

# Cuestionario breve de juego patológico en estudiantes colombianos: propiedades psicométricas\*

## Pathological Gambling Short Questionnaire in Colombian Students: Psychometrics Properties

Recepción: 07 Junio 2015 | Aprobación: 27 Enero 2017

JOSÉ IGNACIO RUIZ-PÉREZ<sup>a</sup>

Universidad Nacional de Colombia, Colombia  
ORCID: <http://orcid.org/0000-0002-8996-9736>

ENRIQUE ECHEBURÚA-ODRIOZOLA  
Universidad del País Vasco, España

<sup>a</sup> Autor de correspondencia. Correo electrónico: [jjruizp@unal.edu.co](mailto:jjruizp@unal.edu.co)

*Para citar este artículo:* Ruiz-Pérez, J. I., & Echeburúa-Odrizola, E. (2017). Cuestionario breve de juego patológico en estudiantes colombianos: propiedades psicométricas. *Universitas Psychologica*, 16(3), 1-12. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy16-3.cbjp>

### RESUMEN

Son escasos los estudios sobre instrumentos de evaluación de la ludopatía en población colombiana, así como sobre su prevalencia. El objetivo de este trabajo fue obtener las propiedades psicométricas del Cuestionario Breve de Juego Patológico (CBJP), así como determinar la prevalencia de probable juego patológico en una muestra no aleatoria ( $n = 5858$ ) de estudiantes de formación superior de todas las ciudades capitales de Colombia. El CBJP mostró una fiabilidad interna (0.74) aceptable y validez convergente con una medida de distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar  $-r(5618) = 0.462$ ,  $p < 0.001$ . La prevalencia de posibles problemas de adicción al juego fue similar a la encontrada con instrumentos más amplios en población análoga (19.2 %), y dicha prevalencia fue más alta en hombres, en personas más jóvenes y de nivel socioeconómico más bajo. De acuerdo con estos resultados, es necesario confirmar con otros instrumentos la prevalencia del juego patológico, impulsar medidas legales y socio-sanitarias de prevención para los grupos en riesgo alto, y conocer la utilidad del CBJP en muestras clínicas colombianas.

### Palabras clave

Juego patológico; distorsiones cognitivas; género; edad; nivel socioeconómico

### ABSTRACT

There are few studies on pathological gambling (PG) tests and prevalence for Colombian population. The aim of this paper was to obtain both psychometric properties of the Pathological Gambling Short Questionnaire (PGSQ), as well as to calculate the prevalence of pathological gambling (PG) for a non-randomized sample of university and technical courses from all Colombian capital cities. Results showed a PGSQ good internal reliability (0.74) and convergent validity with a cognitive distortions indicator  $-r(5618) = 0.462$ ,  $p < 0.001$ . The prevalence of possible pathological gamblers was similar to other studies which have used broader measures of pathological gambling (19.2 %). Men, youngest people and members of low social class had higher scores in PG. According to these results, it should be confirmed PG prevalence with other measures, in order to boost legal and socio-health actions for

prevention of PG in high risk groups and to know utility of PGSQ for Colombian clinical samples.

**Keywords**

Pathological gambling; cognitive distortions; gender; age; socioeconomic level

## Introducción

El juego patológico (JP) es considerado como un tipo de trastorno relacionado con las adicciones, de acuerdo con criterios recientes de conceptualización (Ashrafioun & Rosenberg, 2012; Thomas, Allen, Phillips, & Karantzas, 2011) y al sistema clasificatorio del DSM-5 (American Psychiatric Association [APA], 2000). Así, el juego patológico (llamado ahora también trastorno del juego) se caracteriza por presentar cinco o más síntomas de un grupo de diez, entre los que se encuentran la preocupación por jugar —recordar experiencias anteriores de juego, planear futuras oportunidades para jugar o pensar en cómo conseguir el dinero para las apuestas—, necesidad de jugar cantidades cada vez mayores, repetidos y fracasados esfuerzos por dejar de jugar, inquietud o irritabilidad por dejar de jugar, vivir el juego como forma de escape de otras situaciones, volver a jugar para intentar recuperar lo perdido en ocasiones anteriores, mentir a personas queridas sobre el nivel de implicación en el juego, afectar negativamente a relaciones significativas o malograr oportunidades educativas o laborales por las actividades de juego, entre otros. El criterio de cometer actos ilegales para proveerse de recursos para jugar ha desaparecido en la caracterización del juego patológico que hace el DSM-5 (Temcheff, Derevensky, & Paskus, 2011).

