선별하기 위한 도구로 개발하는 데 초점을 맞추었다.

### 1. 단축형 척도 개발

단축형 척도 개발을 위해서는 경험적(통계적) 기준과 이론적 기준 모두를 균형 있게 적용해야 한다. 경험적 기준에 과도하게 의존할 경우, 특정 표본이 가진 독특한 특성이 과도하게 반영될 수 있기 때문이다. 우선 원척도의 요인구조를 참고하여 요인부하량이 높은 문항들을 선별하고 그 문항들에 대한 반응빈도 등을 종합적으로 살펴보았다. 다음으로 선별된 문항들이 도박 중독의 구성개념을 반영하는 이론적 기준에도 부합하는지를 판단하여, 필요하다면 경험적 기준과 일치하지 않더라도 대안적 문항을 선택하고, 그렇게 구성된 단축형 척도로 타당성을 평가하였다.

<표 1> K-PGSI의 문항분석 및 탐색적 요인분석 결과(표본1)

	평균	요인 부하량	문항-전체 상관
1. 귀하는 도박에서 잃어도 크게 상관없는 금액 이상으로 도박을 한 적이 있습니까?	.46	.583	.576
2. 귀하는 도박에서 이전과 같은 흥분감을 느끼기 위해 더 많은 돈을 걸어야 했던 적이 있습니까?	.42	.644	.661
3. 귀하는 도박으로 잃은 돈을 만회하기 위해 다른 날 다시 도박을 하신 적이 있습니까?	.48	.695	.684
4. 귀하는 도박자금을 마련하기 위해 돈을 빌리거나 무엇인가를 판 적이 있습니까?	.18	.784	.724
5. 귀하는 자신의 도박행위가 문제가 될 만한 수준이라고 느낀 적이 있습니까?	.22	.759	.722
6. 귀하는 도박으로 인해 스트레스나 불안 등을 포함한 어떤 건강상의 문제를 겪은 적이 있습니까?	.20	.797	.747
7. 귀하는 사실여부에 상관없이 다른 사람들로부터 도박행위를 비난 받거나 도박문제가 있다는 얘기를 들은 적이 있습니까?	.23	.808	.747
8. 귀하의 도박행위로 인해 본인이나 가정에 재정적인 문제가 발생한 적이 있습니까?	.16	.880	.809
9. 귀하는 자신의 도박하는 방식이나 도박을 해서 발생한 일에 대해 죄책감을 느낀 적이 있습니까?	.16	.814	.743

\* 주축 요인 분해법(Principle Axis Factoring)으로 추출된 단일요인 구조로, 본 척도의 한국판(사행산업통합감독위원회 2010b) 요인구조와 동일함.

조사실행의 면에서는 단축형 척도에 포함되는 문항의 수가 적으면 적을수록 좋겠지만, 과도하게 축소된 문항은 도박중독이라는 복잡한 구성개념을 반영하기 어려울 수 있으므로 적당한 수준에서 타협할 필요가 있다. 본 연구자들은 원칙도의 절반 이하에 해당하며 요인 구조나 신뢰도 등을 검토할 수 있는 3~4개가 가장 적절한 문항 수라고 판단했다. 단축형 척도의 문항을 선별하기 위해 원칙도의 요인부하량과 문항-총점 간 상관, 응답자들의 반응빈도(평균), 전문가의 경험적 판단 등을 단계적으로 참고했다(〈표 1〉 참조).

먼저 요인부하량과 문항-총점 상관이 가장 높은 세 문항(6번, 7번, 8번) 혹은 네 문항(6번, 7번, 8번, 9번)을 활용하여 기준점을 찾아보려 했다. 분석 결과에 따르면, 세 문항 혹은 네 문항 모두 안정적인 1요인 구조와 우수한 신뢰도(세 문항 .87, 네 문항 .90)를 보였으나, 각각의 문항 총점에서 어떤 점수를 기준으로 설정해도 민감도가 0.70 이하로 나타났다. 민감도가 낮은 이유를 살펴본 결과 해당 문항들의 응답 비율이 너무 낮기 때문인 것으로 판단되어, 그 비율이 상대적으로 높은 1번과 2번, 3번 중에서 일부를 선택하고, 6~9번 문항의 상당수를 제외시키는 대신 도박 문제에 대한 종합적인 질문에 해당하는 5번 문항을 포함시켜 다시 정리했다.

