

## CPGI의 한국판 제작 및 타당화\*

김 아 영      차 정 은<sup>†</sup>      권 선 중      이 순 목  
이화여자대학교      침례신학대학교      성균관대학교

이 연구의 목적은 한국판 CPGI(Canadian Problem Gambling Index; KCPGI-2011)를 제작하고, 번역타당도가 확보되었는지를 확인하는데 있다. 기존에 번안되어 사용되고 있는 한국판 CPGI의 문제점을 지적하고 이를 보완하기 위해 역번역 절차와 번역타당도를 확인한 한국판 CPGI에 대한 타당화 연구를 수행하였다. 번역과정에서는 이중언어자 6명이 번역과 역번역 절차에 참여하였고, 예비검사에서는 대학생과 도박중독자 278명, 본검사에서는 대학생과 도박중독자 277명을 대상으로 KCPGI-2011과 KNODS-2011이 실시되었다. 요인분석결과 KCPGI-2011에서는 단일요인이 추출되었고, 각 문항들은 모두 높은 요인부하량을 나타냈다. 또한 수렴타당도 확인을 위해 실시된 KNODS-2011와의 상관은 .79로 높은 상관성이 있는 것으로 밝혀졌다. 성별(남, 녀), 소득수준(연소득 4000만원이상: 소득상, 3000만원이하: 소득하), 도박종류(카지노, 경마)에 따라 측정동등성이 유지되는지를 검증한 결과 모든 집단에서 측정동등성이 유지되는 것이 확인되었다. 끝으로 본 척도의 제한점과 추후 연구방향에 관해 논의하였다.

주요어 : 한국판 CPGI, 문화간 검사 번안, 측정동등성, 도박중독

\* 본 연구는 연구자들이 사행산업통합감독위원회의 용역을 받아 수행한 2011년 「전국민 대상 도박문제 선별척도 및 기준점수 타당화 연구」 보고서의 일부를 토대로 작성된 것임.

† 교신저자 : 차정은, 이화여자대학교 사회과학연구소, 서울시 서대문구 대현동 11-1 이화여자대학교 포스코관 560호

Tel : 010-4324-9315

이 연구에서는 일반인의 도박행동수준을 변별하기 위해서 캐나다에서 최초로 개발하고 여러 나라에서 사용하고 있는 Ferris와 Wynne (2001)의 캐나다 문제도박척도(CPGI: Canadian Problem Gambling Index)를 번안하고, 그 문항들이 성별, 소득별, 및 도박종류별 집단에서 차별적으로 기능하는지를 조사하였다. 외국의 척도를 자국에 맞게 번역하여 사용할 경우 번안 자체에 대한 타당화는 물론이고, 번안척도가 경험적으로 적절한 정보를 제공하는지에 대한 양적인 증거가 필요하다. 번안 자체에 대하여는 대체로 Brislin(1970)이 제안한 역번역 절차를 따름이 적절하다(김아영, 임은영, 2003; Eremenco, Cella, & Arnold, 2005). 자국내 경험적 자료에서 볼 때 번역척도가 다양한 집단 간에 심리측정적 측면에서 동등한지를 확인하기 위한 분석이 필요하다(Eremenco, Cella, & Arnold, 2005; Hui & Triandis, 1985). 본 연구는 도박행동 변별척도인 CPGI의 번역본<sup>1)</sup>에 대하여 그러한 포괄적 타당화를 시도하였다.

우선 국내에서 도박행동을 측정하는 척도들은 크게 두 종류로 구분할 수 있는데, 먼저 DSM-IV(APA, 1994)의 병적 도박 기준에 초점을 맞춰 개발된 “NORC DSM-IV Screen for Gambling Problems”(National Gambling Impact Study Commission, 1999)의 한국판(KNODS-2003: 김교현, 2003)과 “Massachusetts Gambling Screen”(Shaffer, LaBrie, Scanlan, & Cummings, 1994)의 한국판(KMAGS: 이흥표, 2003)을 들 수 있고, 다음으로 일반인 대상의 유병률 연구를 위해 캐나다 연구진에서 개발된 CPGI의 한국

판(KCPGI-2009: 이경희, 2009)<sup>2)</sup>을 들 수 있다. DSM 계열의 도구들은 병리 모형에 기초한 것으로서 주로 임상장면에서 심각한 도박 문제를 보이는 사람들을 선별할 목적으로 개발된 반면, CPGI는 도박으로 인한 피해를 중심으로 일반인의 도박행동 수준을 변별하기 위해 개발되었다.

도박행동이나 문제의 수준을 변별하려는 시도는 일반적으로 도박 중독에 대한 이해를 목적으로 한다. 도박 중독은 도박행동에 대한 만성화된 자기-조절 실패로 인해 초래되는 생물심리사회적 증후군(김교현, 2006)으로, 다양한 영역의 기능 손상과 삶의 질 저하, 높은 비율의 파산 등과 관련되며, 근로의식 감소 및 불법행위 등으로 인해 사회질서를 손상시키는 결과를 초래할 수 있다(Grant & Kim, 2001; Orford, Sproston, Erens, White, & Mitchell, 2003; Petry, 2005).

한국 사회의 도박 중독 문제가 얼마나 심각한 수준인가를 평가해 볼 수 있는 유병률 자료는 주로 앞서 언급한 도구들을 통해 수집된다. 그러나 각각의 도구가 서로 다른 개발 배경과 구조를 가진 만큼, 유병률 추정에 있어서도 상당한 차이를 보인다. 물론 각 도구에서 도박 문제 분류 체계가 다르기 때문에 그 수치를 직접 비교할 수는 없지만, 한국마사회(2009)에서 성인 2만 명을 대상으로 수행한 연구에 따르면, KNODS-2003과 KCPGI-2009의 추정치는 약 2~4배의 차이를 보이는 것으로 나타났다(KNODS-2003 병적 도박자 0.9%, 문제 도박자 1.2%; KCPGI-2009 문제성 도박자 1.2

1) 도박 중독 유병률에 관한 국내 연구보고서들을 보면 다양한 종류의 한국판 CPGI가 존재하는데, 본 연구에서는 국내 학술지에 공식적으로 출간된 번역본만을 비평의 대상으로 삼았다.

2) 본연구에서는 CPGI의 번역본에 대한 타당화를 시도하므로 이경희(2009)에서 언급된 번역본을 KCPGI-2009라 하고 본연구의 번역본을 KCPGI-2011로 지칭한다.

%, 중위험 도박자 5.3%)<sup>3)</sup> 특히 도박 중독 유병률 자체가 시행산업 정책 등에 중요한 참고자료로 활용되고 있기 때문에 이와 같은 차이는 지속적인 논쟁과 갈등을 유발하고 있다.

그러나 지금까지 축적된 자료만 가지고는 어느 추정치가 더 타당한지 논하기 어렵다. DSM 계열의 도구는 활용 빈도가 높고, 분류 기준의 임상적 타당성에 대한 다양한 증거자료가 축적되어 있지만, 임상집단 내에서 문제를 변별하려는 초기 개발목적이 일반인 대상의 유병률 추정에 적절인가에 관한 비판을 피하기 어렵다. 또한 곧 출간될 예정인 DSM-V에서는 분류를 위한 기준 점수가 낮아질 예정이며, 그 기준을 적용할 경우 현 기준에 비해 도박 문제의 비율이 높아진다(권선중, 김교현, 2011; Temcheff, Derevensky, & Paskus, 2011).

한편 DSM에 기초한 도구들을 일반인에 적용하는데 있어서의 한계를 극복하기 위해 비교적 최근에 개발된 CPGI는 탈 병리 모형(혹은 탈 DSM)을 표방하고 있음에도 불구하고 상당수의 문항(9개 중 7개)이 DSM의 진단 준거와 유사하고, 허위 긍정율 또한 높다는 비판을 받고 있다(Ladouceur, Jacques, Chevalier, Sevigny, & Hamel, 2005). 그러나 CPGI에 대한

비판은 주로 ‘DSM을 기준으로 볼 때’라는 전제 안에서 이루어지는 것이 대부분이며, 이 도구를 사용하여 측정된 정보가 원래의 목적인 비임상장면에서 활용할 때 타당하고 유용한지 여부에 대한 객관적인 평가는 아직 이루어지지 않고 있다.

또한 이미 번역되어 사용된 KCPGI-2009의 경우 타당화를 위한 본격적 연구가 아니라 “예비연구”임을 저자가 밝히고 있으며, 척도의 타당화가 이루어지지 않았다는 비판이 있고(예, 이홍표, 2008), 선번안 기법(forward-adaptation)을 적용하여 번역본을 완성하였으나 번역자나 자문에 참여한 사람들이 도박중독에는 전문가들이었으나 이중언어를 사용하는 사람들이 아니었다는 측면에서 번역 상에 오류가 있을 수 있다고 판단되었다. 또한 보고된 심리측정적 속성들을 보면 확인적 요인분석을 통한 검증이나 다양한 집단들(성별, 소득수준, 도박종류 등)에서의 측정동등성이 확보되었는지에 대한 검증결과도 보고되지 않았다. 따라서 본 연구에서는 CPGI 원문(Ferris & Wynne, 2001)을 타당한 과정을 통해 재번안하여 좀 더 적절한 심리측정적 속성을 갖춘 한국판 척도를 개발하고자 하였다.

3) KNODS와 KCPGI는 원본인 NODS와 CPGI의 이론적 틀과 분류 체계가 서로 상이하기 때문에, ‘엄밀히’ 따지면 수준별 대상자 비율을 직접 비교하는 것은 불가능하다. 그러나 각 척도 분류 체계의 구성개념을 분석해보면 수준별 상호 유사성을 관찰할 수 있기 때문에 NODS ‘병적’ 수준을 CPGI ‘문제성’ 수준에 대응시키고, NODS의 ‘문제’ 수준과 ‘위험’ 수준을 CPGI의 ‘중위험’ 수준과 대응시키켜 비교하는 것이 무의미한 시도는 아니다(자세한 논의는 이순묵, 김종남, 최삼욱, 현명호, 김수진, 2009, 그림 2 및 그에 대한 해설을 참고할 것).

### 외국척도의 번안 및 타당화 방법

외국에서 사용되는 척도를 번안하여 사용하고자 하는 경우에는 적절한 번안 절차를 적용해야만 한다. 비교문화연구에서 대표적으로 사용되는 번안기법으로는 선번안 기법과 역번안 기법(back-adaptation)이 존재한다(Hambleton, 1993). 선번안 기법은 그 검사를 번역한 후 검사 간 동등성이 다른 번역자들에 의해 판단,

수정되는 방법이고, 역번안 기법은 검사도구가 대상 언어로 번역되고, 번역된 검사도구를 다른 번역자들이 다시 원언어로 번역하여 원 검사와 역번역된 검사 문항을 서로 비교하는 방법을 통해 동등성을 평가하는 방법이다(손원숙, 2003). 외국 척도를 도입하는데 어떤 방법이 효과적인지를 검증한 김아영과 임은영(2003)의 연구에서는 단순번역과 검토, 역번역과 검토, 역번역 및 검토와 경험적 타당도 검증하는 방법 중에서 역번역 및 검토와 경험적 타당도를 확보하는 방법이 검사 간 동등성을 확보하는데 가장 효과적인 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 역번역 기법을 적용하고, 다양하게 분류되는 집단들(성별, 소득별, 도박종류별 집단)에서 측정의 동등성(measurement equivalence)이 성립되는지를 조사하였다.

