

캐나다 도박행동 척도에서 개념적 구조 및 심리측정적 특성의 일반화 가능성: 남녀간 다집단 분석

이 순 목^{1†} 이 찬 순¹⁾ 이 현 정²⁾ 여 성 철³⁾

¹⁾성균관대학교 사회과학부 ²⁾한국산업기술진흥원 ³⁾건국대학교 응용통계학과

이 연구는 캐나다 도박행동 척도(CPGI)를 사용한 자료에서 도박행동에 대한 개념적 구조 및 측정적 특성이 남녀집단간에 어떻게 다르며, 어느 정도까지 일반화 될 수 있는지를 조사하였다. 양적 검증 결과를 보면, 도박행동에 대한 개념구조가 남녀간에 대등하였고, 측정단위는 9개 문항중 6개 문항에서 동일성이 확인되어 부분적 측정단위 동일성을 확보하였다. 단위동일성이 성립하는 6개 문항에 대해서는 측정원점 동일성이 지지되었다. 따라서 요인점수의 산출이 의미있는 경우로 보고 집단을 비교할 수가 있다. 따라서 양적인 결과만 보면 적어도 남녀간에 공통적인 측정체계를 가지고 있는 것으로 판단이 된다. 그러나 좀 더 세부적인 평가를 해보면 몇가지 문제가 지적된다. 우선 단위 차별성이 확인된 5, 6, 7번 문항은 모두가 “문제(problem)”라는 단어를 공통으로 포함하고 있고, 여성들이 보다 민감하게 반응하였다. 국내용 변안척도 개발시 이 세 문항의 변안에서 남녀간 차별성이 발생하지 않도록 주의가 필요하다. 또한 요인분산이 남자집단에서 .024($p=.000$) 여자집단에서 .007($p=.000$) 인 것은 통계적 유의함과 관계없이, CPGI에서 측정하는 구성개념에 의문을 가지게 한다. 여자집단에서는 0에 가까운 분산으로서 전혀 응답자들이 변별되지 않는 척도임을 의미한다. 남자집단에서도 실질적으로 의미있는 분산으로 보기에 매우 미흡하다. 국민일반을 대상으로 하여 공중건강의 취지에서 폭넓게 변별해 보고자 한 목적이 위반될 가능성도 있다.

주요어 : CPGI, 다집단 분석, 도박행동 척도, 일반화 가능성, 남녀간 비교

† 교신저자: 이순목, 성균관대학교 심리학과/인재개발학과, (110-745) 서울시 종로구 명륜동 3가
Tel: 02-760-0492, E-mail: smlyhl@chol.com

본 연구는 캐나다 도박행동 척도(Ferris & Wynne, 2001)를 타당화하는데 사용된 원자료에서 도박행동에 대한 개념적 구조 및 측정적 특성이 남녀집단간에 어떻게 다르며, 어느 정도까지 일반화 될 수 있는지를 조사하였다. 캐나다 도박행동 척도인 CPGI(CPGI: Canadian problem Gambling Index)는 국민 일반을 대상으로 도박행동을 측정하기 위해 개발된 최초의 도구이며, 여러나라에서 사용되고 있다(예: 캐나다, 미국, 영국, 호주, 노르웨이, 아이슬란드). 국내에서 그 번역본이 2008년부터 사용되었고(한국문화관광연구원, 2008), 타당화 예비연구가 학술지에 소개되어 있으나(이경희, 2009), 번역본의 타당도는 아직 수용될 수 있는 수준이 아니다(이홍표, 2008). 보다 최근에 김아영, 차정은, 권선중 및 이순목(2011) 이 역번역을 통하여 변안의 정확도를 높이고, 그 번역본(KCPGI-2011)을 사용하여 수집된 자료에서 남녀, 소득수준 상/하, 그리고 도박종류(카지노/경마)에 따른 집단 간 측정 동등성이 유지됨을 보고하였다. 그런데 번역본이 타당하기 위해서는 우선 원본 척도가 타당해야 하는데, 본 연구에서는 CPGI의 타당도 가운데 개념적 구조와 측정적 특성이 도박자 집단간에 일반화 가능한지에 초점을 두었다. 이 척도의 점수에 기초해서 다양한 집단들(예: 남녀 구분, 소득수준별 구분, 참여하는 도박종류별 구분)을 평가하려면, 이 척도가 집단들에 걸쳐 일반화가능한 개념적/측정적 구조를 수리적으로 나타낸다는 근거가 있어야 하기 때문이다. 비록 해외에서 널리 사용되는 척도지만, 이러한 근거가 충분한지 미흡한지를 분석하는 것은 국내에서 그 척도의 변안 또는 이미 번역되어 사용되고 있는 많은 척도들의 평가에 큰 시사점을 줄 것이다.

도박행동의 순기능적인 측면들을 인식하고, 합법화된 도박의 범위가 늘어남에 따라 도박 인구 비율이 증가하므로 도박에 대한 행동과 학적인 연구가 시급한 실정이다. 최근 국내 성인인구의 2/3가 넘는 72.4%의 사람들이 도박성 게임을 경험한 것으로 조사되기도 한 것처럼(한성열, 이홍표, 허태균, 장훈, 2009), 많은 사람들이 경험하고 사회적 비용이 소비되고 있지만 이에 비해 국내의 도박행동에 대한 연구는 매우 미흡하다. 서구 사회에서는 심리학, 사회학, 정신의학 등 다양한 분야에서 도박행동의 실태, 원인, 동기, 문제성 도박의 해결방안 등에 대해 논의되고 있다. 그러나 국내에서는 2000년대에 들어서야 도박행동이나 문제성 도박행동에 대한 연구들이 심리학 분야를 중심으로 연구되고 논의되기 시작하여 문제성 도박자나 병적 도박자를 가려내기 위한 척도개발(예: 김교현, 2003; 이인혜, 2005; 최완철, 김경빈, 오동열, 이태경, 2001), 국내의 유병률 추정과 관련된 연구(예: 김교현, 이홍표, 권선중, 2005; 한성열 등, 2009), 병적도박자들의 특성이나 도박 동기(예: 김교현, 권선중, 2003; 이민규, 김교현, 김정남, 2003; 이홍표, 2003, 2004) 등이 연구되고 있다. 또한 국외에서는 도박행동이나 도박자들의 특징, 문제성 도박의 유병률 등에 대한 남녀 집단간 차이나 그동안 남성 도박자들 위주로 연구가 진행되어온데 반하여 여성 도박자들의 특성들에 대한 연구들이 진행되고 있지만, 국내에서는 도박행동에 대하여 남녀 집단간 차이를 비교분석한 연구는 거의 없다.

그런데 하나의 척도를 사용해서 많은 집단들 간에 비교하는 연구에는 암묵적인 가정이 있다. 즉, 그 척도에 의해서 표상되는 개념적 구조 및 측정적 특성이 집단간에 동등하다는

가정이다. 그러한 가정이 유지될 때만 그 척도점수에 기초한 집단비교 및 추론이 적절하다. 그렇지 않을 경우 척도점수의 집단차이를 진정한 집단차이로 보아야 할지 아니면 척도가 집단에 따라 달리(유리/불리) 작용한 결과의 점수차이인지를 구분할 수 없다. 이러한 점은 현재 사용되고 있는 많은 국내 국외의 척도들에서 전반적으로 간과되고 있다.

본 연구에서는 도박연구에서 가장 많이 언급되는 집단차이 변수인 남녀집단을 중심으로 CPGI의 일반화 가능성을 평가하였다. 즉, CPGI 자료에서 제공된 남녀구분 변수에 기초하여, 과연 CPGI가 남녀집단간에 도박행동의 개념적 구조가 동일하고 측정구조가 일관성있는지를 검증하였다. CPGI 보고서(Ferris & Wynne, 2001)에는 그러한 분석이 없어서, CPGI 저자들에게 문항 요약 자료(문항평균, 표준편차, 상관)를 요청하여 분석하였다.

남녀 도박자 집단간 차이에 대한 이론 배경

다양한 도박자 집단간 차이에 대한 고찰은 이현정(2011)에서 상세히 제공되고 있으나, 본 연구의 목적상 남녀집단 차이에 대해서만 참조하였다.

남녀간 도박자 비율

역사적으로 도박행동은 여성들보다는 남성들 사이에서 이루어져왔고, 여성의 위험성 및 병적도박자의 비율이 매우 낮았기 때문에 그동안 도박행동에 대한 연구들이 대부분 남성들을 위주로 진행되었다. 이러한 문제가 여러

연구자들에 의해 지적되었고(Grant & Kim, 2002; Hing & Breen, 2001b; LaPlante, Nelson, LaBrie, & Shaffer, 2006), 남성집단에서의 연구 결과를 여성 도박자들에게 일반화시킬 수 없다는 문제가 있었다(Mark & Lesieur, 1992).

그러나 여성들은 불법적인 형태의 도박보다는 합법적인 형태의 도박에 참여하는 경향이 있어서 도박이 합법화된 곳에서 여성 병적 도박자들의 수가 급증한다(Delfabbro, 2000; Mark & Lesieur, 1992). 국내에서 뿐만 아니라 국외에서도 도박이 합법화되어가는 추세이며, 도박의 가용성이나 접근성이 증가하여 여성 도박자의 비율이 증가하고 있다. 또한 사회적으로 도박의 순기능에 대한 인식이 높아진 것과 여성들의 사회경제적 지위향상 및 다양한 인터넷 도박도 여성의 도박행동을 부추기는 요인이 되고 있다.

실제로 최근의 도박행동에 관한 연구들 중에는 여성도 남성들만큼 도박을 하고(예: Welte, Barnes, Wiczorek, Tidwell & Parker, 2002), 여성의 도박 문제도 증가하고 있다는 결과가 있다(예: Volberg, 2003). 이에 따라 국내외에서 여성 도박자들의 특징에 대한 연구나 성차, 유명률 등을 비교하는 연구들도 나오고 있다(예: 송주연, 연구월, 이태경, 2005; 이인혜, 2004; Desai & Potenza, 2008; Hing & Breen, 2001a; Hraba & Lee, 1996; LaPlante et al., 2006).