그 과정을 구체적으로 설명하면, 우선 1~3번 문항 중에서, 도박 문제가 금전적 손실에서 출발하고 본전 회복에 대한 동기로 인해 강화된다는 사실 때문에 1번과 3번 문항을 선택했고<sup>3)</sup>, 6~9번 문항 중에서는 요인부하량이 가장 높고 사회경제적 피해의 핵심을 반영하는 8번 문항만을 남겨 두는 대신 나머지 문항을 종합할 수 있는 5번 문항을 포함시켰다. 이렇게 선택한 네 문항으로 요인구조와 신뢰도를 살펴보았는데, ‘주축 요인 분해법(Principle Axis Factoring)’을 이용하여 요인을 추출한 결과, ‘아이겐값(Eigen values) 1 이상’인 요인이 1개(1요인 2.579, 2요인 .608) 추출되었고 스크리(Scree plot) 분석 결과<sup>4)</sup> 등을 고려했을 때 1요인 해법이 가장 적절한 것으로 나타났다. 단일 요인에 의해 설명되는 변량은 64.47%였고, 요인부하량은 0.591에서 0.808 사이로 적절했다. 신뢰도는 0.79로 수용할 만한 수준이었고 문항을 제거했을 때 신뢰도가 상승하는 경우는 없었다. 네 문항 총점으로 원칙도의 총점을 예측한 결과, 전체 변량의 92.2%를 유의하게 설명했고( $F_{1,499} = 5893.243, p < .001$ ) 표준화된 회귀계수 값은 0.960로 나타났다.

3) 2번 문항의 경우 ‘내성’에 해당하는데 이는 질병 모형으로 도박중독을 이해하려는 병적 도박의 구성개념으로, PGSI의 핵심 구성개념으로 보기에는 부적절한 측면이 있다.

4) 1~2요인 사이에서 가장 큰 폭의 감소가 일어남(1요인 2.579, 2요인 .608, 3요인 .474)



〈표 2〉 단축형 K-CPGI의 문항분석 및 탐색적 요인분석 결과(표본1)

	공통분	요인 부하량	문항-전체 상관	문항 제거시 $a$
1. 귀하는 도박에서 잃어도 크게 상관없는 금액 이상으로 도박을 한 적이 있습니까?	.350	.591	.531	.78
3. 귀하는 도박으로 잃은 돈을 만회하기 위해 다른 날 다시 도박을 하신 적이 있습니까?	.499	.707	.614	.73
5. 귀하는 자신의 도박행위가 문제가 될 만한 수준이라고 느낀 적이 있습니까?	.631	.795	.667	.72
8. 귀하의 도박행위로 인해 본인이나 가정에 재정적인 문제가 발생한 적이 있습니까?	.653	.808	.682	.72

일반인 조사에 적용할 기준점을 찾기 위해 민감도와 특이도, ROC곡선(Receiver Operating Characteristic Curve) 분석<sup>5)</sup>을 활용하여 예비 기준점을 탐색해 보았다. 먼저 도박 중독자 집단, 즉 중위험 이상 집단을 선별하기 위한 기준점을 분석한 결과, 민감도와 특이도 면에서 '1점'과 '2점' 모두 각기 강점을 갖는 것으로 나타난 반면, 3점 이상은 민감도가 너무 낮아 부적절했다. 다음으로 문제성 이상 집단을 선별하기 위한 기준점을 분석한 결과 '3점'과 '4점' 모두 예비 기준점으로 적절한 것으로 나타났으며, 5점을 넘을 경우 민감도가 낮아 부적절했다. 따라서 표본2에 적용해 볼 기준점으로 중위험 이상은 1점과 2점, 문제성 이상은 3점과 4점을 최종 선택했다.

〈표 3〉 단축형 K-PGSI의 ROC곡선 분석(표본1)

단축형 기준점		AuROC	S.E	Sig	민감도	특이도
중위험 이상 (원칙도 3~7점)	1점	.890	.015	.000	.98	.80
	2점	.938	.014	.000	.92	.96
	3점	.827	.024	.000	.65	1.00
문제성 이상 (원칙도 8점 이상)	3점	.942	.010	.000	1.00	.89
	4점	.978	.006	.000	1.00	.96
	5점	.877	.036	.000	.76	.99

5) ROC 곡선 분석을 통해 산출되는 AuROC(Area under ROC Curve)는 단축형 척도가 원칙도 기준의 집단을 정확하게 재분류하는 정도를 수량화한 값으로, .50 이상일 경우 우연보다 높은 확률을 의미하며 1에 가까울수록 완벽한 분류로 볼 수 있다.