집단 간의 측정동등성(측정동일성, 요인동일성)을 확인하는 통계적 기법은 크게 나누어 구조방정식 모형의 다집단 분석과 검사이론에서의 차별기능문항 분석으로 볼 수 있다. 두 가지 분석 접근은 동일한 목적을 위한 상이한 접근으로서 일반 응용연구에서는 구분없이 사용되고 있다. 다집단 분석(multi-group analysis)에서는 측정틀 동일성(configural invariance), 측정단위 동일성(metric invariance), 측정원점 동일성(scalar invariance) 등이 기본적으로 확보되어야 집단에 걸쳐 측정이 동등하게 수행된다는 결론을 내릴 수 있다. 반면에, 차별기능문항(differential item functioning) 분석에서는 문항반응이론에 근거한 차별적 문항 및 검사 기능점근법(DFIT), SIBTEST, Mantel-Haenszel 기법, 로지스틱 회귀분석을 이용한 방법들을 적용하여 각 문항이 집단별로 차별적인 기능을 하는지를 파악하게 된다(손원숙, 2003).

본 연구에서는 다집단 분석을 통해 측정동등성이 확보되었는지를 확인하였다. 국내 심리학계에서는 다집단 분석의 용어들이 다양하게 번역되어 사용되고 있는데(이순목, 김한조, 2011, 표 2 참조) 여기서는 심리측정의 이론인 수량산출론(이순목, 2002; Michell, 1986)에 충실한 번역을 한 이순목과 동료들(이순목, 금은희, 이찬순, 2010; 이순목, 김인혜, 2009; 이순목, 김한조, 2011)이 제안한 용어들을 사용하였다.

측정틀 동일성(configural invariance)은 형태불변성, 형태동일성, 구조동일성, 요인수효동일성, 또는 동인검사 가설로 번역되기도 하는데 이는 집단 간 동일한 관찰변수가 동일한 잠재변수(이론변수, 요인)의 지표(indicator)임을 밝히는 것으로 집단별 요인구조의 틀(configuration)이 동일한지를 파악하는 것이다. 집단 간에 그 틀이 완전히 동일할 수도 있고 부분적으로만 동일할 수 있다. 그러나 만약 각 집단별로 설정된 모형이 적절하다면, 어떠한 동일화 제약도 가하지 않은 상태에서의 전체집단에 대한 합치도(fit index)가 양호하면 틀이 동일한 범위에 따라 전반적인 또는 부분적인 측정틀 동일성이 확보되었다고 본다.

측정단위 동일성은 측정동일성, 측정불변성, 집단 간 요인부하 동일성, 또는 타우동등 가설로 번역되기도 하는데 이는 집단별로 요인계수 즉, 이론변수를 측정하는 단위(Bollen, 1989)가 동일한지를 검증하는 것이다. 측정틀 동일성 분석에서 두 집단간에 일관성있는 틀을 기저모형(baseline model)으로 설정한다. 각 집단 기저모형의 요인계수에 동일화 제약을 가한 모형을 기저모형에 비교할 때, 합치도에서 차이를 보이지 않는다면 측정단위가 동일하다는 제약이 유지된다. 이러한 측정단위 동일성이 충족되어야만 각 집단에서의 수량화

방식이나 단위가 동일하다고 할 수 있다.

측정원점 동일성(scalar invariance)은 척도불변성, 척도동일성, 또는 절편동일성으로 번역되기도 한다. 이는 측정변수의 방정식내 절편이 집단간에 동일한 지를 검증하는 것이다. 절편은 이론변수 값이 '0'일 때 기대되는 측정변수의 값이고(Joreskog, 1971), 요인의 척도 상에서 '영점'에 해당하므로(Bollen, 1989), 요인을 측정할 때의 원점(측정의 원점)이 된다. 측정의 원점이 동일한지에 대한 검증은, 이전 단계에서 집단 간에 측정단위 동일성이 충족되는 부분에 한해서 검증한다. 즉, 집단 간에 측정변수 방정식의 절편에 동일화 제약을 가한 모형을, 그 이전 단계인 단위동일성 모형에 비교할 때 합치도 차이가 유의하지 않으면, 이론변수의 값이 0일 때의 측정변수 값의 평균(측정원점)이 집단 간에 같다는 의미이다. 일반적으로 측정변수와 요인(잠재변수)간 관계는 1차식이므로 측정의 원점과 단위가 같으면 수학적으로 절편과 기울기가 같고, 동일한 측정체계를 가지고 있으며, 두 집단 간에 이론변수 수준에서 동일한 수준에 있는 사람은 측정치도 같을 것으로 기대된다.

하지만 측정변수가 많은 모형일수록 모든 변수에 대해서 측정단위 동일성과 측정원점 동일성은 확보하는 것은 매우 어려운 일이다. 그러나 전체 측정변수가 아니더라도, 많은 측정변수에서 측정의 단위와 원점이 동일하면, 요인평균이 신뢰롭게 추정되는 것으로 본다. 이 때 각 관찰변수를 사용해서 집단차이를 종합해서 해석하는 것(측정치평균비교, 측정변수 수준에서의 ANOVA 또는 MANOVA) 보다는 요인점수를 사용해서 집단차이를 해석(요인평균비교, 이론변수 수준에서의 ANOVA)하는 것이 바람직하다(Steenkamp & Baumgartner, 1998).

만약 전반적인 측정단위 동일성과 측정원점 동일성이 확보되기 어려운 경우에는 부분적으로라도 측정단위 동일성과 측정원점 동일성이 확보되어야만 두 검사 간 점수가 동등한 의미를 갖는다고 해석할 수 있게 된다. 즉, 변안척도 점수와 원척도 점수가 동등한 의미로 해석되므로 변안척도가 타당화되는 것이다.

본 연구에서는 측정동등성을 확인하기 위해 선행연구에서 집단 간 차이가 보고된 바 있는 성별, 소득수준별, 및 도박 종류별로 집단 간 동등성을 검증하기로 하였다. 선행연구에 따르면 여성의 경우 도박과 관련된 자극이나 광고에 대한 반응으로 돈을 거는 비율이 남성에 비해 높고(Weiss & Petry, 2008), 남성에 비해 도박을 더 늦게 시작하지만 도박 중독자로 발전하는 속도가 더 빠르며(Tavares, Zilberman, Beites, & Gentil, 2001), 도박으로 인한 사회적 낙인에 더 취약하다(Volberg & Wray, 2007). 한편, 직업을 포함한 경제적 수준이 높을수록 도박 중독에 취약한 것으로 알려져 있고(Feigelman, Kleinman, Lesieur, Millman, & Lesser, 1995; Hall et al., 2000), 결과에 대한 통제력이 더 높을 것으로 기대되는 카드류의 도박이 도박자의 비합리적 신념을 자극하여 운에 의해 결과가 결정될 것으로 예상되는 도박에 비해 더 높은 수준의 도박 문제를 유발하는 것으로 알려져 있다(이홍표, 2003; Nower & Blaszczynski, 2006).

성별, 소득수준별, 그리고 도박 종류별 집단 간에 차이가 있다고 할 때, 측정치 수준에서의 집단차이(예: t-검증, ANOVA, MANOVA)는 두 가지 원인에 의한 것으로 볼 수가 있다. 첫째는 집단 간에 순수한 차이 즉, 혼입변수(confounding variable, nuisance variable)에 의한 '왜곡'이 개입되지 않은, 이론변수(요인) 수준

에서의 차이로 볼 수가 있고, 둘째는 순수한 차이는 없는데, 이론변수가 개인들에 의해 해석되고 반응되는 과정(예: 측정원점의 설정이나 측정단위의 사용과 같은 구체화)에서 발생한 ‘왜곡’에 의한 것으로 볼 수가 있다.

여기서 ‘왜곡’을 행동과학의 용어로 표현하면, 혼입변수가 통제되지 않은 상태이다. 혼입변수(통제대상 변수)를 통제하는 방식은 집단 간에 연구변수(다집단 분석에서는 측정변수가 아닌 이론변수 즉, 요인이 연구변수임) 이외에 모든 조건이 동등하도록 통제하는 것이다. 다집단 분석을 사용한 조사연구에서 집단 간에 동등한 조건을 확보하고자 할 때 가장 중요한 통제대상은 측정도구인 문항이나 척도이다. 측정도구(문항, 척도)가 연구대상 집단 간에 동일하게 기능하는 것을 확보한다면, 연구변수(이론변수)의 측정을 실시함에 있어서 집단들 간에 상당정도 동등한 조건에 있다고 할 수가 있는 것이다. 결과로 집단 간에 차별적 기능이 없는 측정변수(본 연구에서는 문항)가 확보되면, 측정치 수준에서의 집단차이에 기초해서 이론변수 수준에서의 차이를 추론할 수가 있다. 따라서 외국척도의 번안 및 타당화에서 전자가 좀 더 질적인 과정이라면 후자는 다집단 분석을 통한 양적인 과정이 되고, 이 연구도 크게 번안과정의 타당화 그리고 다집단 분석에 따른 동등성 검증의 두 부분이 된다.

## 연구방법

### 연구협조자 및 정보제공자

연구협조자로서, 번역과 역번역 과정에서는

이중 언어자가 총 6명이 참여하였는데, 이들은 중·고등학교를 미국에서 나왔거나, 6년 이상 미국에서 생활한 사람들이었다. 번역(남자 2명, 여자 2명)과 역번역 과정(남자 1명, 여자 2명)에서는 이중 언어자는 3명씩 배정되었다.

정보제공자(연구대상) 집단은 도박행동의 수준이 낮은 집단과 높은 집단이 균형을 이루는 것이 중요하다. 이 연구는 실태조사가 아니고 번역척도의 타당화로서, 척도의 심리적 속성을 파악하고 통계적 분석을 용이하게 하기 위해서는 응답자 분포가 종모양의 대칭분포를 이루는 것이 바람직하다. 일반적으로 대학생은 낮은 수준의 도박행동에 참여하는 표본으로 볼 수 있고, 도박장 이용객은 오락으로 온 사람이 더 많겠으나 문제성 도박자를 포착하기 위해서는 반드시 필요한 표본이다. 일반적으로 문제성 도박자는 자기보고에 참여를 덜고 응답의 신뢰도가 낮을 수 있어서, 도박장 이용객과 대학생을 대략 2:1로 표집하여 충분한 수의 고수준 도박행동자들이 표본에 포함되도록 하였다.