여성의 도박행동에 대한 연구들에서는 여성 도박자들이 증가하여 남성과의 차이가 이전에 비하여 크지 않은 것으로 보고되고 있으나, 대부분의 연구들에서는 여전히 남성 도박자의 비율이 여성 도박자의 비율보다 유의하게 높다고 보고하고 있다(예: Volberg, 2003). 1975년에 미국에서는 일생 동안 도박을 해본 남성들

이 75%, 여성들이 61%였는데, 1998년에는 남성이 88%, 여성이 83%로 성별간 차이가 많이 줄어들었으나 여전히 존재는 한다는 것을 알 수 있다(Potenza, Maciejewski, & Mazure, 2006에서 재인용). 또한 국내에서 5,333명의 일반인을 대상으로 한 Park 등(2010)의 연구에서도 위험성 도박자의 87.3%, 병적 도박자의 90.7%가 남성으로 조사되었고, 홍콩(Wong & So, 2003), 캐나다(Bland, Newman, Orn, & Stebelsky, 1993; Ladouceur, 1991), 미국(Petry, Stinson & Grant 2005; Volberg, 1994)에서 조사된 연구들에서도 병적 도박자의 비율이 여성들보다 남성들에게서 훨씬 유의하게 높은 비율로 나타났다.

이상에서 논의된 남녀간 도박자 비율의 차이는 모두가 하나의 척도를 남녀 두 집단에 공동으로 사용한 결과에서 구한 것이다. 그러나 사용된 척도가 과연 남녀 집단간에 동등한 개념적 구조 및 심리측정적 특성을 가지는지에 대해서는 암묵적으로 가정할 뿐 명시적으로 검토된 적이 없다. 만일에 척도가 남녀간에 차별적으로 기능한다면 이상의 모든 연구 결과는 재검증을 받아야 할 내용들이다.

남녀간 중독수준으로의 진행

남성과 여성도박자들에게 다르게 나타나는 특징들 중 또 다른 하나는 중독수준으로의 진행 경과 효과(telescoping effect)인데, 도박행동을 시작한 이후 문제를 인식하기까지의 시간이 남성보다 여성들이 더 짧다는 연구 결과들이 보고되고 있다(예: Grant & Kim, 2002; Ibanez, Blanco, Moreryra, & Saiz-Ruiz, 2003; Ladd & Petry, 2003; Tavares et al., 2003). 브라질에서 위험성 및 병적 도박으로 치료를 받고 있는

외래환자 표본을 대상으로 한 Tavares 등(2003)의 연구에서는 여성이 남성보다 도박을 처음 시작하는 시기는 느리지만, 도박관련 장애의 진행이 남성보다 훨씬 빠르게 진행된다고 보고하였다. 이는 한국인을 대상으로 한 송주연 등(2005)의 연구와 스페인 표본을 대상으로 한 Ibanez 등(2003)의 연구 결과와도 일치하는 결과이다.

현재 도박행동 연구에서 중독모형을 넘어 도박으로 인한 문제전반을 고려하는 문제모형으로 진행되는 과정에서 널리 쓰이는 도구는 CPGI이다. 그런데 이 척도의 타당도에 대한 보고에서 집단 차이에 대한 연구는 없다. 즉, 척도가 집단별로 차별기능을 하는지 아닌지에 대한 연구가 전혀 없다. 저자는 CPGI의 제작자들과 장기간 접촉하여 남녀 표시가 되어있는 요약자료를 구하여 일반화가 되는지 집단차가 있는지를 연구하였다.

본 연구에서 사용된 다집단 분석의 개요

다집단 분석은 질적으로 구분되는 상이한 모집단을 대상으로 일반화를 하기 위한 분석 방법이다. 즉, 동일한 측정치를 사용하여 측정모형, 이론모형, 또는 측정모형과 이론모형을 포함한 전체모형을 구성하고 상이한 모집단들에 동시에 합치시켜 집단간 동등성을 분석하는 방법으로서 상황(예: 집단, 시점, 장소 등)에 걸친 일반화 가능성 또는 집단차이를 연구하는 것이다. 다집단 분석을 통해 표집 오차(sampling error)를 감안하고 여러 모집단에 걸쳐 동일한 모형이 성립되는 것으로 판단되면 그 모형은 일반화가 되는 것이다(이순목, 김한

조, 2011; Vandenberg & Lance, 2000). 이러한 다집단 분석은 척도나 모형을 성별, 인종, 국가 등의 상이한 집단 간에 일반화하는 경우, 상이한 문화에 대한 비교문화적인 일반화를 시도 하는 경우, 동일한 구성개념을 측정하기 위한 대안적 검사 양식을 개발하는 경우, 종단연구에서 여러 시점에 걸친 일반화를 시도 하는 경우 등의 다양한 연구에 사용되고 있다.

다집단 분석에서의 궁극적인 관심사는 요인 평균 비교이다. 요인평균을 구하는데 사용되는 요인점수의 산출을 심리측정 이론의 전통인 수량산출론(Scaling Theory, 이순목, 2002; Michell, 1986)에서는 “측정(measurement)”이라고 본다. 다집단 분석의 용어에 매우 다양한 번역이 있으나(이순목, 김한조, 2011, 표 2 참조), 심리측정적 관점에서는 수량산출론의 맥락에서 번역하는 것이 적절하다(예: 이순목, 금은희, 이찬순, 2010; 이순목, 김인혜, 2009; 이순목, 김한조, 2011). 이 연구에서도 그러한 맥락의 용어를 사용하였다.

본 연구는 성별이 다른 집단들 간에 척도의 차이가 있는지 또는 일반화가 가능한지를 분석하는 것으로 측정틀 동일성(configural invariance), 측정단위 동일성(metric invariance), 측정원점 동일성(scalar invariance) 등을 검증하여 집단들 간에 동일한 기능을 할 경우 요인(이론변수, 잠재변수) 수준에서의 평균비교를 실시할 것이다. 이 단계들은 이론에 근거한 단계적 분석으로 이루어지며, 이에 대한 절차와 관련 이슈에 대한 세부적 이해가 필요하다.

측정틀 동일성(configural invariance)

측정틀 동일성은 비교하고자 하는 집단의 요인구조가 같은지를 검증하는 단계로 집단간

이해의 구조가 동일한지를 보는 것이다. 집단 간에 각 측정변수들이 동일한 요인을 나타낸다면 집단 간에 개념구조 또는 개념 이해의 틀이 동일하다고 해석되며, 측정틀 동일성이 만족되었다고 본다. 본 연구에서도 CPGI에 응답한 남녀간에 동일한 개념구조가 공유되고 있는지를 보기 위하여 측정틀 동일성을 검증하였다. 검증을 위해 우선 각 집단에서 동일한 구조를 가진 모형이 설정되고 집단별로 적절한 수준 이상의 합치도를 보여야 한다. 그리고 이렇게 선정된 모형을 계수들 간에 어떤 동일화 제약도 가하지 않은 상태에서 두 집단의 자료에 동시에 합치시켰을 때에도 적절한 합치도를 보이면 측정틀 동일성이 검증되었다고 본다. 측정틀 동일성이 전반적 또는 부분적으로 성립되면, 이후에 측정단위 동일성을 검증할 때의 기저 모형(baseline model)으로 사용된다.

측정단위 동일성(metric invariance)

서로 다른 집단에서 얻은 자료를 비교하기 위해서는 각 집단이 같은 방식으로 문항에 반응하였음을 보여야 하는데 이를 확인하기 위한 방법은 집단별로 요인계수가 동일한지를 검증하는 것이다. 요인계수(factor loading)에는 회귀계수인 형태계수와 상관계수인 구조계수의 두 가지가 있다. 측정단위 동일성에서 동일화(equality) 제약을 받는 요인계수는 형태계수이므로 측정 단위 동일성은 형태계수 동일성(이순목, 김한조, 2011) 또는 형태동일성(Yoon & Millsap, 2007)으로 불린다. 본 연구의 CPGI 자료에서 남녀간에 도박행동에 대한 개념구조가 동일할 경우, 각 집단내에서 이론변수(도박행동)가 측정변수(9개 문항들)로 구체화

또는 수량화되는 방식이 동일한지를 보기 위해서 측정단위 동일성을 검증하였다.

측정단위 동일성이 전반적 또는 부분적으로 성립되면 상이한 집단 간에 측정시에 동일한 단위를 사용하고 있음을 의미한다. 따라서 관찰된 문항들에 대한 점수들을 집단들에 걸쳐서 비교하는 것이 의미가 있게 된다(Steenkamp & Baumgartner, 1998).

측정원점 동일성(scalar invariance)

측정원점은 측정변수와 이론변수 간 관계인 측정 모형에서 이론변수의 값이 0일 때 기대되는 측정변수의 값(절편)이다. 측정원점 동일성 검증은 이론변수를 측정할 때의 원점이 집단 간에 동일한지를 검증하는 것이다. CPGI 자료에서 측정단위 동일성이 성립하는 가운데 측정원점 동일성이 성립되면, 이론변수인 “도박행동” 수준에서 동등한 수준에 있는 응답자들은 관찰변수인 척도점수 수준에서도 서로 동일한 값을 가진다고 할 수 있다. 그에 따라 집단간에 관찰점수의 평균 차이로부터 요인수준에서의 평균 차이를 추론할 수가 있다. 이렇게 되면 척도점수에 기초한 집단차이를 보는 t검증이나 ANOVA가 이론변수(이 연구에서는 “도박행동”)에 대한 추론을 제공한다.

요인평균(factor means) 비교

위에서 제시한 측정틀 동일성과 단위 동일성이 전반적 또는 부분적으로 성립이 되고, 단위동일성이 성립하는 부분에 대해서 측정원점 동일성이 성립될 때, 요인점수 수준에서의 평균비교인 요인평균비교를 실시하게 된다. 본 연구의 CPGI 자료에서도 측정틀 동일성,

부분적인 단위 및 원점 동일성의 성립을 바탕으로 남녀간 요인평균 비교 검증을 하였다. 이것은 집단간의 평균이 동일하다는 전반적인 검증을 하는 것이다. 집단이 3개 이상일 때 이 검증이 기각되면 어떤 집단 간에 동일한 평균을 가지는지 부분적으로 검증할 수도 있다. 요인평균 비교 검증에서 요인의 평균은 직접 추정이 불가능하다. 그래서 비교 집단들 중에 한 집단의 요인평균을 0으로 고정하여 평균차이를 추정하는 방식으로 평균을 비교하게 된다.