## 2. 기준점 및 진단효율성 분석

일반인 대상의 기준점을 탐색하기 전에, 단축형 척도의 교차타당화를 위해 표본2를 활용하여 요인구조와 신뢰도를 확인했다. ‘주축 요인 분해법’을 이용하여 요인을 추출한 결과, ‘아이겐값(Eigen values) 1이상’인 요인이 1개(1요인 2.987, 2요인 .496) 추출되었고 단일 요인에 의해 설명되는 변량은 74.67%였으며 요인부하량은 0.695에서 0.908 사이로 적절했다. 신뢰도는 0.88로 우수한 수준이었으며, 네 문항 총점으로 원척도의 총점을 예측한 결과 전체 변량의 94.3%를 유의하게 설명했고( $F_{1,1582} = 26388.644, p < .001$ ) 표준화된 회귀 계수 값은 0.971로 나타났다.

먼저 중위험 이상 집단을 분류하기 위한 기준점을 탐색해 보았다. 표본1을 활용하여 찾아낸 1점과 2점을 활용하여 민감도 및 특이도, ROC곡선 분석 등을 실시한 결과 ‘1점’이 가장 적절한 것으로 확인되었는데, 민감도와 특이도 모두 1.00 혹은 그에 가까운 것으로 나타났다. 얻어진 결과를 교차타당화 하기 위해 성별에 따른 차이를 살펴본 결과, 남성과 여성 모두 동일하게 ‘1점’이 가장 적절한 기준점으로 나타났다.

다음으로 문제성 집단을 분류하기 위한 기준점을 탐색해 보았다. 표본1을 활용하여 찾아낸 3점과 4점을 활용하여 분석을 실시한 결과 ‘3점’과 ‘4점’ 모두 적절한 수준의 민감도와 특이도를 보였으며, 성별을 구분하여 분석했을 때도 동일한 결과가 나타났다. 따라서 표본1에서 더 좋은 특이도(.96)를 보였던 ‘4점’을 최종기준점을 선정했다.

〈표 4〉 단축형 K-PGSI의 문항분석 및 탐색적 요인분석 결과(표본2)

	공통분	요인 부하량	문항-전체 상관	문항 제거시 $\alpha$
1. 귀하는 도박에서 잃어도 크게 상관없는 금액 이상으로 도박을 한 적이 있습니까?	.626	.791	.740	.86
3. 귀하는 도박으로 잃은 돈을 만회하기 위해 다른 날 다시 도박을 하신 적이 있습니까?	.825	.908	.830	.82
5. 귀하는 자신의 도박행위가 문제가 될 만한 수준이라고 느낀 적이 있습니까?	.740	.860	.796	.83
8. 귀하의 도박행위로 인해 본인이나 가정에 재정적인 문제가 발생한 적이 있습니까?	.483	.695	.653	.89

〈표 5〉 단축형 K-PGSI의 ROC곡선 분석(표본2)

단축형 기준점		AuROC	S.E	Sig	민감도	특이도	
중위험 이상 (원칙도 3~7점)	전체	1점	.996	.001	.000	1.00	.99
		2점	.785	.068	.000	.57	.99
	남성	1점	.990	.004	.000	1.00	.98
		2점	.730	.091	.005	.46	.99
	여성	1점	.999	.001	.000	1.00	.99
		2점	.875	.092	.000	.75	1.00
문제성 이상 (원칙도 8점 이상)	전체	3점	.999	.001	.000	1.00	.99
		4점	1.00	.000	.000	1.00	.99
	남성	3점	.999	.001	.003	1.00	.99
		4점	1.00	.000	.003	1.00	1.00
	여성	3점	.999	.001	.015	1.00	.99
		4점	.999	.001	.015	1.00	.99