예비검사의 연구대상으로는 도박이용객(카지노)과 대학생 집단에서 284명이 표집되었다. 이중에서 성실하게 응답하지 않은 제공자 6명의 자료를 삭제하고 278명의 자료가 분석에 사용되었다. 예비검사에 사용된 성별, 대상별 빈도는 표 1과 같다. 도박이용객 집단은 198명(71.2%)이 표집되어 80명(28.8%)이 표집된 대학생 집단에 비해 2배 정도 많은 편이다. 이렇게 표집한 이유는 척도의 특성상 도박에 대한 지식이나 관심이 어느 정도 있는 연구대상을 선정하고자 하는 목적 때문이었다. 남자는 149명(53.6%)이고, 여자는 129명(46.4%)로 비슷한 규모로 표집되었다.

본검사에서 표집된 연구대상은 290명이었으

표 1. 예비검사 연구대상수(%)

성별 대상별	도박이용객	대학생	합계
남	106(38.1)	43(15.5)	149(53.6)
여	92(33.1)	37(13.3)	129(46.4)
합계	198(71.2)	80(28.8)	278(100.0)

표 2. 본검사 연구대상수(%)

성별 대상별	도박이용객			대학생	합계
	카지노	경마	전체		
남	24(8.6)	96(34.7)	120(43.3)	25(9.0)	145(52.3)
여	65(23.5)	14(5.0)	79(28.5)	53(19.2)	132(47.7)
합계	89(32.1)	110(39.7)	199(71.8)	78(28.2)	277(100.0)

나 성실하지 않은 응답자 13명의 자료를 삭제하고, 남자 145명(52.3%)과 여자 132명(47.7%)의 총 277명의 자료가 분석에 사용되었다. 도박이용객은 카지노와 경마에서 표집되었고, 대학생 집단은 충청도 지역의 모 대학에서 표집되었다. 본검사에 사용된 성별, 대상별 빈도는 표 2와 같다. 도박이용객 199명(71.8%)과 대학생 78명(28.2%)이 표집되었으며, 도박이용객 집단은 다시 카지노와 경마에서 유사한 비율로 표집되었다. 가계 연소득은 3000만 원 이하의 소득을 보이는(소득하) 집단이 127명으로 45.8% 정도를 차지하였고, 4000만원 이상의 소득을 보이는(소득상) 집단은 101명으로 36.5% 정도를 차지하였다. 예비검사와 본검사는 2010년 9월과 11월에 수집되었다.

측정도구

**KCPGI-2011**

CPGI(Ferris & Wynne, 2001) 중에서 도박중독

수준을 측정하기 위해 채점되는 9문항을 사용하였다. 번역-역번역 절차를 거친 최종 척도(KCPGI-2011)는 4점 척도(0=아니다, 1=가끔 그렇다, 2=자주 그렇다, 3=거의 항상 그렇다)로 구성되어 있다. 이 척도의 심리측정적 특성은 연구결과의 예비검사와 본검사 부분에 걸쳐서 자세히 제시하였다.

**KNODS-2011**

KCPGI-2011과의 비교 또는 수렴하는 정도를 보기 위해서 DSM-IV에 기초한 중독자 선별척도인 NODS(NGISC, 1999)의 번역본인 KNODS-2011을 준비하였다. 즉, NODS 역시 KCPGI-2011과 동일한 번역-역번역 절차를 거쳐 2점 척도(① 예, ② 아니오)로 최종 척도가 구성되었다(번역절차 및 문항은 이순목 등, 2011 참조). 전체 문항수는 17개이지만 DSM-IV의 10가지 준거에 따라 채점하면 만점은 10점이 된다. 이 연구에서 사용된 KNODS-2011의 내적 일관성 신뢰도( $\alpha$ 계수)는 .885로 나타났다.

**분석방법**

검사 문항을 번역-역번역 하는 과정에서 번역이 올바르게 판단되는지에 대한 평가를 위해 기술통계치 분석이 사용되었고, 예비검사의 자료에 대해서는 기술통계치 분석, 신뢰도 분석, 탐색적 요인분석 등이 실시되었다. 본검사 실시자료에 대해서는 기술통계치 분석, KCPGI-2011과 KNODS-2011의 상관분석, 문항간 상관분석 등이 수행되었고, 또한 성별(남, 녀), 소득별(소득하, 소득상), 도박 종류별(카지노, 경마)로도 측정 동등성이 성립되는지를 검증하였고, 집단 간에 요인평균 차이가 존재하는지를 확인하였다.

**번역과정**

NODS와 CPGI 척도의 번안은 번역, 역번역 절차와 소집단 연구원 토의, 역번역안(영문)-원문항(영문) 문항 일치도 평정을 통해 최종 문항을 확정하였다. 절차와 주요 내용은 그림 1에 제시되어 있다.

역번역안-원문항의 일치도 평정은 역번역 문항이 원문항과 내용이 얼마나 유사한지를 확인하기 위한 절차로서, 번역과 역번역 과정에 참여하였던 이중언어자 6인에게 역번역 문항과 원문항의 일치도를 10점 척도로 평정하게 하였다. 평정결과는 표 3에 제시되어 있다. 번역 일치도 평정결과 전체 평균이 9.0점으로 나타나 대체적으로 번역이 잘 이루어졌다고 판단되었다. 하지만 2개 문항(C5: 귀하에게 도박과 관련된 문제가 있을지도 모르겠다고 느낀 적이 있습니까?, C7: 귀하는 사실 여부에

**연구결과: 번안과정의 타당화**

절차	주요 내용
번역	<ul style="list-style-type: none"> <li>이중언어자 3인이 독립적으로 NODS와 CPGI 원문항을 한국어로 번역</li> <li>번역 참여자들이 모여 토의 후, 통합 번역안을 마련</li> <li>소집단 연구원 토의 과정을 통해 통합 번역안을 수정하여 1차 번역안 확정</li> </ul>
↓	
역번역	<ul style="list-style-type: none"> <li>다른 이중언어자 3인이 독립적으로 NODS와 CPGI의 1차 번역안을 영어로 역번역</li> <li>역번역 참여자들이 모여 토의 후, 통합 역번역안을 마련</li> <li>소집단 연구원 토의 과정을 통해 통합 역번역안을 수정하여 역번역안 확정</li> </ul>
↓	
역번역안-원문항 비교	<ul style="list-style-type: none"> <li>번역과 역번역 과정에 참여한 이중언어자 6인이 소집단 연구원 토의 과정을 거친 역번역안과 원문항의 일치성 평정</li> <li>평정 결과와 번역과정에 참여하지 않은 이중언어자의 의견을 물어 문항 일부를 수정</li> </ul>
↓	
최종 확정	<ul style="list-style-type: none"> <li>KNODS-2011과 KCPGI-2011 최종 번역안 확정</li> </ul>

그림 1. KNODS-2011과 KCPGI-2011 척도 번안 절차



표 3. CPGI의 역번역 문항과 원문항의 일치도 평정

문항	A	B	C	D	E	F	평균
C1(감당할 수 없는 금액 걸기)	9	8	10	10	9	8	9.00
C2(홍분감 유지위해 도박)	9	10	10	10	9	8	9.33
C3(다른 날 다시 도박하러 감)	9	10	10	10	9	6	9.00
C4(도박자금 마련)	9	10	10	9	8	9	9.17
C5(도박관련 문제 느낀 적)	8	8	10	6	8	8	8.00
C6(건강상 문제 있음)	9	10	10	10	9	9	9.50
C7(도박행위 비난받음)	9	9	10	9	8	6	8.50
C8(경제적인 문제 발생)	9	10	10	10	9	9	9.50
C9(도박으로 인한 죄책감)	9	10	10	9	8	8	9.00
평균	8.89	9.44	10.00	9.22	8.56	7.89	9.00

상관없이 다른 사람들로부터 도박 행위에 대한 비난을 받거나 도박 문제가 있다는 말을 들은 적이 있습니까?)은 9점 미만의 점수를 나타냈다. 낮은 점수를 보인 2개의 문항을 다른 이중언어자와 협의하여 문항 일부를 수정하였다.

예비검사

번역 문항의 양호도를 판단하기 위한 목적으로 실시된 예비검사에 대한 기술통계분석과 신뢰도 분석결과는 표 4와 같다. 4점 척도(0=

표 4. CPGI번역본의 기술 통계치, 문항-총점 상관, 내적 일관성

척도	문항	평균	표준편차	문항-총점 상관	내적일관성 $\alpha$ 계수
도박 행동	C1	0.31	0.73	.76	.94
	C2	0.37	0.73	.73	
	C3	0.46	0.80	.73	
	C4	0.27	0.68	.80	
	C5	0.41	0.79	.80	
	C6	0.28	0.69	.76	
	C7	0.26	0.65	.77	
	C8	0.27	0.74	.84	
	C9	0.37	0.81	.81	
	총점	2.99	5.47		

아니다, 1=가끔 그렇다, 2=자주 그렇다, 3=거의 항상 그렇다)로 구성된 문항별 점수 평균은 0.26~0.46까지 분포되어 있었다. 전반적으로 낮은 값을 보여 분석에 포함된 응답자의 도박행동 수준은 높지 않다는 것을 알 수 있다. 각 문항별 표준편차는 .65~.81로 문항의 내용에 따라 큰 차이를 보이지는 않았다. 모든 문항에서 .70 이상의 높은 문항-총점 상관이 산출되었으며, .94의 높은 내적일관성을 보여 문항의 양호도에는 문제가 없는 것으로 판단하였다.

요인 타당도를 확인하기 위해 탐색적 요인 분석을 실시하였다. 이를 위해 다중상관 계수(SMC)를 초기 공통분 추정치로 사용하는 공통요인분석을 실시하였다. 누적 설명 분산 비율을 보았을 때 1요인이 차지하는 비율이 97.46%로 나타났고, 스크리 검사(scree test) 결과에서도 1개 요인을 추출하는 것이 적절한 것으로 나타나서 요인의 수를 1로 지정하여 최종해를 구하였다.

도박이용객 집단에 대한 요인분석에서 번

역 문항의 요인계수(factor loading), 공통분(communality)은 표 5와 같다. 모든 요인계수 값들이 높은 수준으로 나타났으며, 공통분 또한 높은 편으로 나타났다. 따라서 도박이용객에 대한 CPGI 번역본은 단일요인 구조를 가진다고 판단된다. 남녀별로 요인계수와 공통분의 값이 유사한지를 살펴본 결과 요인계수에서는 C7에서 큰 차이를 보이는 것으로 나타났고, 전반적으로 여자집단에서 모든 문항의 공통분이 낮은 편이지만 특히 C7에서 낮은 공통분을 보이는 것으로 나타났다.