측정오차 분산 비교

측정오차 분산은 각 문항 측정에서의 오차의 정도인데 집단에 따라 차별성이 있거나 동일성이 있다. 본 연구의 CPGI 자료에서 남녀 간에 요인분산이 동일할 경우, 측정오차 분산 동일성은 신뢰도 동일성으로 해석할 수 있으나 이 연구에서는 남녀간 요인분산에 차이가 있으므로 측정오차 분산 동일성을 신뢰도의 동일성으로 해석할 수는 없었다. 그러나 측정오차 분산의 동일성 또는 차별성 자체만으로도 해석 대상이 된다. 예로서 차별성이 있을 경우 두 집단중 하나 또는 모두에서 그 변수의 척도에 익숙하지 않거나 어떤 다른 이유로 집단간에 일관성없는 점수가 얻어지는 것으로 볼 수 있다(Cheung & Rensvold, 2002).

집단내 측정오차간 공분산에 대한 검토

집단간에 측정오차 공분산에 대한 검토는 모형으로서의 합치도에 문제가 있을 때 합치도 향상의 보완적 정보를 얻는데 유용하다. 일반적으로 이론적 근거가 없는 한, 집단내

측정오차간 공분산은 0으로 제약을 하지만, 그것이 적절하지 않은 경우 수정지수(MI)에 큰 값이 나온다. 이론적 근거없이 임의적으로 수량자료(여기선 MI값)에만 의존하여 모형을 수정하는 것은 바람직하지 않지만, 다집단 분석 시에는 집단에 따라 특수한 환경이나 상황 때문에 측정오차간 공분산을 자유모수로 하여 추정해야 하는 이유가 될 수도 있다. 그런 관점에서 본 연구에서도 각 집단내 측정오차간 공분산에 대한 검토를 하였다.

모형 평가 기준

다집단 분석에서의 모형평가 기준은 단일집단 경우와 다른 면이 있다. 그러나 다집단 분석은 단일집단 분석을 포함하므로 후자에 대한 것을 먼저 간단히 소개한다. 단일집단에 대한 구조방정식모형에서는 모형과 자료가 합치되는 정도를 여러 합치도 지수들에 근거하여 평가한다. 우선 기본적으로 카이제곱 검증을 한다. 그러나 이 검증은 표본 크기에 민감하기 때문에 다른 여러 합치도 지수들과 이론적인 면을 함께 고려하여 모형을 평가하는 것이 좋다(Jöreskog, 1971). 따라서 표본 크기에 상대적으로 덜 민감한 합치도 지수들인 TLI(터커-루이스 계수, 비표준화합치도 NNFI, Bentler & Bonett, 1980), RMSEA(개략화오차평균, Steiger & Lind, 1980), CFI(비교합치도, Bentler, 1990), SRMR(표준화 원소간 평균차이, Bentler, 1995) 등을 함께 사용하여 평가하는 것이 더 적절하다.

전통적으로, 정적 합치도(goodness of fit index, 값이 클수록 좋은 합치)인 CFI와 TLI는 보통 .90 이상일 때 적합하다고 보며, 부적 합치도(badness of fit index, 값이 클수록 나쁜 합

치)인 RMSEA는 .08이하, SRMR은 .10 이하일 경우 적절하다고 본다. Hu와 Bentler(1999)는 CFI와 TLI의 값이 .95이상, RMSEA는 .06이하, SRMR은 .08이하를 좋은 합치도의 기준으로 권장하고 있기는 하나 전통적 관점도 여전히 유지되고 있다(Vandenberg, 2002).

측정틀 동일성 검증은 하나의 모형을 평가하는 것이기 때문에 각 합치도에 대해 위와 같은 기준으로 검증을 하고, 이후 동일성 검증에서는 모형간 비교가 되기 때문에 다른 기준을 참고하게 된다. 즉, 단일집단 분석에서 사용되는 합치도와 독립적인 정보를 제공하면서, 합치도들간에 중복되지 않는 기준에서 합치도가 선정된다. 이러한 기준에서 ΔCFI , Δmc , 및 $\Delta \text{gamma hat}$ 이 선정되었다(Cheung & Rensvold, 2002). 물론 단일집단 분석시에 합치도를 판단할 때와 마찬가지로 다집단 분석에서도 표본크기에 민감한 카이제곱차이는 기본적으로 참조가 된다. 그러나 $\Delta \chi^2$ 에 기초한 판단은 1종오류가 크므로 통계적 결정에서 통제할 필요가 있다. 즉, CFI (Bentler, 1990)에 기초한 ΔCFI , McDonald의 mc (McDonald, 1989)에 기초한 Δmc , Gamma hat(Steiger, 1989)에 기초한 $\Delta \text{Gamma hat}$ 과 같은 다른 합치도 지수들을 함께 참조하여 판단함이 1종오류 통제에 도움이 된다. 여기에서 CFI는 상대합치도(최악의 모형에 대비한 합치도 향상으로 해석)이고 McDonald mc 와 Gamma hat은 절대합치도(값 자체로서 합치도의 높고 낮음을 해석)이다. 또한 이 세 합치도들은 모두 정적 합치도이다.

Cheung과 Rensvold(2002)는 모의(simulation)연구를 통해서, 동일화 제약이 추가된 모형의 합치도에서 제약이 추가되기 전 모형(기저모형)의 합치도를 빼준 ΔCFI , $\Delta \text{McDonald } mc$, $\Delta \text{Gamma hat}$ 의 값들이 각각 -.01, -.02, -.001을

기준으로 이 값들보다 작으면(절대치로 보면 큰 값) 기저모형에 비해 유의하게 합치도가 저하되었다는 것이고, 값이 0에 가까울수록 차이가 없는 것을 의미하며, 양의 값을 가지면 제약된 모형의 합치도가 오히려 좋아지는 경우라고 제시하였고, 본 연구에서도 이 기준을 참고하였다. RMSEA에 대해서는 이에 대해서 충분히 연구된 바가 없고, 기준치는 없으나 참고하기 위하여 본 연구에서는 함께 제시하였다.

방 법

본 연구에서는 CPGI 원저자들로부터 개발시 타당화 자료의 요약자료(평균, 표준편차, 상관)를 구하여 분석하였다. 이 자료는 CPGI의 교본 작성을 위한 최종조사(Ferris & Wynne,

2001b) 자료로서 성별 표본크기와 공분산 자료는 표 2와 3에 제시되었다. 원자료가 아닌 요약자료만을 구할 수 밖에 없는 여건상, 개인별 인구통계 변수는 최종조사보고서(Ferris & Wynne, 2001b, p.8)의 참조가 최상의 방법이다. 즉, 무선적으로 선택된 3120 가구에 전화(RDD)를 하여 조사일로부터 가장 최근에 생일이 있는 가족을 면담하여 수집된 것이다.

CPGI 구성 및 요약자료 준비

캐나다 문제도박척도(CPGI: Canadian Problem Gambling Index)는 9문항으로 이루어져 있으며 각 문항에 대한 내용은 표 1과 같다. 캐나다에서 국민일반을 대상으로 타당화 자료 수집시에 이 중 7개 문항(문항1~문항6, 문항8)은 4점척도(0=전혀 아니다, 1=가끔, 2=대부분, 3=거의 항상)로 측정되었으며, 2개 문항(문항

표 1. CPGI 문항

문항	도박행동
1 Have you bet more than you could really afford to lose?	(초과베팅)
2 Have you needed to gamble with larger amounts of money to get the same feeling of excitement?	(내성)
3 When you gambled, did you go back another day to try to win back the money you lost?	(추적도박)
4 Have you borrowed money or sold anything to get money to gamble?	(자금마련)
5 Have you felt that you might have a problem with gambling?	(문제느낌)
6 Has gambling caused you any health problems, including stress or anxiety?	(건강문제)
7 Have people criticized your betting or told you that you had a gambling problem regardless of whether or not you thought it was true?	(문제지적)
8 Has your gambling caused any financial problems for you or your household?	(재정문제)
9 Have you felt guilty about the way you gamble or what happens when you gamble?	(죄책감)

출처: Ferris & Wynne (2001a, 2001b)

7, 문항9)은 이분척도(1=아니다, 2=그렇다)로 측정되었다(Ferris & Wynne, 2001b). CPGI의 사용자 교본(Ferris & Wynne, 2001a)에서는 이 두 문항을 나머지 문항들과 함께 4점척도 체계로 사용할 것을 명시하였다. 그러나 수집된 자료는 그 두 문항에 대하여 이분척도로 되어있어

표 2. 남자 공분산 행렬

문항	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 초과베팅	0.164								
2. 내성	0.057	0.112							
3. 추적도박	0.069	0.043	0.145						
4. 자금마련	0.027	0.025	0.015	0.031					
5. 문제느낌	0.052	0.028	0.039	0.014	0.063				
6. 건강문제	0.041	0.023	0.027	0.013	0.034	0.047			
7. 문제지적	0.059	0.042	0.051	0.031	0.044	0.030	0.224		
8. 재정문제	0.040	0.037	0.037	0.015	0.030	0.027	0.027	0.048	
9. 죄책감	0.114	0.077	0.076	0.034	0.070	0.065	0.085	0.060	0.476
Mean	0.11090	0.06970	0.10700	0.02360	0.03730	0.03430	0.07650	0.02940	0.16770
Std.	0.40438	0.33472	0.38044	0.17572	0.25187	0.21669	0.47328	0.21965	0.68973
N	1019	1019	1019	1019	1019	1019	1019	1019	1019

표 3. 여자 공분산 행렬

문항	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 초과베팅	0.092								
2. 내성	0.015	0.030							
3. 추적도박	0.017	0.012	0.057						
4. 자금마련	0.005	0.005	0.005	0.007					
5. 문제느낌	0.020	0.012	0.017	0.006	0.031				
6. 건강문제	0.016	0.010	0.011	0.005	0.020	0.036			
7. 문제지적	0.036	0.021	0.020	0.008	0.036	0.027	0.133		
8. 재정문제	0.018	0.006	0.006	0.003	0.012	0.010	0.016	0.012	
9. 죄책감	0.058	0.029	0.046	0.013	0.046	0.035	0.072	0.024	0.270
Mean	0.07020	0.02340	0.04770	0.00650	0.01870	0.01780	0.04500	0.01220	0.09270
Std.	0.30251	0.17422	0.23814	0.08069	0.17744	0.19026	0.36444	0.10966	0.51915
N	1069	1069	1069	1069	1069	1069	1069	1069	1069

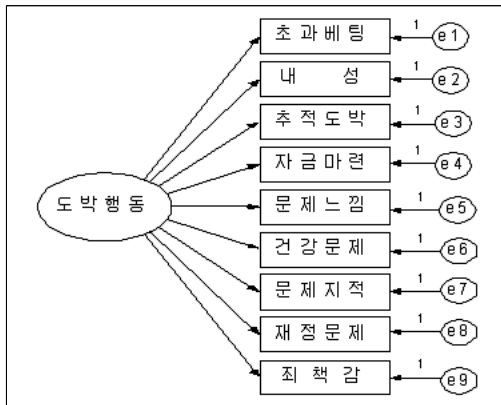


그림 1. CPGI 1요인구조 모형 (9문항)

분석에 불편함이 있다. 즉, 남녀간 다집단 분석시 그 두 문항의 평균 점수는 각각 1을 상회하여 다른 문항들(대체로 문항평균 .1 이하)과의 균형이 맞지 않아 이론변수의 평균비교에 어려움이 생길 수 있다. 따라서 응답이 등간척도를 따른다는 가정하에, CPGI의 이분척도(1, 2)를 4점척도(0, 1, 2, 3)로 바꾸는 선형방정식($y=3x-3$)을 이용하여, 이분척도 문항자료를 4점척도 문항자료로 변환하였다. 변환 결과로 9개 문항에 대한 동일한 측정체계에서의 공분산행렬과 평균자료를 산출하였고(표 2, 표 3), 그것을 이용하여 남녀 다집단 분석을 실시하였다.