En la medición de la prevalencia del juego patológico se han empleado diversos instrumentos, entre los cuales destaca por la extensión en su uso el South Oaks Gambling Screen (SOGS) (Lesieur & Blume, 1987; versión española de Echeburúa, Báez, Fernández-Montalvo, & Páez, 1994). El SOGS ha mostrado una fiabilidad interna muy aceptable (Echeburúa & Fernández-Montalvo, 1997; So-Kum, Chua, & Wu, 2011; Zapata, Torres, & Montoya, 2011), validez de constructo con otras medidas de juego

patológico (Cantinotti, Ladouceur, & Jacques, 2010), validez convergente con indicadores de depresión (Zapata et al., 2011), impulsividad (Petry, 2011), abuso de alcohol (Nelson & Oehlert, 2008), de tabaco (Odlaug, Stinchfield, Golberstein, & Grant, 2012) de drogas en general (Petry, 2011), adicción al sexo (Nelson & Oehlert, 2008) y desinhibición conductual (Wanner, Vitaro, Carbonneau, & Tremblay, 2009).

Otros instrumentos de evaluación del JP son, entre otros, el Adicction Severity Index (Petry, Rash, & Blanco, 2010; Ledgerwood & Petry, 2010); el AUDADIS-IV (Grant, Dawson et al., como se citó en Nelson, Gebauer, LaBrie, & Shaffer, 2009; Ledgerwood & Petry, 2010); el DSM-IV-MR-J, con 12 ítems referidos a 9 categorías para evaluar jóvenes (J) que han participado en juegos de azar en el año anterior (Hardoon, Gupta, & Derevensky, 2004); el Massachusetts Gambling Screen DSM-IV Questionnaire, autoinforme de doce ítems (Shaffer, LaBrie, Scanlan, & Cummings, 1994, como se citó en Steenbergh, Meyers, May, & Whelan, 2002), o el NODS DSM Screen, que evalúa la prevalencia de juego patológico en el año anterior (Petry et al., 2010) o en el mes anterior (Hodgins, Currie, Currie, & Fick, 2009; Petry, Weinstock, Ledgerwood, & Morasco, 2008).

Como instrumentos más breves aún, cabe citar el Problem Gambling Severity Index (PGSI), de 9 ítems (Holtgraves, 2009, Hodgins, Schopflocher, el-Guebaly, Casey, & Smith, 2009; Brooker, Clara, & Cox, 2009); el Brief Biosocial Gambling Screen (BBGS), de 3 ítems (Gebauer, LaBrie, & Shaffer, 2010), y el Cuestionario Breve de Juego Patológico (CBJP). El CBJP consta de cuatro ítems que han mostrado alta fiabilidad interna (0.94) y fiabilidad test-retest, tanto en jugadores patológicos como en población general, así como validez discriminante entre ambos grupos, tanto en el puntaje total de la escala como en cada ítem por separado (Fernández-Montalvo, Echeburúa, & Báez, 1995). Los ítems son dicotómicos, y en cada uno de los cuatro las respuestas afirmativas indican riesgo de presencia de adicción a los juegos de azar. Sus autores indican que el CBJP

está basado en el SOGS, tomando sus ítems más representativos, y el puntaje final serviría para detectar, en una primera aproximación (se trata de una prueba de “screening”), a sujetos probables jugadores patológicos.

Aunque su origen es clínico, su carácter de filtro, similar al PGSI, permite plantear la aplicación del CBJP para conocer su comportamiento psicométrico en población general, como se ha hecho anteriormente (Fernández-Montalvo et al., 1995), y analizar la prevalencia del juego patológico en población joven, en este caso estudiantes de formación superior colombianos, en la línea de la adaptación en Colombia de otros instrumentos relacionados con la ludopatía (Ruiz, 2014; Zapata et al., 2011). El CBJP ha sido aplicado tanto en el marco de tratamientos como de estudios con poblaciones de estudiantes. Por ejemplo, Ruiz-Olivares, Lucena, Pino y Herruzo (2010) informan de la aplicación del CBJP en una muestra de 1011 estudiantes universitarios, encontrando que la media de sintomatología es mayor en los hombres y en los estudiantes de edades intermedias y de primeros semestres. En Colombia, en una muestra de más de 1300 estudiantes universitarios, el mismo instrumento arrojó una fiabilidad interna de 0.76, validez divergente con una medida de ansiedad, una estructura unidimensional y con puntajes más altos en hombres (Ceballos-Ospino et al., 2013). La muestra procede de una única región del país, y al menos un 5.5 % de los sujetos presenta un síntoma de juego patológico, aunque no se ofrece el cálculo de la prevalencia del juego patológico. Así pues, los escasos estudios sobre prevalencia del juego patológico en Colombia abarcan muestras parciales: estudiantes de una única ciudad o región (Zapata et al., 2011; Ceballos-Ospino et al., 2013) o muestras incidentales de usuarios de casinos (Bahamón, 2013; Ruiz, 2009; Ruiz, 2014). Dadas las relaciones entre juego patológico con problemáticas como el consumo de drogas (Petry et al., 2010), la violencia doméstica, problemas legales (Ruiz-Pérez & López-Pina, 2016) y problemas económicos, laborales y familiares (Echeburúa & Fernández-Montalvo, 1997), es necesario avanzar en la