번역 문항 중에서 성별에 따라 다른 분석 결과를 보여준 C7과 여자 응답자가 부정적인 응답을 회피하는 경향이 보일 것으로 판단된 C3, C8문항을 수정하기로 결정하였다. C3 문항의 경우, 원번역인 “귀하는 도박했던 시기에 잃었던 돈을 다시 따기 위해서 다른 날 다시 간 적이 있습니까?”를 “귀하는 도박으로 잃었던 돈을 만회하기 위해서 다른 날 다시 간 적이 있습니까?”로 수정하고 원번역은 C10으로 하여 비교용 문항(filler item)으로 사용하였다.

표 5. 도박이용객의 자료의 요인분석

문항	요인계수			공통분		
	전체	남	여	전체	남	여
C1	.77255	.79381	.69621	.597	.630	.485
C2	.73937	.75545	.66166	.547	.571	.438
C3	.72530	.83471	.60665	.526	.697	.368
C4	.82398	.83628	.68487	.679	.699	.469
C5	.79704	.83600	.67577	.635	.699	.457
C6	.78005	.81044	.50403	.608	.657	.254
C7	.77809	.86587	.16427	.605	.750	.027
C8	.87991	.87929	.73995	.774	.773	.548
C9	.82451	.86977	.66176	.680	.757	.438

C7의 원번역인 “귀하는 사실 여부에 상관없이 다른 사람으로부터 도박행위에 대한 비난을 받거나 도박 문제가 있다는 말을 들은 적이 있습니까?”를 “사실 여부에 상관없이 귀하가 하는 도박에 문제가 있다는 말을 남들로부터 들은 적이 있습니까?”로 수정하였다. 또한 C8의 원번역인 “귀하의 도박행위로 인해 본인이나

가정에 경제적인 문제가 발생한 적이 있습니까?”를 “귀하의 도박행위로 인해 본인이나 가정에 금전적인 문제가 발생한 적이 있습니까?”로 수정하였다.

주의를 기울이지 않고 무선적으로 응답한 사람들을 걸러내기 위해 검사 문항과 비슷한 다른 문항을 삽입하여 비교용 문항(filler item)

표 6. 본검사 문항

	CPGI 번역본 및 비교용 문항	비고
C1	귀하는 잃으면 감당할 수 없는 금액을 걸어본 적이 있습니까?	
C2	귀하는 도박에서 이진과 같은 흥분을 느끼기 위해 더 많은 돈으로 도박을 해야 할 필요가 있었던 적이 있습니까?	
C3	귀하는 도박으로 잃었던 돈을 만회하기 위해서 다른 날 다시 간적이 있습니까?	수정됨(최종분석에서 선정됨)
C4	귀하는 도박할 돈을 마련하기 위해서 돈을 빌리거나 물건을 팔아 본 적이 있습니까?	
C5	귀하에게 도박과 관련된 문제가 있을지도 모르겠다고 느낀 적이 있습니까?	
C6	도박이 귀하에게 스트레스나 불안감을 포함한 건강상의 문제를 일으킨 적이 있습니까?	
C7	사실 여부에 상관없이 귀하가 하는 도박에 문제가 있다는 말을 남들로부터 들은 적이 있습니까?	수정됨
C8	귀하의 도박 행위로 인해 본인이나 가정에 경제적인 문제가 발생한 적이 있습니까?	수정됨
C9	귀하의 도박하는 방식이나 도박할 때 생기는 일에 대해 죄책감을 느낀 적이 있습니까?	
C10	귀하는 도박했던 시기에 잃었던 돈을 다시 따기 위해서 다른 날 다시 간적이 있습니까?	비교용 문항
C11	귀하는 도박에서 잃어도 크게 상관없는 금액 이상으로 도박을 한 적이 있습니까?	비교용 문항
C12	귀하는 종전과 같은 수준의 스릴을 느끼기 위해 점점 더 많은 돈을 걸어야 했던 적이 있습니까?	비교용 문항
C13	사실 여부에 상관없이 귀하가 하는 도박행위에 문제가 있다는 말을 남들로부터 들은 적이 있습니까?	비교용 문항

척도: 0=아니다, 1=가끔 그렇다, 2=자주 그렇다, 3=거의 항상 그렇다.

으로 사용하기로 결정하였다. 이 과정에서 3개의 비교용 문항(C11, C12, C13)을 추가하였으며, 위의 문항 수정 단계에서 추가된 C10 또한 비교용 문항이므로 총 4개의 비교용 문항을 사용하였다. C11 문항은 C1의 비교용 문항으로서, “귀하는 도박에서 잃어도 크게 상관 없는 금액 이상으로 도박을 한 적이 있습니까?”이며(충남대 산학협력단, 2010 참조), C12 문항은 C2의 비교용 문항으로서, 이경희(2009)의 번역문항 중 2번 문항인 “귀하는 종전과 같은 수준의 스틸을 느끼기 위해 점점 더 많은 돈을 걸어야 했던 적이 있습니까?”이다. C13의 경우, C7의 비교용 문항으로서, 원 문항에서 차별기능적 요소가 제거된 내용 중 ‘도박’이라는 용어를 ‘도박행위’로 수정하여 “사실 여부에 상관없이 귀하가 하는 도박행위에 문제가 있다는 말을 남들로부터 들은 적이 있습니까?”라는 문항으로 결정하였다.

최종적으로 본검사 조사에 사용된 문항은 표 6과 같다.

본검사

**불성실 응답자료 삭제**

모든 문항은 네 개의 눈금에 0, 1, 2, 3의 값이 부여되므로 사용문항과 비교용 문항 간 점수 차이는 최소 0점, 최대 3점이 된다. 비교용 문항은 총 4문항(C10, C11, C12, C13)으로 이에 대응하는 문항(C3, C1, C2, C7)과의 차이 점수는 총 0점~12점이다. 차이점수 0점은 유

사한 내용의 두 질문에서 응답자가 동일한 응답을 했음을 의미한다. 비교용 문항 차이점수 빈도 분포표는 표 7과 같으며, 이 중에서 차이점수가 5점 이상인 13명의 자료를 삭제하기로 결정하였다.

**KCPGI-2011과 KNODS-2011과의 상관**

변안된 KCPGI-2011의 수렴 타당도를 확인하기 위해 KNODS-2011과의 상관값을 계산하였는데 .79로 높은 정적 상관을 보이고 있다. 이를 통해 알 수 있듯이 KCPGI-2011은 도박행동을 잘 측정하지만 기존 척도와 변별이 안될 정도는 아님을 알 수 있다.

**남녀집단의 KCPGI-2011 문항 간 상관**

도박연구에서 집단차이가 가장 많이 언급되는 경우는 남녀에 대해서이다(Mark & Lesieur, 1992; LaPlante, Nelson, LaBrie, & Shaffer, 2006). 즉, 그 동안 연구가 주로 남성 위주로 이루어져 왔으나, 그 결과를 여성도박 인구에 단순 일반화 시킬 수는 없다는 것이다. 따라서 KCPGI-2011의 문항 간 상관이 남녀 간에 어떠한지는 향후 다집단 분석을 통한 세부적 연구에 시사점이 있을 것이다. 남자집단의 문항 간 상관 결과는 표 8과 같다. 각 척도 간 상관은 안정적인 범위 내에서 비교적 높은 수준의 정적 상관(.40~.65)을 나타내고 있다. 평균 값을 보면 0.51~0.85정도의 값을 보여 ‘아니다’와 ‘가끔 그렇다’의 반응을 보인 것으로 나타났다.

표 7. 비교용 문항과의 차이점수 빈도 분포

	차이점수										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	전체
빈도(명)	131	64	41	27	14	10	0	1	1	1	290

표 8. 남자집단의 KCPGI-2011 문항 간 상관 (N=145)

	C1	C2	C3N	C4	C5	C6	C7	C8	C9
C1	1								
C2	.61**	1							
C3	.57**	.53**	1						
C4	.57**	.56**	.56**	1					
C5	.54**	.46**	.56**	.55**	1				
C6	.60**	.47**	.47**	.47**	.59**	1			
C7	.53**	.40**	.61**	.46**	.58**	.59**	1		
C8	.59**	.43**	.62**	.64**	.55**	.55**	.65**	1	
C9	.51**	.46**	.55**	.46**	.49**	.47**	.56**	.56**	1
M	0.54	0.64	0.85	0.51	0.74	0.51	0.77	0.68	0.78
SD	0.82	0.79	0.84	0.73	0.74	0.71	0.84	0.82	0.86

주. \*\* $p < .01$

표 9. 여자집단의 KCPGI-2011 문항 간 상관 (N=132)

	C1	C2	C3N	C4	C5	C6	C7	C8	C9
C1	1								
C2	.41**	1							
C3	.53**	.51**	1						
C4	.51**	.17	.39**	1					
C5	.53**	.40**	.45**	.54**	1				
C6	.58**	.47**	.62**	.60**	.65**	1			
C7	.55**	.46**	.59**	.50**	.57**	.66**	1		
C8	.65**	.45**	.63**	.68**	.58**	.72**	.70**	1	
C9	.66**	.48**	.56**	.42**	.64**	.62**	.67**	.70**	1
M	0.30	0.29	0.50	0.19	0.45	0.33	0.41	0.31	0.59
SD	0.65	0.53	0.73	0.50	0.70	0.68	0.70	0.64	0.92

주. \*\* $p < .01$

여자집단의 KCPGI-2011 문항 간 상관 결과는 표 9와 같다. C2와 C4간 상관(.17)을 제외한 문항 간 상관은 안정적인 범위 내에서 중간 정도의 정적 상관(.40~.70)을 나타내고 있다.

평균값을 보면 0.19~0.59정도의 값을 보여 ‘아니다’와 ‘가끔 그렇다’의 반응을 보인 것으로 나타났다. 여자집단의 평균이 남자집단의 평균에 비해 전반적으로 낮은 양상을 보였고 문항 간 상관도 대체로 낮은 값을 보였다.