다집단 분석 절차

측정틀 동일성 검증 단계에서 참조지표 선정

현재 많은 응용연구에서, 요인구조에서 가장 먼저 나오는 요인계수를 또는 다른 요인계수를 집단간에 1.0으로 고정하는 방식으로 이론변수에 척도 제공을 하고 있다(이순묵, 김한조, 2011). 이러한 요인계수 고정방식에서는

참조지표의 측정단위가 집단간에 동일하다는 암묵적 가정이 들어있는데, 그 가정이 틀릴 경우 추정의 문제를 간과할 수 없다. 예로서 어느 변수의 측정단위가 집단A에서 .5이고 집단B에서 1.5인 경우, 자료분석시에 참조지표로 사용하고자 1.0을 고정하게 되면, 추정상의 오류가 매우 크고 분석결과와 MI값에서 큰 값이 관찰되어 모형의 수정을 필요로 하게 된다. 이런 문제를 회피하기 위하여 많은 대안들이 제시되었는데, 일반적으로 가장 쉬운 방식은 집단별로 탐색적 요인분석(사각회전)을 해서 집단간에 요인계수(factor loading)의 값이 크고 유사한 값을 가지는 측정변수를 참조지표로 정하는 것이다. Vandenberg(2002)는 유사한 값을 강조했고, Chan(2000)은 집단간에 가장 큰 요인계수를 가지는 변수를 참조지표로 사용했으나, 두가지 조건을 모두 갖추어야 한다. 즉, 값이 커서 그 변수의 구성개념타당도가 높아야 하고 집단간에 유사한 값을 가짐으로써 측정단위가 동일할 가능성을 보여야 한다.

단위 동일성 검증시 동일화 제약의 접근

다집단 분석을 할 때 단위 동일성 검증에서 각 모수에 대해서 집단간에 동일화 제약을 실시하는데 여기에 두가지 접근 즉, 전반제약(HC: Holistic Constraints) 방식과 개별제약(IC: Individual Constraints) 방식이 있다(Lee & Kim, 2011; Stark, Chernyshenko, & Drasgow, 2006).

전반제약 방식은 구조방정식 모형을 사용한 다집단 분석에서 오랜 관행으로 되어 있는 방식으로서, 일단 집단간에 측정틀 동일성이 성립하면 성립한 부분에서의 집단간 요인계수들을 전반적으로 동일하다고 제약을 가하는 것이다. 그 결과로 MI값이 가장 큰 요인계수에 대해서는 자유모수로 하고, 다시 모형의 합치

도를 검토한다. 이 절차는 유의하게 큰 MI(일종의 χ^2 값임) 값이 더 이상 나오지 않을 때까지 계속한다. 이 때 $\Delta\chi^2$ 의 추정치인 MI값만 참조하지 않고 ΔCFI , Δmc , $\Delta Gamma \hat{}$ 도 참조하여 1종오류를 통제하자는 것이 Cheung과 Resvold(2002)의 기여이다.

그러나 전반제약 방식은 일반화 연구, 척도의 동형검사 개발, 또는 일반적으로 모수들에 대해서 집단간 동일성이 다수 기대될 때만이 유용하다. 만일 집단간에 모수들의 차별성이 다수 기대되는 경우라면 개별제약이 더 유용하다.

본 연구는 CPGI 척도의 일반화 가능성에 대한 것이기 때문에 남녀 집단간에 동일성이 성립하는 모수가 많은 상황을 가정하고 해당 단계에서 관련된 모든 모수들을 제약하는 전반제약 방식을 사용하였고, 그것이 기각될 경우 부분적인 동일성을 검증하였다. 이 때 측정틀 동일성 검증에서 사용된 참조지표를 계속 사용하는데 있어서 논쟁이 되는 이슈가 있다.

측정틀 동일성 검증시에 사용된 참조지표에 대한 요인계수를 집단간에 모두 1.0으로 고정하고 다집단분석을 해보면 그 요인계수에 대한 동일화 제약을 해제할 것을 시사하는 높은 MI(수정지수)값이 나오는 경우가 있다. 이것은 집단간에 요인분산이 다를 경우에 발생하기 쉽다. 요인에 척도를 제공하기 위하여 요인을 표준화시키는 탐색적 요인분석에서는 원래의 비표준화된 요인계수의 값을 변화시킬 수밖에 없다. 즉, 집단간 상이한 요인분산(표준편차)을 사용해서 표준화시킨 요인계수를 산출(scaling)하기 때문이다. 그러나 다집단분석에서는 비표준화된 요인을 사용하므로 원래의 요인분산이 사용되면서 집단간 요인계수의 비교가 탐색적 요인분석 결과와 달라질 수 있다.

이런 문제를 피하기 위하여 Yoon과 Millsap(2007)은 전반제약 방식을 따라 측정단위 동일성 분석을 할 때, 참조지표를 선정하지 않고서도 요인에 척도가 제공되는 방식을 사용하였다. 즉, 집단1의 요인분산을 1.0으로 고정하고 집단2의 요인분산은 자유모수로 하며, 두 집단간 모든 요인계수에 동일화 제약을 가하는 것이다. 이 때 관찰된 MI값이 유의하게 커서 단위 동일성이 성립하지 않는 것으로 판단되는 요인계수들에 대해서는 동일화제약을 해제하여 집단간에 자유모수로 해줄 수가 있다. 이 절차에 따라 단위 동일성이 유지되는 변수가 밝혀지면 다음 단계의 검증(예: 원점 동일성 검증)에서는 별도로 참조지표를 선정하지 않아도 된다. 단지 요인분산 동일성을 검증할 때, 통상은 각 집단의 요인분산을 자유모수로 하여 산출하고 비교검증하므로 단위 동일성이 성립하는 요인계수중 MI값이 가장 작은 것을 참조지표로 하여 요인에 척도를 제공하게 된다.

원점 동일성 검증

단위 동일성 검증까지는 분석대상이 공분산구조(covariance structure)가 되지만, 원점 동일성 검증부터는 평균구조(mean structure)의 분석이 추가된다. 공분산구조에서 측정틀 동일성 검증시에 모형식별용으로 참조지표를 선정하여 요인계수를 1.0으로 제공한 것과 유사하게 평균구조에서도 모형식별을 위한 조치가 필요하다. 본 연구에서는 집단1의 요인평균을 0으로 고정하고 나머지 집단의 요인평균을 자유모수로 한 상태에서 측정원점들에 대한 전반적 제약을 실시하였다. 측정원점 중에서 하나만 집단간에 제약을 해도 평균구조가 식별은 되지 않지만(때때 평균구조의 자유도=0), 본 연구에서는

복수의 원점들에 대하여 동시에 집단간 동일화 제약을 하므로 평균구조 검증을 위한 충분한 자유도가 발생한다.

결 과

성별 측정틀 동일성 검증

측정틀 동일성을 검증하기 전에 먼저 분석에서 척도제공을 위한 참조지표 결정은 집단별로 탐색적 요인분석을 하여(표 4) 집단 간에 요인계수가 크고 유사한 문항을 참조지표로 결정하였다. 그 결과 8번 문항을 측정틀 동일성 검증을 위한 참조지표로 결정하였다.

측정틀 동일성을 검증하기 위하여 남녀 집단 각각을 모형에 합치시킨 결과를 표 5에 제시하였다. 그 결과 남자집단에서 RMSEA는 .100, TLI는 .875, CFI는 .907, SRMR은 .045로 나타나서 좋은 정도는 아니지만, 받아들일 수 있을만한 합치도 결과를 나타냈다. 여자집단

의 경우 RMSEA는 .095, TLI는 .883, CFI는 .912, SRMR은 .043으로 남자집단과 거의 유사한 합치도 결과를 나타냈다. 따라서 그림 1의 모형을 두 집단에 동시에 합치시켜보았고, 표 5에서 전체 집단 결과를 보면 RMSEA는 .098, TLI는 .879, CFI는 .909이다.

위의 결과에서 RMSEA와 TLI는 좋은 값이 아닌 것으로 보인다. 그러나 그림 1의 모형을 볼 때 이 정도는 무난한 합치도이다. 합치도의 발상은 자료에 대한 개략화(approximation)이지 결코 참(true) 모형을 찾는 것은 아니기 때문이다(McDonald & Marsh, 1990). 그래서 Cudeck과 Browne(1983)은 해석을 위해 합치도가 희생될 수 있음을 분명히 하였다: “때로는 합치도가 희생되더라도 해석가능성의 향상이 더 필요하다”(p.165). 그림 1의 모형은 해석에 적절한 것이지만, 현실로부터는 많은 괴리를 가지고 있다. 정의상, 모형은 모집단으로부터의 괴리를 가지기 때문이다(Cudeck & Henly, 1991; MacCallum, 2003). 그림 1의 경우 현실에서는 많은 측정오차들 간에 통계적으로 유의

표 4. 탐색적 요인분석을 통한 각 집단별 요인계수

문항	1	2	3	4	5	6	7	8	9
남자집단	.680	.569	.552	.516	.744	.727	.453	.747	.563
여자집단	.520	.487	.449	.498	.857	.653	.618	.715	.606

표 5. 성별집단 각각의 합치도 결과

모형	χ^2	df	p	TLI	RMSEA	90% CI	CFI	SRMR
남자집단	304.522	27	.000	.875	.100	(.090~.111)	.907	.045
여자집단	287.619	27	.000	.883	.095	(.085~.105)	.912	.043
전체집단	592.142	54	.000	.879	.098	(.091~.105)	.909	-

주. N=1019(남자집단), N=1069(여자집단)

RMSEA는 .08 이하, TLI와 CFI는 .90 이상, SRMR은 .10 이하를 적절한 합치도로 해석.