## V. 논의 및 제언

논의에 앞서 연구 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 501명의 도박 이용자들을 대상으로 K-PGSI(Korean Problem Gambling Severity Index)의 단축형 척도를 개발했다. 문항을 선별하기 위해 원칙도의 요인부하량과 문항-총점 간 상관, 응답자들의 반응빈도, 전문가의 경험적 판단 등을 단계적으로 참고하여 요인타당도와 신뢰도가 양호한 네 문항의 단축형 척도를 개발했다. 다음으로 일반인 1,584명을 대상으로 단축형 척도를 교차타당화 하고 도박 중독자 선별을 위한 기준점을 개발했는데, 단축형 척도의 기준점(4점)으로 문제성 집단을 선별할 때 나타난 민감도와 특이도는 각각 1.00과 0.99로 모두 우수했다. 이러한 결과는 4개 측정문항으로도 충분히 원문항과 비슷한 수준의 분류가 가능하다는 것을 보여주며, 비록 해당 문항의 내용은 상당히 다르지만, 해외에서 개발된 단축판 척도(Lie/Bet, BBGS)와 비교했을 때도 양호한 수준의 민감도와 특이도로 볼 수 있다.

물론 본 연구에서 민감도와 특이도를 계산하기 위한 기준점수로 원점수가 사용됐다는 제한점을 인식할 필요가 있다. 이와 같은 상황에서는 단축형 척도의 점수가 원척도 점수와 겹치기 때문에 민감도와 특이도가 과대평가될 가능성이 높다. 따라서 추후 연구에서는 관찰 평가나 전문가의 진단 평가 결과를 기준으로, 자기-보고된 단축형 척도의 민감도와 특이도를 교차타당화 하는 연구가 필요하다.

본 연구를 통해 개발된 척도를 사용할 때 유의해야 할 사안이 몇 가지 있다. 우선 본 척도는 원척도의 분류 기준을 모두 활용할 수 없다는 한계를 가지고 있다. 우선, K-PGSI는 1~2점에 해당하는 사람들을 저위험 집단으로 분류하지만, 단축형 척도에서는 '1점' 자체가 중위험 집단의 분류 기준으로 선택되었기 때문에 저위험 집단 선별에는 사용할 수 없다. 다음으로, 전체 인구 대비 도박 문제를 가진 사람들의 비율이 매우 낮기 때문에, 완벽하지 않은 민감도와 특이도로 인해 나타날 수 있는 추정 비율의 사소한 차이도 유병률 추정에 큰 영향을 미칠 수 있다. 따라서 도박 문제를 가진 사람들이 적은 일반인 집단을 대상으로 조사를 실시할 때는 확률표집을 실시하여 표집오차나 분류오차를 고려한 '범위'의 형태로 유병률 정보를 공유하는 것이 필요하다. 본 척도를 사용하고자 하는 연구자들은 이러한 한계와 제한점 등을 정확히 인식할 필요가 있다.

이러한 제한점에도 불구하고 본 연구에서 개발된 단축형 척도는 보다 타당한 조사결과를 얻는 데 도움이 될 것으로 보인다. 앞서 지적했듯이 원척도는 9개의 문항으로 구성되었는데 이처럼 측정 척도 문항이 많을 경우 신뢰도는 높아질 수 있다. 그렇지만 여러 가지 제약이 많은 대규모 조사에서 측정문항이 많다는 것은 높은 응답 거절율을 야기할 수 있다. 따라서 9개 문항을 4개 문항으로 축소할 수 있다는 점은 도박 중독 측정을 보다 다양한 조사 모드에서 실시할 수 있게 된다는 점을 의미한다. 설문에 대한 응답자의 참여도와 몰입도는 점점 낮아지고 있으며 이것은 멀티미디어 상황에서 더욱 급속하게 나타나고 있다. 본 연구에서 개발한 간편 척도는 멀티미디어 상황에서 보다 유용하게 사용될 수 있을 것이다.

현재 전통적인 서베이 방법은 특히 응답자에게 도달하는 데 많은 어려움을 겪고 있으며 이것은 사회조사 자료의 전반적인 품질을 저하시키고 있다. 이를 극복하기 위한 지금까지의 노력은 대부분 대안적 미디어를 이용하는 것이었다. 즉 인터넷과 모바일 등을 활용하여 특히 젊은 층을 접촉하고자 노력하고 있고, 이것이 앞으로의 사회조사에서 가장 중요한 과제라고 볼 수 있다. 이러한 부분에서 가장 큰 어려움은 설문문항이다. 지금까지의 측정문항들은 대부분 과거 실험실 또는 교실에서 몰입도나 협조도가 높은 응답자를 전제로 개발된 것이어서 이러한 척도를 앞으로의 서베이 상황에서 그대로 적용할 경우에는 많은 문제

점이 야기될 것이다. 이러한 면에서 본 연구는 도박측정 척도를 축소하는 것이 가능하다는 점을 보여 줌으로써 새로운 매체의 활용에 도움이 될 것이다.