### 연구결과: 측정구조의 타당화

우선 성별, 소득별, 그리고 도박종류별로 집단을 분류하여 공분산 자료를 구한 후(남녀에 대해서 표 8과 9가 사용), 요인구조를 동시에 각 집단의 공분산 자료에 합치시켜서 합치도를 구하였다. 개념적 구조는 1요인 구조를(그림 2 참조) 적용하였다. 구조방정식 모형의 다집단 분석에서는 요인에 척도제공을 위해서 요인분산을 고정하지 않고 요인계수 중 하나를 1.0으로 고정하는 방식(fixed factor loading method)이 사용되며(Joreskog & Sorbom, 1996),

이 1.0이라는 요인계수에 대응되는 측정변수를 참조지표(reference indicator, marker variable)라고 한다. 이러한 참조지표는 집단 간에 모두 1.0이라는 동일한 단위를 가지므로 측정단위의 동일성이 암묵적으로 가정된다. 그러나 그 가정이 틀릴 경우의 문제를 간과할 수 없다. 이 문제를 회피하기 위하여 많은 대안들이 제시되었는데, 일반적으로 가장 쉬운 방식은 집단별로 탐색적 요인분석을 해서 그 결과 값이 크고 집단 간에 유사한 값을 가지는 측정변수를 참조지표로 정하는 것이다. Vandenberg (2002)는 유사한 값을 강조했고, Chan(2000)은 집단 간에 가장 큰 요인계수를 가지는 변수를 참조지표로 사용했으나, 두 가지 조건을 모두 갖추어야 한다. 즉, 값이 커서 그 변수의 구성 개념타당도가 높아야 하고 집단 간에 유사한 값을 가짐으로써 측정단위가 동일할 가능성을 보여야 한다. 그런데 이 방식은 시각적인 편법이다.

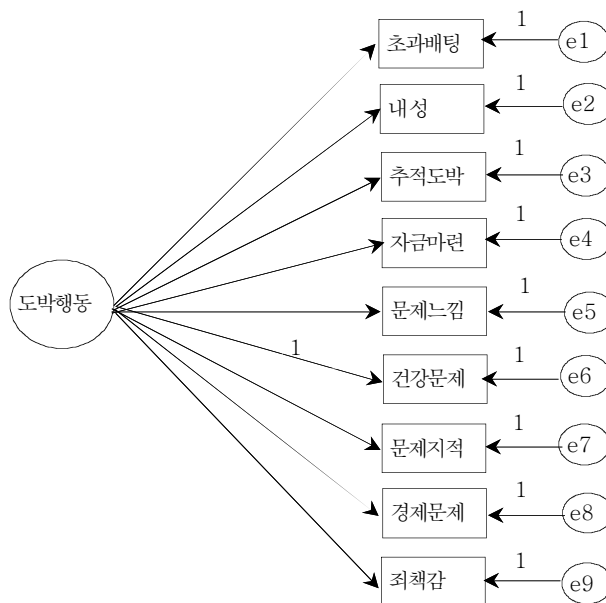


그림 2. K-CPGI-2011 1요인 구조모형

실제로 이 방식으로 구한 참조지표에 대한 요인계수를 집단 간에 모두 1.0으로 고정하고 다집단 분석을 해보면 그 요인계수에 대한 동일화 제약을 해제할 것을 시사하는 높은 MI (수정지수)값이 나오는 경우가 있다. 이것은 집단 간에 요인분산이 다를 경우에 발생하기 쉽다. 요인에 척도를 제공하기 위하여 요인을 표준화시키는 탐색적 요인분석에서는 원래의 비표준화된 요인계수의 값을 변화시킬 수밖에 없다. 즉, 집단 간 상이한 요인분산(표준편차)을 사용해서 표준화시킨 요인계수를 산출 (scaling)하기 때문이다. 그러나 다집단 분석에서는 비표준화된 요인을 사용하므로 원래의 요인분산이 사용되면서 집단 간 요인계수의 비교가 탐색적 요인분석 결과와 달라질 수 있다. 따라서 Yoon과 Millsap(2007)은 단위 동일성 분석 시에 탐색적 요인분석을 거치지 않고 직접 다집단 분석을 하되, 참조지표를 선정하지 않고서도 요인에 척도가 제공되는 방식을 사용하였다. 즉, 집단 1의 요인분산을 1.0으로 고정하고 집단 2의 요인분산은 자유모수로 하며, 두 집단 간 모든 요인계수에 동일화 제약을 가하는 것이다. 이것은 다집단 분석에서 단위 동일성 검증에 사용되는 두 가지 검증전략(전반적 제약 방식, 개별제약 방식<sup>4)</sup>)중 전반

적 제약 방식이 된다(Lee & Kim, 2011). 이 때 관찰된 MI값에 따라서 단위 동일성이 성립하지 않는 것으로 판단되는 요인계수들에 대해서는 동일화제약을 해제하여 집단 간에 자유모수로 해줄 수가 있다. 이 절차에 따라 단위 동일성이 유지되는 변수가 밝혀지면 다음 단계의 검증(예: 원점 동일성 검증)에서는 그들 중 하나를 참조지표로 사용하면 된다. 본 연구에서도 이 방식을 따랐다. 물론 계속 Yoon과 Millsap의 방식대로 분석해도 무방하다.

그런데 Yoon과 Millsap(2007)이 제시한 방법에 따라 단위 동일성이 유지되는 변수들을 찾는 것은 집단 간에 단위 동일성이 많은 경우에 적절한 방식이지만, 단위차별성이 많은 경우에는 정확탐지(true detection)가 저하되고 오류탐지(false detection)가 높아질 수 있다(Yoon & Millsap, 2007의 시뮬레이션 결과 참조). 따라서 연구자는 의사결정 단계에서 1종 오류를 통제해 주는 다른 지표들(예: Cheung과 Rensvold (2002)가 제시한  $\Delta CFI$ ,  $\Delta mc$ ,  $\Delta \text{gamma hat}$ )도 참조해야 할 것이다. 그러나 이러한 참조가 오류탐지의 증가를 막을 수는 있으나, 정확탐지의 저하를 방지하는 데는 제한이 있을 수가 있다. 따라서 탐색적 요인분석을 통해 집단 간 요인계수들의 대략적인 비교를 하고 단위 차별성이 현저하게 높지 않을 경우에만 Yoon과 Millsap의 방식을 통해 전반적 제약 방식으로 진행하고, 차별성이 현저하게 높을 때는 처음부터 개별제약 방식으로 진행해야 할 것이다. 특히 김한조(2010)가 추천하는 개별제약 방식-2가 적절하다. 즉, 모형 내 참조지표를

4) 집단간에 측정틀 동일성이 성립하면, 성립된 부분에 대하여 단위 동일성 검증을 하게된다. 이때 집단에 걸쳐 모든 요인계수에 동일화제약을 가하는 것이 전반적 제약방식인데, 전통적으로 널리 쓰이고 있다. 그러나 이 방식은 집단간 모수의 동일성이 다수 기대될 때만이 유용하고, 차별성이 다수 기대될 때는 집단 간에 모수들이 전반적으로 자유모수라고 하고서 출발하는 것이 적절하다. 즉, 단위 동일성 검증시에 집단 간에 참조지표 이외의 모든 요인계수들을 자유모수로 한 상태에서 요인계수 하나씩에 대해서만 집단

간 동일화 제약을 실시하면서 단위 동일성이 성립하는지를 파악하는 방식이 개별제약 방식이다 (Lee & Kim, 2011; Stark, Chernyshenko, & Drasgow, 2006)

표 10. 탐색적 요인분석을 통한 각 집단별 요인계수(SAS 9.2 이용)

문항	1	2	3	4	5	6	7	8	9
남자집단	.772	.657	.767	.728	.737	.716	.748	.793	.685
여자집단	.738	.549	.714	.641	.730	.834	.795	.875	.806

제외한 나머지 측정변수들에 대한 전체 요인 계수가 k개일 때 요인계수를 하나씩만 집단 간에 동일화 제약을 하면 k개의 독립적 모형이 만들어지고 이들을 동시에 자료에 합치시킴으로써 단위 동일성과 차별성을 판단할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 먼저 탐색적 요인분석을 하였는데 그 결과는 표 10과 같다. 소프트웨어는 SAS 9.2와 AMOS 18.0를 사용하였다.

특별히 집단 간에 요인계수의 차별성이 현저하지 않으므로 전반적 제약방식으로 진행하였다. 요인의 척도 제공은 Yoon과 Millsap(2007)의 방식으로 하였다. 즉, 남자집단의 요인분산을 1.0으로 고정하고, 여자집단의 요인분산은 자유모수로 하였고, 두 집단 간에 모든 요인계수에는 동일화 제약을 하는 방식을 사용하였으며, MI(Modification Index)값만 참조하지 않고  $\Delta CFI$ ,  $\Delta mc$ ,  $\Delta \Gamma_{hat}$ 도 참조하였다. 다 집단 분석의 전반적인 결과는 다음과 같다.

성별 측정동등성

우선 측정틀 동일성을 검증하기 위하여 남녀 집단 각각을 모형에 합치시킨 결과를 표 11에 제시하였다. 그 결과 남자집단에서 TLI는 .944, CFI는 .958, RMSEA는 .086, SRMR은 .0426으로 나타나서 좋은 합치도 결과를 나타냈다. 여자집단의 경우 TLI는 .922, CFI는 .941, RMSEA는 .108, SRMR은 .0506으로 남자집단보다는 덜 하지만 비교적 좋은 합치도 결과를 나타냈다. 따라서 두 집단을 모형에 동시에 합치시켜보았고, 표 12의 결과를 보면 TLI는 .932, CFI는 .949, RMSEA는 .098로 양호한 합치도 지수를 나타내어 측정틀 동일성이 지지되는 것을 알 수 있었다. 단위 동일성이 있는 문항들 중에서 6번 문항을 임의로 참조지표로 선정하여 표 12와 같이 측정틀 동일성을 검증하였고(표 11의 전체모형, 표 12의 모형1), 좋은 합치도를 보여 측정틀 동일성이 확보된 것

표 11. 성별집단 각각의 합치도 결과

모형	$\chi^2$	df	p	TLI	RMSEA <sup>a</sup>	90% CI <sup>a</sup>	CFI	SRMR <sup>b</sup>
남자집단	55.789	27	.001	.944	.086	(.054~.118)	.958	.0426
여자집단	68.554	27	.000	.922	.108	(.077~.141)	.941	.0506
전체	124.350	54	.000	.932	.098	(.075~.120)	.949	-

주. N=145(남자집단), N=132(여자집단)

a AMOS프로그램에서는 다집단분석시 RMSEA에  $\sqrt{k}$ (k=집단수)를 곱해주지 않아 직접 계산하였음.

b SRMR은 단일집단에 대해서만 정의된다.