한 공분산의 가능성이 있으나 해석의 간단명료함을 위해서 척도 개발자는 그림 1을 제시한 것이다. 이와 같이 해석이 간명한 모형의 경우, 합치도는 전통적으로 바람직하게 제시되는 수준에 미흡할 수가 있다. 그러나, 현실에서 있음직한 측정오차간 공분산만 몇 개 도

입해도 표 5의 χ^2 값들은 대폭 감소될 수 있는 것이다. 나중에 제시되는 표 10의 수정지수들이 그것을 의미한다. 그러므로 굳이 합치도를 향상시키는 노력을 피하고, 표 5의 결과만으로 측정들이 지지되는 것으로 해석하였다. 이후의 다집단 분석 결과는 표 6과 7에 제

표 6. 성별 동일성 검증을 위한 제약 모형

모형	χ^2	df	p	RMSEA	CFI	mc	Gamma hat
모형1: 측정틀 동일화제약	592.142	54	.000	.098	.909	.879	.8971
모형2: 측정단위 동일화제약	774.401	62	.000	.105	.880	.843	.8682
모형3: 부분단위 동일화제약 ^{1a}	745.180	61	.000	.104	.885	.849	.8728
모형4: 부분단위 동일화제약 ^{2b}	717.780	60	.000	.102	.889	.854	.8771
모형5: 부분단위 동일화제약 ^{3c}	646.533	59	.000	.098	.901	.869	.8887
모형6: 측정원점 동일화제약 ^d	657.114	64	.000	.094	.900	.867	.8878
모형7: 요인분산 동일화제약	882.137	65	.000	.110	.863	.822	.8517
모형8: 측정오차분산동일화제약 ^e	1986.823	70	.000	.162	.678	.632	.7100
모형9: 부분측정오차분산동일화제약 ^{1f}	1521.738	69	.000	.142	.756	.706	.7636
모형10: 부분측정오차분산동일화제약 ^{2g}	1209.005	68	.000	.127	.808	.761	.8044
모형11: 부분측정오차분산동일화제약 ^{3h}	884.958	67	.000	.108	.862	.822	.8516
모형12: 부분측정오차분산동일화제약 ⁴ⁱ	741.314	66	.000	.099	.886	.851	.8742
모형13: 부분측정오차분산동일화제약 ^{5j}	670.388	65	.000	.094	.898	.865	.8858

- 주. a 1개의 측정단위 동일화 제약이 해제된 상태의 모형임(5번 문항)
 b 2개의 측정단위 동일화 제약이 해제된 상태의 모형임(5번 문항, 6번 문항)
 c 3개의 측정단위 동일화 제약이 해제된 상태의 모형임(5번 문항, 6번 문항, 7번 문항)
 d 모형5에서 단위동일성이 성립되지 않는 3개 문항에 대해서는 원점동일성이 논의 대상이 아니므로 나머지 6개 문항에만 원점동일화 제약이 부과됨.
 e 모형5에서 단위동일성이 성립되지 않는 3개 문항에 대해서는 측정오차분산동일성이 논의 대상이 아니므로 나머지 6개 문항에만 측정오차분산동일화 제약이 부과됨.
 f 1개의 측정오차분산 동일화 제약이 해제된 상태의 모형임(4번 문항)
 g 2개의 측정오차분산 동일화 제약이 해제된 상태의 모형임(4번, 8번 문항)
 h 3개의 측정오차분산 동일화 제약이 해제된 상태의 모형임(2번, 4번, 8번 문항)
 i 4개의 측정오차분산 동일화 제약이 해제된 상태의 모형임(2번, 3번, 4번, 8번 문항)
 j 5개의 측정오차분산 동일화 제약이 해제된 상태의 모형임(2번, 3번, 4번, 8번, 9번 문항)

표 7. 성별 동일성 검증 결과^a

검증대상	비교	$\Delta\chi^2$	Δdf	p	ΔCFI	Δmc	$\Delta\text{Gamma hat}$	해석 ^b
전체단위 동일성	모형1 대 모형2	182.259	8	.000	-.029	-.036	-.0289	기각
부분단위 동일성1	모형1 대 모형3	153.038	7	.000	-.024	-.030	-.0243	기각
부분단위 동일성2	모형1 대 모형4	125.638	6	.000	-.020	-.025	-.0200	기각
부분단위 동일성3	모형1 대 모형5	54.391	5	.000	-.008	-.010	-.0084	유지
원점 동일성	모형5 대 모형6	10.581	5	.060	-.001	-.002	-.0009	유지
요인분산 동일성	모형6 대 모형7	225.023	1	.000	-.037	-.045	-.0361	유자 ^{기각}
측정오차분산동일성	모형6 대 모형8	1329.709	6	.000	-.222	-.235	-.1778	기각
부분측정오차분산동일성1	모형6 대 모형9	864.624	5	.000	-.144	-.161	-.1242	기각
부분측정오차분산동일성2	모형6 대 모형10	551.891	4	.000	-.092	-.106	-.0834	기각
부분측정오차분산동일성3	모형6 대 모형11	227.844	3	.000	-.038	-.045	-.0362	기각
부분측정오차분산동일성4	모형6 대 모형12	84.200	2	.000	-.014	-.016	-.0136	기각
부분측정오차분산동일성5	모형6 대 모형13	13.274	1	.000	-.002	-.002	-.0020	유지

주. a Cheung과 Rensvold(2002)가 제시하는 기준치는 $\Delta CFI = -.01$, $\Delta mc = -.02$, $\Delta\text{gamma hat} = -.001$ 이다. 그런데 $\Delta\text{gamma hat}$ 에 대해서는 최근에(Steiger, 1995) 공식의 분모에 집단수효 k 가 포함되는 것으로 수정이 되었는데 Cheung과 Rensvold는 포함되지 않은 상태(Steiger, 1989)에서 시뮬레이션을 하였다. 따라서 그들이 제시한 기준치(.001)는 집단수효가 2이상 되는 경우에 부적절하게 되므로 여기서는 참조로만 제시하였다.

b 검증대상인 영가설이 기각되는지 유지되는지를 표시.

시되었고 이들 표를 가지고 다음 단계의 측정 동일성 검증들을 기술하였다.

성별 측정단위 동일성 검증

측정들 동일성이 지지되어 측정단위 동일성 검증을 실시하였다. 두 집단에 대한 탐색적 요인분석 결과(표 4), 특별히 집단간에 요인계수의 차별성이 현저하지 않으므로 동일화 제약의 접근으로서 전반제약 방식을 사용하기로 하였고, 이론변수에 대한 척도제공은 Yoon과 Millsap(2007)의 방식을 사용하였다. 즉, 남자집단의 요인분산을 1.0으로 고정하고, 여자집단의 요인분산은 자유모수로 하였고, 두 집단간

에 모든 요인계수에는 동일화 제약을 하는 방식을 사용하였다. 또한 동일화 제약된 모수들에 대한 동일성 여부를 판단하기 위해 MI값만 참조하지 않고 ΔCFI , Δmc , $\Delta\text{gamma hat}$ 도 참조하였다.

표 7의 전체단위 동일성 검증을 보면, 모형1과 2 사이에 카이제곱 차이값이 182.259($df=8$, $p < .05$)로 통계적으로 유의한 차이를 보였고 1종 오류를 통제하는 “ Δ 합치도” 값들 역시 유의한 차이를 보였다. 즉, ΔCFI 는 -.029, Δmc 는 -.036으로 Cheung과 Rensvold(2002)가 추천한 기준치들을 모두 초과하는 결과가 나타나 전반적인 측정단위 동일성은 지지되지 못하였다.

따라서 수정지수를 참고하여 부분적인 측정

표 8. 모형5에서 각 문항에 대한 요인계수(측정단위)

문항		1	2	3	4	5	6	7	8	9
남자집단	요인계수	.282	.175	.206	.082	.188	.158	.215	.155	.459
	표준오차	.011	.008	.010	.004	.007	.006	.015	.005	.019
여자집단	요인계수	.282	.175	.206	.082	.287	.236	.425	.155	.459
	표준오차	.011	.008	.010	.004	.012	.012	.023	.005	.019

주. 5번, 6번, 7번 문항에서 단위차별성이 관찰됨.

단위 동일성 검증을 시도해 보았다. 남녀 집단에서 모두 수정지수가 27.653으로 나타난 5번 문항부터 하나씩 측정단위 동일화 제약을 풀어주면서 Δ 합치도를 함께 참조하였다(표 6의 모형3). MI값이 커도, Δ 합치도가 기준치를 초과할 때만이 제약을 해제하였다. 같은 방식으로 남녀 집단 모두 수정지수가 25.528로 나타난 6번 문항과 68.309의 7번 문항 단위 동일화 제약을 차례로 해제하였다(표 6의 모형4, 모형5). 이렇게 세 문항의 단위동일화 제약을 해제한 후 표 7에서 차례로 Δ 합치도를 보면 $\Delta\chi^2$ 를 제외하고(부분단위 동일성 1, 2, 3 참조), ΔCFI , Δmc 가 기준치를 초과하지 않았기 때문에 이 상태에서 측정원점 동일성 검증으로 진행하였다. 우선 단위차별적인 세 문항의 남녀 집단별 요인계수(표 8참조)를 보면, 세 문항에서의 측정단위 차별성을 볼 수 있다.

즉, 문항 5번(문제느낌), 6번(건강문제), 7번(문제지적)에서 남성에 비해 여성들이 큰 값을 보이고 있다. 이것은 이 세 문항들에서 캐나다 여성이 남성에 비해서 더 폭넓게 반응하며 변별됨을 의미한다.