detección y evaluación de esta problemática en la sociedad colombiana.

Por ello, el objetivo de este trabajo fue obtener las propiedades psicométricas del Cuestionario Breve de Juego Patológico (CBJP), así como determinar la prevalencia de probable juego patológico en una muestra no aleatoria ( $n=5858$ ) de estudiantes de formación superior de todas las ciudades capitales de Colombia.

## Método

El diseño de la investigación es exploratorio, transversal y de tipo psicométrico, orientado a conocer la prevalencia del posible juego patológico en una muestra de estudiantes colombianos, así como las propiedades psicométricas del instrumento utilizado.

La muestra, no aleatoria, está compuesta por algo más de 5800 estudiantes colombianos de carreras técnicas y universitarias de las treinta y dos ciudades capitales de Colombia, de los cuales el 34 % correspondió a hombres. La Tabla 1 presenta una descripción de la muestra en cuanto a la edad y el nivel socioeconómico según el género. Los sujetos respondieron un cuestionario sobre percepción de la vida ciudadana, comunitaria y nacional que incluía un módulo de tiempo libre con dos instrumentos:

El Cuestionario Breve de Juego Patológico (Fernández-Montalvo et al., 1995). Este cuestionario consta de cuatro ítems de formato dicotómico, cuya suma de puntuaciones en cada ítem arroja un puntaje en el cuestionario que indicaría el nivel de problemas con los juegos de azar. Un puntaje igual o mayor a 2 señala posibles problemas de adicción al juego, con un puntaje máximo de 4 (Fernández-Montalvo et al., 1995; Salinas, 2004). Para los efectos de este trabajo, el puntaje 0 será tomado como “Ausencia de problemas con el juego”, 1 como “Algunos problemas con el juego” y puntajes de 2 a 4 como indicadores de posible “Adicción al juego”.

La Escala de Distorsiones Cognitivas sobre los Juegos de Azar (Echeburúa, Báez, Fernández-Montalvo y Páez, 1994; adaptada en Colombia por Ruiz-Pérez & López-Pina, 2016). Consta

de 15 ítems dicotómicos, cuya sumatoria arroja un puntaje entre 0 y 15, siendo la cifra mayor indicador de presencia de distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar. El coeficiente de consistencia interna de esta escala fue de 0.74.

Datos sociodemográficos: se recolectó información sobre la edad, que se agrupó en 7 clases, el sexo, el nivel socioeconómico — diferenciando tres niveles: clase social baja, media y alta— y el estado civil. La clase social se identificó preguntando a los sujetos sobre el estrato socioeconómico del lugar donde viven. Este dato se muestra en los recibos de agua, gas o electricidad, de manera que con un único ítem se registra el nivel socioeconómico de la persona. Estos estratos en Colombia van del 1 (más bajo) al 6 (más alto). Los niveles 1 y 2 se agruparon como clase baja, los 3 y 4 como clase media y el 5 y el 6 como clase alta. En la Tabla 1 se ofrece una descripción somera de la muestra, que permite apreciar que ambos sexos difieren tanto en la edad como el estado civil y el nivel socioeconómico, dentro de una tendencia general de personas jóvenes (media de edad: 21.7 y desviación típica: 1.3), con más del 85 % de los sujetos entre los 13 y los 25 años), solteras y de clases sociales desfavorecidas. A nivel regional, los departamentos con mayor participación en la muestra son Cundinamarca (que incluye a Bogotá, con el 9.9 % de los sujetos), Magdalena (5.7 %), Boyacá (4.7 %), Santander (4.7 %), Sucre (4.6 %) y Tolima (4.2 %), mientras que los departamentos con menor participación en la muestra son Arauca (0.9 %), Casanare (1.5 %), Chocó (1.6 %), Guaviare y Huila (1.9 %, cada uno), San Andrés y Providencia (0.6 %), Vaupés y Vichada (1.8 %, cada uno).