표 12. 성별 모형 합치도 결과

모형	$\chi^2$	df	p	RMSEA <sup>a</sup>	CFI	mc	Gamma hat
모형1: 측정틀 동일성 검증	124.350	54	.000	.098	.949	.880	.8978
모형2: 측정단위 동일화계약	154.363	62	.000	.105	.933	.845	.8701
모형3: 부분단위 동일화계약 <sup>b</sup>	143.912	61	.000	.099	.940	.860	.8820
모형4: 측정원점 동일화계약 <sup>c</sup>	157.416	68	.000	.098	.935	.850	.8738
모형5: 요인분산 동일화계약	160.978	69	.000	.099	.934	.846	.8707
모형6: 요인평균 동일화 제약	180.487	70	.000	.107	.920	.818	.8484

주. a AMOS프로그램에서는 다집단분석시 RMSEA에  $\sqrt{k}$ (k=집단수)를 곱해주지 않아 직접 계산하였음.

b 1개의 측정단위 동일화 제약이 해제된 상태의 모형임(9번 문항)

c 1개의 측정원점 동일화 제약이 해제된 상태의 모형임(9번 문항), 9번 문항은 모형3에서 이미 집단 간 측정단위(측정방정식의 기울기)가 집단 간에 다르므로 문항차별기능이 있는 것임. 전 단계(단위 동일성 검증)에서 단위 동일성이 해제된 문항에 대해서는 다음 단계인 원점 동일성 검증에서도 원점 동일화 제약을 해제하는 것을 관행으로 하고 있음.

으로 판단하였다. 표 12에서는 각 단계의 동일화 제약모형들에 대한 검증결과가 제시되어 있고 표 13에는 각 모형들을 비교하여 동일성 가설들을 검증한 결과가 제시되어 있다. 측정단위 동일성 검증을 진행한 결과, 우선 9번 문항에서 단위 동일성이 성립되지 않았다. 측

정틀 동일성 관계에서 두 집단 간에 9번 문항의 요인계수를 보면 남자에서 .590, 여자에서 .871로서 여성집단에서 요인계수가 크다. 즉, 남성도박자들에게는 상대적으로 변별력이 저하되는 문항일 수 있다. 다음 단계인 측정원점 동일성 검증 시에 9번 문항의 원점은 처음

표 13. 성별 동일성 가설 검증 결과

검증되는 가설	비교	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	p	$\Delta CFI$	$\Delta mc$	$\Delta \text{Gamma hat}$	해석
전체단위 동일성	모형1 대 모형2	30.013	8	.000	-.016	-.035	-.0277	기각
부분단위 동일성	모형1 대 모형3	19.562	7	.007	-.009	-.020	-.0158	유지
부분원점 동일성	모형3 대 모형4	14.504	7	.061	-.005	-.010	-.0082	유지
요인분산 동일성	모형4 대 모형5	3.562	1	.059	-.001	-.004	-.0031	유지
요인평균 동일성	모형5 대 모형6	19.509	1	.000	-.014	-.028	-.0223	기각

주. Cheung과 Rensvold(2002)에서 제약된 모형의 CFI, mc에서 이전 단계모형(완화된 모형)의 CFI, mc를 뺀  $\Delta CFI$ ,  $\Delta mc$ 값에 대한 해석 기준이 제시되었음.  $\Delta CFI$ 는 -.01 보다,  $\Delta mc$ 는 -.02 보다 작은 값이면 (절대값으로 보면 큰 값) 제약모형의 합치도가 이전 단계 모형에 비해 저하된 것으로 보고, 그렇지 않으면 별 차이없는 것으로 봄.  $\Delta \text{Gamma hat}$ 은 Cheung과 Rensvold(2002)에서 집단수효를 고려하지 않은 결과를 제시하였으므로 참고로만 사용하였음.

부터 동일화 제약을 해제하였다. 검증결과로 부분 측정단위 동일성(9번 문항 자유모수)과 측정원점 동일성(9번 문항 자유모수)이 유지되어 요인잠재평군을 비교할 수 있게 되었다. 남자집단을 참조집단으로 하고 여자집단의 요인잠재평군을 추정 한 결과 남자집단(남자=0)에 비해 여자집단(여자=-.298)이 평균이 더 낮은 것으로 나타났고, 효과크기를 계산한 결과 두

집단 간 평균 차이( $d=.470$ )는 Cohen(1988)의 기준에 따르면 중간 정도 되는 것으로 나타났다.

소득수준별 측정동등성

소득 수준에 따라서 측정동등성이 확보되었는지를 확인하기 위해, 성별 측정동등성 분석에서 진행한 방식과 동일한 방법을 적용하여

표 14. 소득별 집단 각각의 합치도 결과

모형	$\chi^2$	df	p	TLI	RMSEA	90% CI	CFI	SRMR
소득상집단	69.975	27	.000	.883	.126	(.090~.163)	.912	.0552
소득하집단	74.310	27	.000	.902	.118	(.086~.150)	.926	.0513
전체집단	144.297	54	.000	.894	.173a	(.098~.143) <sup>a</sup>	.920	-

주. N=101(소득상집단), N=127(소득하집단)

a AMOS프로그램에서는 다집단 분석시 RMSEA에  $\sqrt{k}$ (k=집단 수)를 곱해주지 않아 직접 계산하였음.

표 15. 소득별 모형 합치도 결과

모형	$\chi^2$	df	p	RMSEA <sup>a</sup>	CI	mc	Gamma hat
모형1: 측정틀 동일화제약	144.297	54	.000	.173	.920	.819	.8491
모형2: 측정단위 동일화제약	155.244	62	.000	.116	.918	.813	.8449
모형3: 측정원점 동일화제약	164.000	70	.000	.109	.917	.812	.8440
모형4: 요인분산 동일화제약	164.527	71	.000	.107	.917	.814	.8455
모형5: 요인평균 동일화제약	164.924	72	.000	.107	.918	.814	.8455

주. a AMOS프로그램에서는 다집단분석시 RMSEA에  $\sqrt{k}$ (k=집단수)를 곱해주지 않아 직접 계산하였음.

표 16. 소득별 동일성검증결과

검증대상	비교	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	p	$\Delta CFI$	$\Delta mc$	$\Delta \text{Gamma hat}$
측정단위 동일성	모형1 대 모형2	10.947	8	.199	-.002	-.005	-.0041
원점 동일성	모형2 대 모형3	8.756	8	.363	-.001	-.001	-.0010
요인분산 동일성	모형3 대 모형4	.527	1	.468	.000	.002	.0016
요인평균 동일성	모형4 대 모형5	.397	1	.529	.001	.000	.0000

다집단 분석을 실시하였다. 단위 동일성이 있는 문항들 중에서 6번 문항을 임의로 참조지표로 선정하여 표 14와 같이 측정틀 동일성을 검증하였고, 두 집단에서 모두 좋은 적합도를 보여 측정틀 동일성이 확보된 것으로 판단하였다. 표 15와 표 16에서와 같이 측정단위 동일성과 측정원점 동일성 검증을 진행한 결과 모두 수용되었다. 소득상 집단을 참조집단으로 하고 소득하 집단의 요인잠재평균을 추정 한 결과 소득상 집단(소득상=0)에 비해 소득하 집단(소득하=.051)이 평균이 더 낮은 것으

로 나타났고, 효과크기를 계산한 결과 두 집단 간 평균 차이( $d=.089$ )는 거의 없는 것으로 나타났다.

**도박종류별 측정동등성**

도박종류에 따라서 측정동등성이 확보되었는지를 확인하기 위해 앞서서 진행한 방식과 동일한 방법을 적용하여 다집단 분석을 실시 하였다. 단위 동일성이 있는 문항들 중에서 3번 문항을 임의로 참조지표로 선정하여 표 17

표 17. 도박종류별집단 각각의 합치도 결과

모형	$\chi^2$	df	p	TLI	RMSEA	90% CI	CFI	SRMR
카지노	37.621	27	.084	.956	.067	(.000~.114)	.967	.0497
경마	53.296	27	.002	.923	.095	(.056~.132)	.943	.0504
전체	90.911	54	.001	.937	.083 <sup>a</sup>	(.053~.112) <sup>a</sup>	.912	-

주. a AMOS프로그램에서는 다집단분석시 RMSEA에  $\sqrt{k}$ (k=집단수)를 곱해주지 않아 직접 계산하였음.

표 18. 도박종류별 모형 합치도 결과

모형	$\chi^2$	df	p	RMSEA <sup>a</sup>	CFI	mc	Gamma hat
모형1: 측정틀 동일화계약	90.911	54	.001	.083	.953	.911	.9233
모형2: 측정단위 동일화계약	107.626	62	.000	.086	.941	.890	.9065
모형3: 부분단위 동일화계약b	97.834	61	.002	.078	.953	.911	.9233
모형4: 측정원점 동일화계약	120.375	69	.000	.086	.934	.878	.8961
모형5: 부분원점 동일화계약1c	111.636	68	.001	.081	.944	.895	.9102
모형6: 부분원점 동일화계약2d	107.576	67	.001	.078	.948	.902	.9161
모형7: 요인분산 동일화계약	110.098	68	.001	.079	.946	.899	.9131
모형8: 요인평균 동일화계약	116.017	69	.000	.083	.940	.887	.9040

주. a AMOS프로그램에서는 다집단분석시 RMSEA에  $\sqrt{k}$ (k=집단수)를 곱해주지 않아 직접 계산하였음.

- b 1개의 측정단위 동일화 제약이 해제된 상태의 모형임(6번 문항)
- c 1개의 측정원점 동일화 제약이 해제된 상태의 모형임(9번 문항)
- d 2개의 측정원점 동일화 제약이 해제된 상태의 모형임(9, 4번 문항)

표 19. 도박종류별 동일성 검증결과

검증대상	비교	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	$p$	$\Delta CFI$	$\Delta mc$	$\Delta Gamma \text{ hat}$
전체단위 동일성	모형1 대 모형2	16.715	8	.033	-.012	-.020	-.0167
부분단위 동일성	모형1 대 모형3	6.923	7	.437	0	0	0
원점 동일성	모형3 대 모형4	22.541	8	.004	-.019	-.033	-.0272
부분원점 동일성1	모형3 대 모형5	13.802	7	.055	-.009	-.016	-.0131
부분원점 동일성2	모형3 대 모형6	9.742	6	.136	-.005	-.009	-.0071
요인분산 동일성	모형6 대 모형7	2.522	1	.112	-.002	-.004	-.0030
요인평균 동일성	모형7 대 모형8	5.919	1	.015	-.006	-.012	-.0091

과 같이 측정틀 동일성을 검증하였고, 두 집단에서 모두 좋은 적합도를 보여 측정틀 동일성이 확보된 것으로 판단하였다. 표 18과 표 19에서와 같이 측정단위 동일성과 측정원점 동일성 검증도 진행하였는데 기각되어 부분 측정단위 동일성과 부분 측정원점 동일성 검증을 진행하였고, 이것이 수용되어 요인잠재평균을 비교할 수 있게 되었다. 카지노 집단을 참조집단으로 하고 경마 집단의 잠재평균을 추정한 결과 카지노 집단(카지노=0)에 비해 경마 집단(경마=.209)이 잠재평균이 더 높

은 것으로 나타났고, 효과크기를 계산한 결과 두 집단 간 평균 차이( $d=.372$ )는 중간 정도 되는 것으로 나타났다.