성별 측정원점 동일성 검증

부분적인 측정단위 동일성(표 7)이 지지되

어, 남녀간 측정단위가 동일한 6개 문항에 대하여 전반적으로 측정원점 동일성을 검증하였다. 즉, 1, 2, 3, 4, 8, 9번 문항들의 측정원점들 두 집단간에 동일화 제약하였고 이 때 수정지수(MI값)의 최고치가 4.828이어서 제약들이 적절함을 알 수 있었다. 표7의 원점 동일성 검증을 보면 두 집단에 대한 원점동일성은 지지된 것으로 볼 수 있다: $\Delta\chi^2=10.581(df=5, p=.060)$, ΔCFI 는 -.001, Δmc 는 -.002, $\Delta\hat{\gamma}$ 은 -.0009.

6개 문항들에서 측정의 원점이 같음은 도박행동의 심리적 수준이 0 즉, 무관심일 때 응답자가 주어진 문항에 반응하는 기본 위치(문항 측정치)는 남녀 간에 동일함을 의미한다.

성별 집단간 요인평균 비교

측정들 동일성, 부분적인 단위 동일성, 단위가 동일한 6개 문항들에서의 측정원점 동일성이 지지되어 두 집단간 요인평균 비교를 실시하였다.

참조집단(여기서는 남자)의 요인평균을 0으로 고정하고 원점 동일화 제약이 주어지면 요인평균은 참조집단에 대비되는 값으로 산출된다.

요인평균 차이를 보기 전에 공통의 표준편

차를 적용할 수 있는지 검토하기 위하여 요인 분산 동일성 검증을 우선적으로 실시하였다. 표 7의 결과를 보면 $\Delta\chi^2$ 는 225.023 ($df=1, p<.05$)였고 1종 오류를 통제하는 Δ 합치도 값들을 고려해본 결과 ΔCFI 와 Δmc 모두 기준치를 초과하여 요인분산 동일성은 지지되지 않았다. 요인분산의 값은 남자집단에서 (.024, $p=.000$)였고, 여자집단에서 (.007, $p=.000$)이었다.

그에 따라 각 집단의 표준편차를 사용하여 효과크기를 계산하였다. 결과로 남자집단 요인평균이 0일 때, 여자집단의 요인평균은 -.027로서, 통계적으로 유의한 차이임을 나타

냈다($p<.05$). 그러나 효과크기 d (Cohen, 1988)는 .218로 작은 정도의 크기를 나타냈다.

종합해보면 CPGI 척도는 남녀 모두에게 사용할 수 있으며, 점수에 있어서 남자집단이 여자집단보다 약간 더 높은 점수를 보임을 의미한다. 측정체계가 동일한 부분들에 기초하여 산출된 요인평균 차이는 이론변수 수준에서 남자집단이 여자집단보다 높는데, 측정변수 수준에서도 남녀간 차이가 있었다(남자: .6564, 여자: .3342). 이것은 측정체계의 동일성이 지지되는 경우, 두 집단간에 측정치 수준에서의 추론이 이론변수 수준에서의 추론과

표 9. 모형 13에서 측정오차 분산 동일성 제약 결과

	추정치	표준오차	C.R.	p	
남자집단	CPGI 1	.076	.003	29.097	<.001
	CPGI 2	.077	.004	21.242	<.001
	CPGI 3	.101	.005	21.139	<.001
	CPGI 4	.023	.001	21.604	<.001
	CPGI 5	.028	.002	18.172	<.001
	CPGI 6	.022	.001	18.729	<.001
	CPGI 7	.178	.008	21.670	<.001
	CPGI 8	.023	.001	19.087	<.001
	CPGI 9	.320	.016	20.381	<.001
여자집단	CPGI 1	.076	.003	29.097	<.001
	CPGI 2	.023	.001	21.929	<.001
	CPGI 3	.046	.002	22.314	<.001
	CPGI 4	.005	.000	22.013	<.001
	CPGI 5	.008	.001	13.144	<.001
	CPGI 6	.020	.001	20.552	<.001
	CPGI 7	.082	.004	21.066	<.001
	CPGI 8	.006	.000	19.437	<.001
	CPGI 9	.182	.008	22.147	<.001

동일함을 잘 보여주고 있다.

즉, 캐나다 사회에서 남자집단의 도박에의 접근 및 행동적으로 관여하는 정도가 여성에 비해서 높은 것을 의미한다.

이 두 집단간 측정오차 분산 동일성이 성립하였다. 측정오차 분산이 문항별로 남자집단에서 큰 경우도 있고 여자집단에서 큰 경우도 있으나 일관성있는 경향은 보이지 않는다.

성별 집단간 측정오차 분산 비교

측정오차 공분산에 대한 집단내 검토

측정오차 분산 동일성 검증결과 1번 문항만

끝으로 모형의 수정가능성을 보기 위해서

표 10. 그림 1 모형에서 측정오차 간 공분산에 대한 수정지수(MI)

	수정지수	모수 기대치	
남자집단	CPGI3 ↔ CPGI1	15.100	.012
	CPGI4 ↔ CPGI2	43.991	.009
	CPGI5 ↔ CPGI2	33.055	-.010
	CPGI5 ↔ CPGI4	16.335	-.004
	CPGI6 ↔ CPGI1	10.282	-.005
	CPGI6 ↔ CPGI2	32.223	-.008
	CPGI6 ↔ CPGI3	21.848	-.008
	CPGI6 ↔ CPGI5	61.527	.008
	CPGI7 ↔ CPGI4	37.523	.013
	CPGI8 ↔ CPGI1	23.762	-.008
	CPGI8 ↔ CPGI2	37.292	.009
	CPGI8 ↔ CPGI6	12.327	.003
	CPGI8 ↔ CPGI7	17.282	-0.009
	여자집단	CPGI4 ↔ CPGI2	23.128
CPGI5 ↔ CPGI1		36.103	-0.006
CPGI5 ↔ CPGI2		15.339	-0.002
CPGI6 ↔ CPGI5		16.923	0.003
CPGI7 ↔ CPGI5		11.845	0.004
CPGI8 ↔ CPGI1		108.041	0.007
CPGI8 ↔ CPGI3		28.034	-0.003
CPGI9 ↔ CPGI1		12.014	0.013
CPGI9 ↔ CPGI3		25.962	0.015

측정오차간 공분산에 대한 수정지수를 검토하였다(표 10). 집단별로 큰 값들이 많았다. 이것은 그림 1의 모형의 합치도를 위해서만이라면 많은 측정오차 공분산을 자유모수로 하여 추정 가능성이 시사한다. 그러나 이론적 근거가 없는 한 임의적으로 수량자료(여기선 MI값)에만 의존하여 모형을 수정하는 것은 바람직하지 않다. 그런데 여자집단에서 1번 문항과 8번 문항의 측정오차간 공분산이 108.041인 것은 이론적으로 납득이 된다. 두 문항 모두 ‘개인의 경제사정’에 대한 것인데 1번은 개인의 재정능력을 넘는 초과베팅이고 8번은 재정능력의 범위를 넘는 문제 즉, 재정문제로서 두 문항 간에 “재정능력”이라고 하는 작은 요인을 공유할 수가 있고, 이것은 전체 도박행동 요인을 구성하는 공통요인이 아니므로 측정오차에 함께 들어있어서 공분산이 있을 수 있다. 그러나 모수 기대치가 매우 작으므로(.007), 실제로 자료에 합치시켜야 정확한 판단을 할 수가 있다. 따라서 그림 1의 모형에 대한 교차타당화를 할 때 여자집단에는 문항1과 8 사이에 측정오차간 공분산을 표시하므로써 수정된 모형으로 실시해 볼 수 있을 것이다.

논의 및 결론

이 연구에서는 캐나다 도박행동 척도가 남녀집단간에 어느 정도 일반화 가능성있는지를 평가하였다. 많은 해외 척도들이 국내에서 번안되어 사용되고 있지만, 국내는 물론 국외에서도 많은 집단에 걸쳐 사용되는 척도들이 과연 그 집단들중 어느 것에도 차별적이지 않고 일관성있게 기능하는지를 검토한 연구는 거의 없다. 본 연구에서 CPGI의 남녀집단 요약자료

를 구하여 분석한 결과 전반적으로는 남녀집단 구분없이 사용하기에 적절하다고 볼 수 있었다.

연구 결과를 요약하자면, 측정틀 동일성 검증을 통해서, 도박행동에 대한 개념구조가 남녀간에 대등함을 알 수 있었다. 측정단위 동일성을 검증한 결과 9개 문항중 3개 문항에서 차별성이 확인되었다. 다수의 문항에서 단위가 동일하므로 개념에 대한 구체적 수량화 방식이 남녀간에 대체로 동등하다고 할 수 있다. 동일성이 성립하는 6개 문항에 측정원점 동일성 검증을 한 결과 모두 지지되었다. 즉, 남녀간에 도박행동에 대한 수준이 심리적 “0”(무관심) 수준일 경우, 척도에 부여하는 수치가 동등하다고 할 수 있다. 요인분산이 통계적으로는 차이 있으나 실질적으로 의미있는 차이는 아니므로 남녀간에 도박행동에 대한 개념적 사고의 범주가 유사하다고 볼 수 있다. 요인 평균에서 남자집단이 여자집단에 비해 약간 높아서, 캐나다 사회에서 남자집단이 도박에의 접근이나 행동적 관여 정도가 여성에 비해 약간은 높은 것으로 보인다. 그러나 측정오차 분산이 동등한 문항은 하나밖에 없어서 남녀간에 도박행동 문항에 대한 익숙함 또는 문항의 해석에서 일관되지 않음을 보여주었다. 끝으로 측정오차간 공분산에 대한 수정지수를 보면, 각 문항의 특수성(specificity)이 공유되는 문항을 찾을 수가 있는데 여자집단에서 문항 1번과 8번이 “가계재정능력”이라는 특수성의 공유를 보였다. 남자집단에서는 이런 특수성의 공유가 나타나지 않은 것으로 보아 가계재정능력에 여성이 더 민감하다는 것을 의미한다.