En cuanto al procedimiento, los datos fueron recogidos en el primer semestre de 2010 y en el segundo semestre de 2012, tras un proceso de formulación del proyecto y su aprobación por parte de la institución financiadora, que incluyó una revisión por parte de un comité de ética. El formato de encuesta incluía una sección donde se informaba el propósito del estudio, se solicitaba la colaboración voluntaria de los sujetos para responderlo en aplicación colectiva en salones de clase y se informaba del carácter

anónimo de las respuestas y que el análisis de datos se haría de forma colectiva, sin diagnósticos individuales. Por respeto al anonimato de los sujetos, no se recolectó su firma en la aceptación de participación en el estudio. Los datos fueron analizados con el programa SPSS v. 15.

**TABLA 1**  
*Caracterización sociodemográfica de la muestra*

Variable	Mujer	Hombre	
<b>Edad (&amp;):</b>			
13 a 18 años	19.7 %	23.5 %	$X^2_{(6)} = 25.34, p < 0.001$
19 a 20 años	29.8 %	25.7 %	
21 a 25 años	36.8 %	37.3 %	
26 a 30 años	8.5 %	9.0 %	
31 a 35 años	3.1 %	2.1 %	
36 a 40 años	1.1 %	1.7 %	
41 a 47 años	1.0 %	0.8 %	
<b>Estado civil:</b>			
Soltero/a	83.7 %	87.4 %	$X^2_{(4)} = 24.70, p < 0.001$
Unión libre	8.8 %	8.0 %	
Casado/a	6.4 %	3.6 %	
Divorciado/a	0.9 %	0.6 %	
Viuado/a	0.2 %	0.4 %	
<b>Nivel socioeconómico:</b>			
Clases bajas	53.9 %	68.2 %	$X^2_{(2)} = 115.44, p < 0.001$
Clases medias	39.1 %	28.5 %	
Clases altas	6.9 %	3.2 %	

\* los intervalos de edad pretenden diferenciar entre los sujetos adolescentes (según la ley colombiana Ley 1098 de 2006), los sujetos más adultos y los jóvenes, y entre estos últimos diferenciar varios grupos para tener cierta variabilidad de la muestra, dentro de una mayoría joven.  
Fuente: elaboración propia.

## Resultados

En primer lugar, la fiabilidad interna del CBJP, calculada mediante el coeficiente KR20, fue de 0.74, para el total de la muestra (n= 5858). La media de la escala fue de 0.66, con una desviación típica de 1.1. En la Tabla 2 se presentan aspectos descriptivos de cada ítem, la correlación de cada uno de ellos con el total de la escala y el coeficiente de fiabilidad interna KR20 de la escala excluyendo cada uno de los ítems. Se puede observar que las correlaciones ítem-escala son altas, así como que cada ítem contribuye de forma decisiva a la escala, ya que la fiabilidad interna disminuye al extraer cualquiera

de los componentes. En cuanto a la Escala de Distorsiones Cognitivas, la fiabilidad interna fue de 0.73, con correlaciones ítem escala entre 0.218 y 0.414, media de 5.03 y desviación típica de 3.06.

**TABLA 2**  
*Estadísticos descriptivos y de relaciones ítem-escala del CBJP*

Ítems del Cuestionario Breve de Juego Patológico (CBJP)	Índice			Fiabilidad interna sin el ítem
	Media	DT	homogeneidad	
1. ¿Cree usted que tiene o ha tenido alguna vez problemas con los juegos de azar?	0.18	0.38	0.573	0.656
2. ¿Se ha sentido alguna vez culpable por jugar o por lo que le ocurre cuando juega?	0.20	0.40	0.552	0.670
3. ¿Alguna vez le ha pasado que quería dejar de jugar y no ha sido capaz de ello?	0.17	0.37	0.557	0.666
4. ¿Ha cogido alguna vez dinero de la familia o amistades para jugar o pagar deudas de juego?	0.11	0.31	0.457	0.721

Fuente: elaboración propia.