## 참고문헌

- 김교현. 2003. “병적 도박 선별을 위한 K-NODS의 신뢰도와 타당도.” 《한국심리학회지: 건강》. 8, 487-509.
- 김교현. 2006. “도박 행동의 자기조절모형: 상식모형의 확장.” 《한국심리학회지: 건강》. 11, 243-274.
- 김교현 · 이흥표 · 권선중. 2005. “한국사회의 병적 도박 유병률에 대한 연구.” 한국심리학회지: 건강》. 10, 227-242.
- 김교현 · 조성겸 (2009). “한국 도박중독 유병률 추정의 쟁점과 대책: 무엇을 어떤 도구로 어떻게 조사하나?” 《한국심리학회지: 건강》. 14, 481-495.
- 사행산업통합감독위원회. 2008. 《사행산업 이용실태 및 국민 인식 조사 결과 보고서》. 서울: 사행산업통합감독위원회.
- 사행산업통합감독위원회. 2010a. 《사행산업 관련 통계 자료집》. 서울: 사행산업통합감독위원회.
- 사행산업통합감독위원회. 2010b. 《사행산업 이용실태 조사》. 서울: 사행산업통합감독위원회.
- 이민규 · 김교현 · 성한기 · 권선중. 2009. “도박성 스포츠 게임이 지역민의 삶의 질에 미치는 영향: 경남, 대구, 대전 지역을 중심으로.” 《한국심리학회지: 건강》. 14, 911-927.
- 이흥표. 2003. 《비합리적 도박신념, 도박동기 및 위험감수 성향과 병적 도박의 관계》. 고려대학교 박사학위 청구논문.
- 정찬모 · 유지연 · 황지연. 2007. 《KISDI 이슈리포트: 온라인 도박의 현황 및 쟁점》. 한국정보통신정책연구원.
- 한국마사회 (2009). 《전국민 대상 대규모 도박이용실태 조사》. 경기도: 한국마사회.
- American Psychiatric Association. 1994. *DSM-IV: Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (4rd ed.). Washington, D.C.: APA.
- Ferris, J. and H. Wynne. 2001. *The Canadian Problem Gambling Index: Final Report*. Toronto, ON: Canadian Centre on Substance Abuse.
- Grant, J.E. and S.W. Kim. 2001. “Demographic and Clinical Features of 131 Adult Pathological Gamblers.” *Journal of Clinical Psychiatry* 62: 957-962.
- Gebauer, L., R. LaBrie and H.J. Shaffer. 2010. “Optimizing DSM-IV-TR Classification Accuracy: A Brief Biosocial Screen for Detecting Current Gambling Disorders Among Gamblers in the General Household Population.” *The Canadian Journal of Psychiatry* 55: 82-90.

- Johnson, E.E., R.M. Hamer and R.M. Nora. 1998. "The Lie/Bet Questionnaire for Screening Pathological Gamblers: A Follow-up Study." *Psychological Reports* 83: 1219-1224.
- Miller, G. and C. Holden. 2010. "Proposed Revisions to Psychiatry's Canon Unveiled." *Science* 327: 770-771.
- Orford, J., K. Sproston, B. Erens, C. White and L. Mitchell. 2003. *Gambling and Problem Gambling in Britain*. New York: Brunner-Routledge.
- Petry, N.M. 2005. *Pathological Gambling: Etiology, Comorbidity and Treatments*. Washington, D.C.: American Psychological Association.
- Potenza, M. N. 2006. "Should Addictive Disorders Include Non-Substance-Related Conditions?" *Addiction*, 101, 142-151.
- Volberg, R.A., K.L. Nysse-Carris and D.R. Gerstein. 2006. *2006 California Problem Gambling Prevalence Survey*. Chicago: National Opinion Research Center at the University of Chicago.
- Wardle, H., K. Sproston, J. Orford, B. Erens, M. Griffiths, R. Constantine and S. Pigott. 2007. *British Gambling Prevalence Survey 2007*. London: NATCEN
- Wong, I.L. and E.M. So. 2003. "Prevalence Estimates of Problem and Pathological Gambling in Hong Kong." *American Journal of Psychiatry* 160: 1353-1354.

<접수 2010/9/29, 수정 2010/11/6, 게재확정 2010/11/9>