연구 결과를 보다 자세히 보면 앞으로 척도의 개선 또는 국내에서 번안할 경우에 대한

시사점이 있다. 첫째로, 단위 차별성이 확인된 5번, 6번, 7번 문항에 대해 검토해 보자. 표 8을 보면 이들 문항에서 측정의 단위는 여자집단에서 현저하게 크다. 자신의 도박행동이 문제수준이라는 느낌(5번), 도박으로 인한 건강문제 의식(6번), 남들이 자신의 도박행동의 문제성 지적(7번)은 모두가 “문제(problem)”라는 단어를 포함하고 있고 캐나다의 경우 여성들이 보다 민감하게 반응하고 있다는 것이다. 또는 이 세 문항은 남자와 여자에게 서로 달리 기능을 하므로 이들 문항에서 남녀간 측정치의 차이는 순수한 요인점수 수준의 차이가 아닌 문항*집단이라는 2원 상호작용 효과인 것이므로 측정치에 기초하여 남녀집단에 대한 추론을 하는 것은 요인수준에서의 추론과 다른, 진실의 왜곡이 될 수 있는 측면이 존재하는 것이다. 이런 류의 차별적 기능은 성별 집단 구분뿐 아니라 소득별 또는 도박종류별 집단 구분을 할 경우에도 검토되어야 하는데(예: 김아영 등, 2011), 본 연구에서는 자료접근의 제한이 매우 커서 성별 구분의 경우만 검토된 것이다.

비록 9개 문항중 2/3에서 단위 동일성이 성립했다고는 하나 이러한 부분적인 단위 동일성을 어디까지 ‘단위 동일성’으로 추론할 수 있는지에 대해서는 논쟁이 되고 있다. 극단적으로는 참조지표 외에 하나 이상의 요인계수가 집단간에 동일해도 다음 단계 검증으로 진행할 수 있다는 견해가 있다(예: Byrne, Shavelson, & Muthen, 1989). 집단간에 요인계수 동일성이 지지되는 측정변수가 전체의 반 이상은 되어야 한다는 견해도 있다(Marsh & Hocevar, 1985; Reise, Widaman, & Pugh, 1993). 그러나 아직은 어느 정도가 적절한 지에 대해서 단호하게 말하기 어렵고 단지 “많은 측정

변수에서 측정단위와 원점이 동일하면, 요인 평균이 신뢰도 있게 추정되고 있고 집단간 요인평균 차이는 집단간 관찰치들에서의 평균차이를 간명하게 나타내는 것으로 본다” (Steenkamp & Baumgartner, 1998, p.82). 따라서 CPGI 6개의 문항에서 단위 동일성이 성립하는 것은 대체로 요인점수 산출에 있어서 신뢰도가 있을 것으로 해석하게 한다. 그러나 5, 6, 7번 문항들은 CPGI가 앞으로 개선될 경우 반드시 고려 대상이 되는 것은 물론, 국내에서 번안척도 개발시 가급적 이 세 문항의 번안에서 차별성이 발생하지 않도록 세심한 고려가 필요하다.

둘째로, 요인분산은 진점수 사용의 폭으로서 차별성이 있으면, 집단간 구성개념의 척도 상에서 변산의 차이가 있음을 의미한다. 즉, 구성개념의 척도에서 눈금(단위)의 간격이 넓다는 것이다. 또는 개념 이해의 다양성의 정도가 남녀간에 상이함을 의미하기도 한다. 이러한 추론은 요인점수 산출의 신뢰도가 높다는 전제하에 가능하다. 그런데 단위 동일성 검증에서 3개 문항이 차별성있는 것으로 나온 것은 요인분산의 차별성에도 영향을 미칠 수 있음을 의미하므로 여전히 그 세 문항에 대한 경험자료를 추적하고 수정가능성을 염두에 두어야 할 것이다.

셋째로, 측정오차 분산이 동등한 문항은 하나밖에 없다는 것이 남녀간에 실시되는 검사가 소위 평행검사(parallel test)가 될 수는 없음을 분명히 해주는 것이다. 평행검사는 두 검사간에 진점수가 같고 측정오차 분산이 같은 경우이다(Allen & Yen, 1979). 집단간에 요인분산이 동일하고 단위 동일성이 성립하면 진점수가 같다. 이 때는 측정오차 분산의 차별성이 고전검사이론에서 말하는 신뢰도의 차이로

해석된다. CPGI의 경우 남녀집단간에 부분적으로 단위 차별성이 있고 요인분산의 차별성이 있으므로 진점수가 완벽하게 같기는 어렵다. 그런데 측정오차 분산까지 많이 다르므로 측정의 신뢰도에도 차이가 있음을 시사한다. 가급적 검사의 실시는 표준화되어 어느 집단의 경우에도 동등한 여건에서 측정이 되도록 하는 것은 물론, 문항 자체에 대한 익숙함이나 의미의 특수성이 집단간에 동등해야 한다. CPGI에서 대부분의 문항에서 측정오차 분산의 차별성이 관찰된 것은 그러한 실시조건에서의 차별성 또는 문항 자체가 가지는 현실적인 친근성이나 특수성이 남녀간에 대체로 상이함을 의미한다. 앞으로 국내 번안 및 타당화시에도 고려해야 할 점이다.

넷째로 측정오차간 공분산의 수정지수를 볼 때, 공통요인인 “도박행동” 이외에도, 문항의 어휘 사용에서 오는 소요인(minor factor)이 존재할 수 있음이 관찰되었다. 이러한 소요인은 원래 측정의 대상인 “도박행동”은 아니지만, 일부 문항에 포함된 동일한 특수성(specificity)으로 인하여 공유되는 분산이 있음을 의미한다. 그러한 경우를 막기 위해서, 문항간 충분히 다른 용어(wording)를 사용하는 것이 바람직하다. CPGI에서는 그림 1의 내용을 볼 때 9가지 상이한 측면이 측정되고 있다. 따라서 충분히 다른 용어를 사용함이 가능한데 문항 5, 6, 7번처럼 동일하게 “문제(problem)”라는 용어를 사용하든가, 1번(초과베팅)과 8번(재정문제)처럼 내용상 가정경제능력에 관련되는 맥락이 발생하는 것은 앞으로 수정 개선되어야 할 점이다.

끝으로, 통계적으로는 유의하나(statistical significance) 실제적인 유의도(practical significance)가 저조한 부분이 있다. 앞서 “성별 집단간 요

인평균 비교”에서 요인분산을 보면 남자집단에서 .024, 여자집단에서 .007임을 제시하였다. 이들 값이 통계적으로 유의한 것은, 각 집단별로 1000명이 넘는 표본크기를 볼 때 가능한 일이다. 그러나 .007과 같은 작은 값이 실제적으로 의미 있을지에 대해서는 매우 의문이다. 거의 0에 가까운 분산이라서 여성들 간의 변별은 미약하다고 할 수 있고, 남성들 간의 변별도 충분하다고 할 수는 없다. 이런 점에서, 척도의 평가는 양적인 측면만으로는 부족하고 질적인 측면이 함께 제시되어야 한다. 요인분산이 매우 작은 것으로 보아 과연 CPGI가 국민일반을 대상으로 도박행동을 변별하기 위한 적절한 척도인지를 보다 질적으로 평가할 필요가 있다. 그러한 평가는 CPGI에 대한 그동안의 논란에 연결된다.

CPGI에 대한 논란은 문항구성을 중심으로 제기되어 왔었다. 즉, 9개 문항 가운데 6개 문항은 DSM(APA, 1994)에서의 병리적 도박준거에 따라 제작된 것임을 제작보고서(Ferris & Wynne, 2001a, b)에서 명시적으로 제시하였고, 나머지 3개 문항중 1문항도 병리적 도박을 측정하는 SOGS(Lesieur & Blume, 1987) 문항의 일부에 포함된 내용이며(도박위해 돈 빌리기), 나머지 2개 문항도 건강문제와 재정문제 같은 도박행동의 진행도가 높은 상태를 측정하는데 적절한 문항이다. 국민일반을 대상으로 한다면 문항이 나타내는 도박행동 수준이 저수준에서 고수준까지 고르게 분포되어야 하는데 현재의 CPGI는 그렇지 못하다. 모두가 도박행동 진행도가 높은 상태에서 발생하는 문항들이므로 국민일반으로부터의 응답은 바닥효과(floor effect)를 보이는 경우일 것이다. 즉, 척도 값은 0, 1, 2, 3이었으나 각 문항에 대한 응답 평균은 표 2와 3에서와 같이 대부분이 .1에

미달하고 있다. 표준편차 역시 작아서 .5를 넘는 경우가 거의 없다.

척도값 0, 1, 2, 3 가운데 .1을 중심으로 모든 응답이 있음은 바닥효과를 의미하고, 응답자들의 행동 묘사에 해당되는 문항들이 부족함을 의미한다. 달리보면, 기존의 SOGS, MAGS, NODS 등과 같은 고수준 도박행동 변별척도들과 유사한 문항구성이므로 기능도 그에 유사할 것으로 추론하게 된다. 그렇다면 원래 공중건강 연구의 취지에서 출발한 CPGI의 개발 목적과 다른 측면이 관찰된 것이다.