성(남, 녀), 소득 수준(상, 하), 도박 종류(카지노, 경마)에 따라서 KCPGI-2011이 측정동등성을 확보하였는지 검증한 결과, 모든 조건에서 측정동등성이 확보되었다. 이는 각 조건에 상관없이 측정변수에서의 차이를 잠재변수에서의 차이로 받아들일 수 있다는 의미이다. 요인잠재평균 추정결과 남자집단에 비해 여자 집단의 도박중독 정도가 더 약한 것으로 나타

표 20. KCPGI-2011의 성별, 소득수준별, 도박종류별 측정동등성 확보 여부 및 잠재평균 추정 결과

	측정동등성 확보 여부						잠재평균 ( $d$ )
	측정틀	측정단위	부분단위	측정원점	부분원점	요인분산	
성별	유지	기각 <sup>a</sup>	유지	유지	-	유지	남자=0, 여자=-.298 ( $d=.470$ )
소득별	유지	유지	-	유지	-	유지	소득상=0, 소득하=.051 ( $d=.089$ )
도박별	유지	기각 <sup>b</sup>	유지	기각 <sup>c</sup>	유지	유지	카지노=0, 경마=.209 ( $d=.372$ )

주. a: 9번 문항(남자: .779, 여자: .591), b: 6번 문항(카지노: .596, 경마: .739), c: 9번 문항 추가(카지노: .966, 경마: .882)

났고, 카지노 집단에 비해 경마 집단의 도박 중독 정도가 더 강한 것으로 나타났으나, 소득수준에 따른 차이는 거의 없는 것으로 나타났다.

### 결론 및 논의

한국의 도박 유병률을 확인하기 위해 사용할 수 있는 척도를 확보하기 위해 KCPGI-2011에 대한 번역타당화를 수행하였다. 번역과 역번역은 이중 언어자 3인씩이 각자 번역을 하도록 한 후, 번역자나 역번역자들이 토의를 통해 통합 번역안과 역번역안을 만들고, 소집단 연구원 토의를 통해 최종 역번역안을 확정 한 후 번역 및 역번역 과정에 참여한 6인에게 역번역안-원문항 일치성을 평정하도록 하였는데, 10점 만점에서 평균이 9.00으로 나타나 문항의 일치성은 비교적 높은 것으로 나타났다. 낮은 일치성 점수를 보인 문항인 5, 7번 문항에 대해서는 번역과정에 참여하지 않은 이중 언어자에게 의견을 물어 문항의 일부를 수정하여 최종안을 작성하였다.

도박이용객(카지노)과 대학생 278명에게 예비검사를 실시한 결과, 문항들은 문항-총점 상관값이 모든 문항에서 .70이상의 높은 값을 보였고, 문항 내적일관성도 .94의 높은 값을 보여 문항의 양호도에는 큰 문제가 없는 것으로 확인되었다. 탐색적 요인분석결과 하나의 공통요인이 도출되었고, 모든 문항에서 요인 부하량과 공통분 추정치가 .52이상의 값을 보여 문항의 양호도에서는 큰 문제가 없다는 것을 알 수 있었다. 하지만 남자집단과 여자집단으로 구분하여 분석한 결과에서는 여자집단에서 7번 문항에서 상당히 낮은 요인 부하량

(.164)과 공통분 추정치(.027)를 보여 이를 수정하였다. 또한 여자집단에 부정적인 응답을 회피하는 경향을 보일 것으로 판단되는 3, 8번 문항을 수정하였다.

도박이용객(카지노와 경마)과 대학생 277명에게 본검사를 실시하였다. KCPGI-2011의 타당도 확인을 위해 KCPGI-2011과 KNODS-2011 간의 상관계수를 계산한 결과 .79의 비교적 높은 상관을 보여 KCPGI-2011이 도박중독을 측정하기 위한 좋은 대안이 될 수 있음을 확인할 수 있었다.

본 연구에서 번안된 KCPGI-2011의 보편적 사용가능성을 검증하기 위해 다집단 확인적 요인분석을 실시하였다. 먼저 성별에 따라 측정동등성이 확보되었는지 확인하였다. 남자와 여자 집단의 측정동등성은 측정틀 동일성, 부분 측정단위 동일성, 측정원점 동일성이 지지되었고, 요인잠재평균을 비교한 결과, 남자집단의 잠재평균에 비해 여자집단의 잠재평균이 낮은 것으로 나타났다. 효과크기를 계산한 결과 .470으로 중간정도의 효과크기가 나타났다. 이는 남자집단의 도박중독 정도가 더 심한 것으로 나타났다는 것을 의미한다. 소득수준에 따른 집단에서의 측정동등성을 확인한 결과에서는 측정틀 동일성, 측정단위 동일성, 원점 동일성이 모두 지지되었다. 요인잠재평균의 비교 결과는 소득상 집단에 비해 소득하 집단의 평균이 별로 높지 않아서 .089의 작은 효과크기가 산출되었으며, 이는 두 집단의 평균의 차이가 거의 없음 보여주는 것이다. 또한 도박종류에 따른 집단에서의 측정동등성을 확인한 결과, 측정틀 동일성, 부분 측정단위 동일성, 부분 원점 동일성이 지지되었고, 요인잠재평균을 비교하고 효과크기를 계산한 결과가 .372로 나타나 경마 집단이 카지노 집단에 비

해 중독정도가 더 심하다는 것을 보여준다. 이와 같이 다양한 조건에 따라 측정동등성이 확보되었는지 검증한 결과, 검증한 모든 조건에서 측정동등성이 확보되어 KCPGI-2011의 번역타당화는 효과적으로 이루어진 것으로 판단할 수 있다. 그러나 이와 같은 결과는 각 조건이 서로 혼입된 상태에서 얻어진 것이기 때문에 해석에 주의를 기울일 필요가 있다. 본 연구의 1차 목적이 집단 간 차이를 검증하는 것은 아니었기 때문에 표집 과정에서 상호 교차하는 조건의 참여자 비율을 통제하지 못했고, 각 조건을 통제하는 분석을 수행하기에는 전체 표본수가 작기 때문에 추후 연구를 통해 이를 보완할 필요가 있다.

이전에도 다양한 형태의 CPGI 번역판이 국내에 소개된 바 있지만, 본 연구에서는 외국 척도를 번역 타당화하는 과정에서 요구되는 사항들을 좀 더 충실히 적용하여 번역과정에서 발생할 수 있는 문화적 차이를 최소화 했다는데 의의가 있다. 일반적으로 활용되는 많은 번역판 측정도구들이 번역된 문화권 내에서만 활용되는 경향이 있기 때문에 번역과정에서 발생할 수 있는 문화적 차이에 별다른 관심을 기울이지 않았다. 그러나 국가에서 정책을 결정하기 위해 참고하는 CPGI 측정치의 경우, 국외에서 원판 CPGI로 측정한 측정치를 인용하여 국가별 비교를 시도하기 때문에 문화적 차이에 대한 민감성이 요구된다. 즉, CPGI로 측정한 국가 간 도박중독 유병율의 차이가 번역의 문제나 문화적 측정동등성 문제에서 기인한 것은 아닌지 확인할 수 있어야 한다. 이와 같은 측면에서 본 연구를 통해 개발된 번역판은 기존 번역판에 비해 개선된 면이 있다고 볼 수 있다. 그러나 본 연구 역시 극복하지 못한 제한점이 있는데, 원척도 개발

당시 활용된 캐나다 자료와의 측정동등성이 확보되었는지를 직접 검증하지 못했다는 것이다. 따라서 추후 연구에서는 캐나다 연구진과의 협의를 통해 원판 CPGI 개발 당시에 수집된 원자료를 확보하고, 그 자료를 활용하여 문화적 측정동등성을 직접 검증하는 연구를 수행할 필요가 있다. 또한 고수준과 저수준의 비교 논의는 척도의 원래 목적 달성여부를 평가하는 또 하나의 중요한 주제로서 이 연구의 범위를 넘는 것으로서 다른 연구(이순묵 등, 심사중)에서 제시되고 있다. 요약하면, KCPGI-2011은 고수준의 도박행동 집단에서 더 잘 기능하는 것으로 나타났다. 중독자는 고수준의 도박행동을 보이는 집단의 작은 일부로서 KCPGI-2011은 중독자 집단에도 적용이 가능함을 시사한다.

다음으로 기존 CPGI 번역판 개발 연구에서 시도하지 않았던 특정 집단 간 측정동등성을 확인했다는 점에서 본 연구의 두 번째 의의를 찾을 수 있다. 선행연구에서는 CPGI와 같은 도박문제 측정도구를 활용하여 특정 성별이나 소득수준, 환경 등이 위험요인에 해당하는지 탐색해 왔다. 일부 요인의 경우 특정 방향으로 그 결과가 수렴되고 있기는 하나, 여전히 그 위험성을 지지하는 증거와 반대하는 증거가 혼재되어 있는 경우가 대부분이다. 대표적인 예로 성별에 따른 차이를 들 수 있는데, 본 연구를 포함하여 일부 연구에서는 남자 집단의 도박문제 수준이 더 높은 것으로 나타난 반면(한국마사회, 2009; Volberg, Nysse-Carris, & Gerstein, 2006; Wong & So, 2003), 또 다른 연구에서는 특정 증상(예, 불법 관여) 혹은 위험 집단에서만 성차가 나타나는 것으로 보고된 바 있다(강성균, 2010; NRC, 1999). 이처럼 혼란스러운 결과를 정리하기 위해서는 기본적인

로 비교집단 간에 측정동등성이 확보되었다는 전제가 필요하다. 비록 도박문제에 관여할 여지가 있는 모든 집단을 다 비교해보지는 못했으나, 본 연구를 통해 개발된 번역판은 기존 번역판에 비해 수렴된 결과를 만들어 가는 과정에 유용하게 활용될 수 있을 것으로 판단된다.

### 참고문헌

강성균 (2010). 도박행동과 문제의 성차: 내국인 카지노 출입자를 중심으로. 충남대학교 박사학위 청구논문.

권선중, 김교현 (2011). DSM-IV와 DSM-V의 도박중독 진단기준 비교: 유병률 추정을 중심으로. 2011 한국심리학회 연차대회 논문집.

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.

김아영, 임은영 (2003). 타문화권 척도 번안과정에서 적용되는 절차들 간의 효과비교. 한국심리학회지: 일반, 22(1), 89-113.

김한조 (2010). 다집단 분석에서의 부분 동일성 전략들: 적절한 전략을 찾기위한 시뮬레이션 연구. 성균관대학교 석사학위논문.

손원숙 (2003). 심리검사 번안에 대한 통합적 접근. 한국심리학회지: 일반, 22(2), 57-80.

이경희 (2009). 한국판 캐나다 문제도박척도 (CPGI)의 타당화를 위한 예비연구. 한국심리학회지: 건강, 14, 667-675.