참고문헌

- 김교현 (2003). 병적 도박 선별을 위한 K-NODS의 신뢰도와 타당도. 한국심리학회지: 건강, 8(3), 487-509.
- 김교현, 권선중 (2003). 병적도박자의 심리적 특성 및 예측요인. 한국심리학회지: 건강, 8(2), 261-277.
- 김교현, 이흥표, 권선중 (2005). 한국사회의 병적 도박 유행률에 대한 연구: KNODS, KMAGS, 및 KSOGS의 추정치 비교. 한국심리학회지: 건강, 10(2), 227-242.
- 김아영, 차정은, 권선중, 이순목 (2011). CPGI의 한국판 제작 및 타당화. 한국심리학회지: 일반, 30(4), 1011-1038.
- 송주연, 연규월, 이태경 (2005). 여성 도박자의 임상적 특성: 카지노 출입자를 대상으로. 신경정신의학, 44(6), 676-681.
- 이경희 (2009). 한국판 캐나다 문제도박 정도의 타당화를 위한 예비연구. 한국심리학회지: 건강, 14(3), 667-675.
- 이민규, 김교현, 김정남 (2003). 도박중독 실태와 도박 중독자의 심리사회적 특성-지역별 비교를 중심으로. 한국심리학회지: 건강, 8(2), 399-414.
- 이순목 (2002). 사회과학을 위한 측정의 원리. 서울: 학지사
- 이순목, 금은희, 이찬순 (2010). 다집단 분석의 문제: 평균구조분석에서의 측정원점 동일성 검증 필요 여부. 교육평가연구, 23(2), 389-415.
- 이순목, 김인혜 (2009). 구조방정식모형에서 다집단 분석의 문제 및 대안으로서의 다특질 다상황 다방법 모형. 교육평가연구, 22(1), 219-242.
- 이순목, 김한조 (2011). 구조방정식 모형의 일반화 또는 집단차 연구를 위한 다집단 분석의 관행과 문제점. 사회과학(성균관대), 43(1), 63-112.
- 이인혜 (2004). 카지노게임 선호유형, 성별, 도박심각성과 심리적 특성 간의 관계: 비합리적 도박신념과 충동성을 중심으로. 한국심리학회지: 건강, 9(2), 351-378.
- 이인혜 (2005). 한국판 도박 태도 및 신념 척도(GABS)의 타당도. 한국심리학회지: 건강, 10(4), 531-546.
- 이현정 (2011). 도박행동에 대한 개념적 구조 및 측정적 특성의 일반화. 성균관대학교 석사학위 논문.
- 이흥표 (2003). 도박동기와 병적 도박의 관계. 한국심리학회지: 건강, 8(1), 169-189.
- 이흥표 (2004). 5요인 도박동기의 검증과 도박동기가 도박 심각도에 미치는 영향-문제성 및 병적도박자를 대상으로. 한국심리학회지: 건강, 9(3), 555-568.
- 이흥표 (2008). 도박중독 진단에 대한 논의: 토론. 한국사회의 도박중독 문제, 어떻게 풀어

- 가나? pp.45-52. 2008년도 제2차 중독심리 공동교육 교재. 한국심리학회 중독심리전문가 위원회.
- 최완철, 김경빈, 오동열, 이태경 (2001). 한국형 사우스 오크 병적 도박 검사 표준화에 대한 예비 연구. *중독정신의학*, 5(1), 46-52.
- 한국문화관광연구원 (2008). 사행산업 이용실태 조사 분석 및 총량 조정 연구. 서울: 사행산업통합감독위원회 연구용역 보고서.
- 한성열, 이홍표, 허태균, 장 훈 (2009). 한국사회의 도박 이용율과 이용실태 및 병적 도박 유병률; 도박 종류를 중심으로, *한국심리학회지: 건강*, 14(2), 255-276.
- Allen, M. J. & Yen, W. M. (1979). *Introduction to Measurement Theory*. Monterey, CA: Brooks/Cole Publishing.
- American Psychiatric Association (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 4th ed. (DSM-IV). Washington, DC: Author.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.
- Bentler, P. M. (1995). *EQS Structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Bentler, P. M. & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structure. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bland, R. C., Newman, S. C., Orn, H., and Stebelsky, G. (1993). Epidemiology of pathological gambling in Edmonton, *Canadian Journal of Psychiatry*, 38, 108-112.
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J., & Muthen, B. (1989). Testing for the Equivalence of Factor Covariance and Mean Structures: The Issue of Partial Measurement Invariance. *Psychological Bulletin*, 105(3), 456-466.
- 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.
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Cudeck, R. & Browne, M. W. (1983). Cross-validation of covariance structures. *Multivariate Behavioral Research*, 18, 147-167.
- Cudeck, R. & Henly, S. J. (1991). Model selection in covariance structure analysis and the "problem" of sample size: A clarification. *Psychological Bulletin*, 109, 512-519.
- Delfabbro, P. (2000). Gender differences in Australian gambling: a critical summary of sociological and psychological research, *Australian Journal of Social Issues*, 35(2), 145-158.
- Desai, R. A. & Potenza, M. N. (2008). Gender differences in the associations between past-year gambling problems and psychiatric disorders, *Social psychiatry and psychiatric epidemiology*, 43, 173-183.
- Ferris, J. & Wynne, H. (2001a). *The Canadian Problem Gambling Index: User Manual*. Canada: Canadian Center on Substance Abuse. Jan. 28.

- Ferris, J. & Wynne, H. (2001b). *The Canadian Problem Gambling Index: Final Report*. Report to the Canadian Inter-Provincial Task Force on Problem Gambling, Feb. 19.
- Grant, J. E. & Kim, S. W. (2002). Gender differences in pathological gamblers seeking medication treatment. *Comprehensive Psychiatry*, 43(1), 56-62.
- Hing, N. & Breen, H. (2001a). An empirical study of sex differences in gaming machine play among club members, *International Gambling Studies*, 1, 66-86.
- Hing, N. & Breen, H. (2001b). Profiling Lady Luck: An empirical study of gambling and problem gambling amongst female club members. *Journal of Gambling Studies*, 17(1), 47-69.
- Hraba, J. & Lee, G. (1996). Gender, gambling and problem gambling. *Journal of Gambling Studies*, 12(1), 83-101.
- 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.
- Ibanez, A., Blanco, C., Moreryra, P., & Saiz-Ruiz, J. (2003). Gender difference in pathological gambling, *Journal of Clinical Psychiatry*, 64, 295-301
- Jöreskog, K. G. (1971). Statistical analysis sets of congeneric tests, *Psychometrika*, 36(2), 109-133.
- Ladd, G. T. & Petry, N. M. (2003). A comparison of pathological gamblers with and without substance abuse treatment histories. *Experimental and Clinical Psychopharmacology*, 11, 202-209.
- Ladouceur, R. (1991). Prevalence estimates of pathological gambling in Quebec, *Canadian Journal of Psychiatry*, 36(10), 732-734.
- 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.
- 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(9), 1184-1188.
- MacCallum, R. C. (2003). Working with imperfect models. *Multivariate Behavioral Research*, 38, 113-139.
- Mark, M. E. & Lesieur, H. R. (1992). A feminist critique of problem gambling research, *British Journal of Addiction*, 87, 549-565.
- Marsh, H. W. & Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First-and higher order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin*, 97, 562-582.
- McDonald, R. P. (1989). An index of goodness-of-fit based on noncentrality, *Journal of Classification*, 6, 97-103.
- McDonald, R. P. & Marsh, H. W. (1990).

- Choosing a multivariate model: Noncentrality and Goodness of fit. *Psychological Bulletin*, 107, 247-255.
- Michell, J. (1986). Measurement Scales and Statistics: A Clash of Paradigms. *Psychological Bulletin*, 100, 398-407.
- Park, S., Cho, M. J., Jeon, H. J., Lee, H. W., Bae, J. N., Park, J. I., Sohn, J. H., Lee, Y. R., Lee, J. Y., & Hong, J. P. (2010). Prevalence, clinical correlations, comorbidities, and suicidal tendencies in pathological Korean gamblers: Results from the Korean epidemiologic catchment area study, *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 45, 621-629.
- Petry, N. M., Stinson, F. S., & Grant, B. F. (2005). Comorbidity of DSM-IV pathological gambling and psychiatric disorders: Results from the National Epidemiologic Survey on Alcohol and Related Conditions, *Journal of Clinical Psychiatry*, 66(5), 564-574.
- Potenza, M. N., Maciejewski, P. K., & Mazure, C. M. (2006). A gender-based examination of past-year recreational gamblers, *Journal of Gambling Studies*, 22, 41-64.
- Reise, S. P., Widaman, K. F., & Pugh, R. H. (1993). Confirmatory factor analysis and item response theory: Two approaches for exploring measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 114, 552-566.
- 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, 78-90.
- Steiger, J. H. (1989). *EzPATH: Causal modeling*. Evanston, IL: SYSTAT.
- Steiger, J. H. (1995). *Structural equation modeling* [Computer program]. Tulsa, OH: StatSoft, Inc.
- Steiger, J. H. & Lind, J. C. (1980). *Statistically-based tests for the number of common factors*. Paper presented at the annual spring meeting of the Psychometric Society in Iowa City, IA, June.
- Tavares, H., Martins, S. S., Lobo, D. S. S., Silveira, C. M., Gentil, V., & Hodgins, D. (2003). Factors at play in faster progression for female pathological gamblers: An exploratory analysis. *Journal of Clinical Psychiatry*, 64, 433-438.
- Vandenberg, R. J. (2002). Toward a further understanding of and improvement in measurement invariance methods and procedures. *Organizational Research Methods*, 5 (2), 139-158.
- Vandenberg, R. J. & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: suggestions, practices and recommendations for organizational research, *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70.
- Volberg, R. (1994). The prevalence and demographics of pathological gamblers: Implications for public health. *American Journal of Public Health*, 84(2), 237-241.
- Volberg, R. A. (2003). Has there been a "feminization" of gambling and problem

- gambling in the United States? *Electronic Journal of Gambling Issues*, 8, 1-32.
- Welte, J. W., Barnes, G. M., Wieczorek, W. F., Tidwell, M., & Parker, J. (2002). Gambling participation in the US: results from a national survey. *Journal of Gambling Studies*, 18, 313-337.
- Wong, L. K. & So, M. T. (2003). Prevalence estimates of problem and pathological gambling in Hong Kong. *American Journal of Psychiatry*, 160, 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.
- 1 차원고접수 : 2011. 9. 30.
수정원고접수 : 2011. 12. 2.
최종게재결정 : 2011. 12. 5.

Invariance of Conceptual Structure and Psychometric Properties in Canadian Problem Gambling Index

Soonmook Lee

Sungkyunkwan University

Chansoon Lee

Hyun Jung Lee

KIAT

Sung Chil Yeo

Konkuk University

Present study investigated the measurement invariance of Canadian Problem Gambling Index(CPGI) in terms of conceptual structure and psychometric properties across male and female groups. Results showed configural invariance(equivalence of conceptual structure), partial metric invariance(6 out of 9 items), and scalar invariance(6 items with metric invariance). The results suggest that intergroup comparison can be conducted between male and female groups and factor mean differences can be interpreted meaningfully. However, several problems were revealed by looking into detailed features of CPGI. Firstly, noninvariance was found in the factor loadings of items 5, 6, and 7 to which special attention should be paid in adapting the scale to a Korean version. Also attention should be given to the very small size of factor variance in both male(.024) and female(.007) groups. Although the two values of variance were statistically significant, they are not practically meaningful. CPGI seems unable to discriminate the general public to an extent which has been expected from the perspective of public health.

Key words : CPGI, multi-group analysis, gambling behavior scale, measurement invariance, male-female comparison