이순목 (2002). 사회과학을 위한 측정의 원리. 서울: 학지사.

이순목, 금은희, 이찬순 (2010). 다집단분석의 문제: 평균구조분석에서의 측정원점 동일성 검증필요 여부. 교육평가연구, 23(2), 391-416.

이순목, 김아영, 권선중, 김종남, 차정은, 김인혜 (2011). 전국민 대상 도박문제 선별척도 및 기준점수 타당화 연구. 서울: 사행산업통합감독위원회.

이순목, 김인혜 (2009). 구조방정식모형에서 다집단 분석의 문제 및 대안으로서의 다특질 다상황 다방법 모형. 교육평가연구, 22(1), 219-242.

이순목, 김종남, 최삼욱, 현명호, 김수진 (2009). 도박의 정의와 범주화에 대한 개념의 명확화. 한국심리학회지: 일반, 28(1), 1-27.

이순목, 김한조 (2011). 구조방정식 모형의 일반화 또는 집단차 연구를 위한 다집단 분석의 관행과 문제점. 사회과학(성균관대), 43(1), 63-112.

이홍표 (2008). “도박중독 진단에 대한 논의: 토론”. 한국사회의 도박중독 문제: 어떻게 풀어나가. 한국심리학회 중독심리 전문가위원회 및 충남대 중독행동 연구소. 2008년도 제2차 중독심리 공동교육 교재, 45-52.

이홍표 (2003). 비합리적 도박신념, 도박동기 및 위험감수 성향과 병적 도박의 관계. 고려대학교 박사학위 청구논문.

충남대 산학협력단 (2010). 사행산업 이용실태 조사. 서울: 사행산업통합감독위원회.

한국마사회 (2009). 전국민 대상 대규모 도박이용실태 조사. 경기도: 한국마사회.

American Psychiatric Association (1994). *DSM-IV*:

- Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4th ed.). Washington, DC: APA.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. NY: Wiley.
- Brislin, R. W. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 1(3), 185-216.
- Chan, D. (2000). Detection of differential item functioning on the Kirton adaption-innovation inventory using multiple-group mean and covariance structure analyses. *Multivariate Behavioral Research*, 35(2), 169-199.
- Cohen J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. 2nd ed. Hillsdale NJ: Lawrence Erlbaum.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255.
- Eremenco, S. L., Cella, D., & Arnold, B. J. (2005). A comprehensive method for the translation and cross-cultural validation of health status questionnaire. *Evaluation & The Health Professions*, 28(2), 212-232.
- Feigelman, W., Kleinman, P. H., Lesieur, H. R., Millman, R. B., & Lesser, M. L. (1995). Pathological gambling among methadone patients. *Drug and Alcohol Dependence*, 39, 75-81.
- Ferris, J., & Wynne, H. (2001). *The Canadian problem gambling index: Final report*. Toronto, ON: Canadian Centre on Substance Abuse.
- Grant, J. E., & Kim, S. W. (2001). Demographic and clinical features of 131 adult pathological gamblers. *Journal of Clinical Psychiatry*, 62, 957-962.
- Hall, G. W., Carriero, N. J., Takushi, R. Y., Montoya, I. D., Preston, K. L., & Gorelick, D. A. (2000). Pathological gambling among cocaine-dependent outpatients. *American Journal of Psychiatry*, 157, 1127 - 1133.
- Hambleton, R. K. (1993). Translating achievement tests for use in cross-national studies. *European Journal of Psychological Assessment*, 9(1), 57-68.
- Hui, C. H., & Triandis, H. C. (1985). Measurement in cross-cultural psychology: a review and comparison of strategies. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 16(2), 131-152.
- Jöreskog, K. G. (1971). Statistical analysis of sets congeneric tests. *Psychometrika*, 36(2), 109-133.
- Jöreskog, K. G., & Sorbom, D. (1996). *LISREL 8: User's Reference Guide*, Chicago: Scientific Software International.
- Ladouceur, R., Jacques, C., Chevalier, S., Sevigny, S., & Hamel, D. (2005). Prevalence of pathological gambling in Quebec in 2002. *Canadian Journal of Psychiatry*, 50, 451-456.
- LaPlante, D. A., Nelson, S. E., LaBrie, R. A., & Shaffer, H. J. (2006). Men & women playing games: gender and the gambling preferences of Iowa gambling treatment program participants, *Journal of Gambling Studies*, 22(1), 65-80.
- Lee, S., & Kim, H. (2011). Interaction between test strategies and invariance/noninvariance conditions in testing for partial(metric) invariance in structural equation modeling. *Paper presented at the 17th International Meeting of the Psychometric Society*, Hong Kong, July 21, 2011.



- Mark, M. E., & Lesieur, H. R. (1992). A feminist critique of problem gambling research, *British Journal of Addiction*, 87, 549-565.
- Michell, J. (1986). Measurement scales and statistics: A clash of paradigms. *Psychological Bulletin*, 100, 398-407.
- National Gambling Impact Study Commission (NGISC, 1999). *Gambling impact and behavior study*. Washington, D. C.: Author.
- National Research Council. (NRC, 1999). *Pathological gambling: A critical review*. Washington, DC: National Academy Press.
- Nower, L., & Blaszczynski, A. (2006). Characteristics and gender differences in casino self excluders: Missouri data. *Journal of Gambling Studies*, 22, 82-99.
- Orford, J., Sproston, K., Erens, B., White, C., & Mitchell, L. (2003). *Gambling and problem gambling in Britain*. New York: Brunner-Routledge.
- Petry, N. M. (2005). *Pathological gambling: Etiology, comorbidity and treatments*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Shaffer, H. J., LaBrie, R., Scanlan, K. M., & Cummings, T. N. (1994). Pathological gambling among adolescents: Massachusetts gambling screen(MAGS). *Journal of Gambling Studies*, 10(4), 339-362.
- Stark, S., Chernyshenko, O. S., & Drasgow, F. (2006). Detecting differential item functioning with confirmatory factor analysis and item response theory: Toward a unified strategy. *Journal of Applied Psychology*, 91(6), 1292-1306.
- Steenkamp, J-B. E. M., & Baumgartner, H. (1998). Assessing measurement invariance in cross-national consumer research. *Journal of Consumer Research*, 25, June, 78-90.
- Tavares, H., Zilberman, M. L., Beites, F., & Gentil, V. (2001). Gender differences in treatment-seeking gamblers. *Journal of Gambling Studies*, 17, 151-159.
- Temcheff, C. E., Derevensky, J. L., & Paskus, T. S. (2011). Pathological and disordered gambling: a comparison of DSM-IV and DSM-V criteria. *International Gambling Studies*, DOI: 10.1080/14459795.2011.581677.
- Vandenberg, R. J. (2002). Toward a further understanding of and improvement in measurement invariance methods and procedures. *Organizational Research Methods*, 5(2), 139-158.
- Volberg, R. A., Nysse-Carris, K. L., & Gerstein, D. R. (2006). *2006 California Problem Gambling Prevalence Survey*. Chicago: National Opinion Research Center at the University of Chicago.
- Volberg, R., & Wray, M. (2007). Legal gambling and problem gambling as mechanisms of social domination? *American Behavioral Scientist*, 51, 56-85.
- Weiss, L., & Petry, N. (2008). Psychometric properties of the inventory of gambling situations with a focus on gender and age differences. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 196, 321-328.
- Wong, I. L., & So, E. M. (2003). Prevalence estimates of problem and pathological gambling in Hong Kong. *American Journal of Psychiatry*, 160(7), 1353 - 1354.
- Yoon, M., & Millsap, R. E. (2007). Detecting

violations of factorial invariance using data-based specification searches: A monte carlo study. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 435-463.

1차원고접수 : 2011. 9. 30.

수정원고접수 : 2011. 12. 1.

최종게재결정 : 2011. 12. 5.

## Construction and Validation of Korean Version of CPGI

Ahyoung Kim<sup>1)</sup>

Jungeun Cha<sup>1)</sup>

Sun Jung Kwon<sup>2)</sup>

Soonmook Lee<sup>3)</sup>

<sup>1)</sup>Ewha Womans University

<sup>2)</sup>Korea Baptist Theological University

<sup>3)</sup>Sungkyunkwan University

The purpose of the present study was to construct and validate the Korean version of Canadian Problem Gambling Index 2011(KCPGI-2011). In the process we adopted standard cross-cultural test adaptation procedure which included translation, back-translation, and validation processes. Six bilinguals participated in the translation and back-translation process, and 278 and 277 college students and adult gamblers responded to the preliminary and main data collection processes, respectively. They responded to KCPGI-2011 and KNODS-2011(Korean version of NODS) which is another measure of problem gambling developed in the US. The KNODS-2011 was adopted to examine convergent validity of the KCPGI-2011. One common factor was extracted from the exploratory factor analysis using the responses from the preliminary group. This factor explained 97% of the total variance. The correlation between the KNODS-2011 and the KCPGI-2011 was  $r=.79$  providing a solid evidence of convergent validity of the two Korean versions. To test whether the KCPGI-2011 can be used across gender groups, high and low income groups, and different gambling groups, we conducted psychometric equivalence test, including configural, metric, and scalar invariance testing using the responses from the main group. Multigroup confirmatory factor analysis results revealed that psychometric equivalence was supported between all corresponding groups, which provided a ground that the KCPGI-2011 would be safe to use and to compare individuals' scores directly in all involved corresponding groups. Results were discussed in relation to the limitation of this study and some directions for further research using this newly constructed index.

*Key words* : Korean Version of CPGI, cross-cultural test adaptation, psychometric equivalence, problem gambling

부록 1. KCPGI-2011최종문항

C1	귀하는 잃으면 감당할 수 없는 금액을 걸어본 적이 있습니까?
C2	귀하는 도박에서 이전과 같은 흥분을 느끼기 위해 더 많은 돈으로 도박을 해야 할 필요가 있었던 적이 있습니까?
C3	귀하는 도박으로 잃었던 돈을 만회하기 위해서 다른 날 다시 간적이 있습니까?
C4	귀하는 도박할 돈을 마련하기 위해서 돈을 빌리거나 물건을 팔아 본 적이 있습니까?
C5	귀하에게 도박과 관련된 문제가 있을지도 모르겠다고 느낀 적이 있습니까?
C6	도박이 귀하에게 스트레스나 불안감을 포함한 건강상의 문제를 일으킨 적이 있습니까?
C7	사실 여부에 상관없이 귀하가 하는 도박에 문제가 있다는 말을 남들로부터 들은 적이 있습니까?
C8	귀하의 도박 행위로 인해 본인이나 가정에 경제적인 문제가 발생한 적이 있습니까?
C9	귀하의 도박하는 방식이나 도박할 때 생기는 일에 대해 죄책감을 느낀 적이 있습니까?