De acuerdo con estos aceptables coeficientes de consistencia interna, se calculó un puntaje individual en la Escala de Distorsiones Cognitivas. En cuanto al Cuestionario Breve de Juego Patológico, siguiendo las orientaciones de sus autores (Echeburúa et al., 1994), se distribuyeron los puntajes en tres categorías: puntajes de 0 como indicador de ausencia de problemas de ludopatía; 1 como indicador de algún riesgo de problemas, y 2 a 4 como indicador de probables problemas de juego patológico. Hay que tener presente que estas categorías no corresponden a un diagnóstico clínico, sino que se emplean como indicadores de probable ausencia o presencia de ludopatía. La Tabla 3 muestra la distribución de los sujetos tanto en los puntajes directos en el CBJP como en las categorías interpretativas según el nivel de problemas con los juegos de azar (agrupando los sujetos con puntajes directos de 2, 3 o 4). De acuerdo con estos resultados, en el conjunto de la muestra, algo más del 19 % de los sujetos podría presentar serios problemas de adicción a los juegos de azar, y el 13.7 % algún riesgo.

**TABLA 3**  
*Número de sujetos por puntajes directos en el CBJP, porcentajes en los niveles de presencia de problemas de ludopatía y porcentajes de presencia de cada síntoma*

Puntaje bruto	n (%)	Puntajes agrupados por niveles de posible ludopatía	%	Respuestas afirmativas por ítem&	%
0	3928 (67.1)	Sin problemas en el juego	67.1	Ítem 1	19.0 (9.8)
1	804 (13.7)	Algún riesgo de problemas	13.7	Ítem 2	21.1 (9.0)
2	551 (9.4)	Posibles problemas en el juego	19.2	Ítem 3	17.9 (6.3)
3	362 (6.2)			Ítem 4	12.0 (5.5)
4	213 (3.6)				

&: entre paréntesis porcentaje de sujetos con respuestas afirmativas a cada ítem del CBJP en el estudio de Ceballos et al. (2013).

Fuente: elaboración propia.

Para conocer el papel del sexo, la edad y el nivel socioeconómico, se llevaron a cabo tres análisis de varianza —dos ANOVA y un MANOVA—, tomando como variables dependientes los puntajes brutos en el CBJP o en la escala de distorsiones cognitivas. En el primer análisis, se introdujo el puntaje en la escala de distorsiones cognitivas como covariable, asumiendo de esta manera un papel causal de las distorsiones sobre la conducta de juego. En el segundo análisis, las variables criterio fueron los puntajes en distorsiones y en ludopatía, y en el tercer análisis la variable criterio fue las distorsiones, con el puntaje en el CBJP como covariable, asumiendo así un papel causal de la adicción al juego en la generación de las distorsiones cognitivas. En los análisis no se tuvo en cuenta a los sujetos de más de 36 años, por su bajo “n”.

Los coeficientes de significación de estos análisis de varianza se exponen en la Tabla 4. Se puede apreciar que las distorsiones cognitivas son el principal predictor de los puntajes en el CBJP (Modelo 1). El conjunto de predictores explica el 24 % de los síntomas de juego patológico. Estos puntajes en el CBJP también son predichos por la clase social y por la interacción entre edad y clase (Modelos 1 y 2). Hay un efecto de interacción entre clase y sexo a nivel univariado, pero desaparece cuando se introducen también como variable criterio las distorsiones cognitivas. Sin embargo, con el sexo se da el resultado

inverso: no hay un efecto a nivel univariado, pero sí tiene un papel cuando las distorsiones cognitivas también se introducen como variable criterio (Modelo 2).

**TABLA 4**

*Análisis de varianza univariado y multivariado sobre los indicadores de juego patológico y de distorsiones cognitivas*

Variable criterio	Modelo 1	Modelo 2 (&)	Modelo 3
	Juego patológico	Juego patológico y distorsiones cognitivas	Distorsiones cognitivas
Edad	F(4)= 1.72 n.s	aF(8)= 3.80*** cF(4)= 5.88*** aF(4)= 6.91***	F(4)= 6.65***
Clase social	F(2)= 5.66**	bF(2)= 13.04*** cF(2)= 71.82***	F(2)= 2.40+
Sexo	F(1)= 1.81 n.s	bF(1)= 4.28* cF(1)= 3.80*	F(1)= 1.32 n.s
Edad x Clase	F(8)= 2.32*	bF(8)= 2.03* aF(4)= 1.56 n.s	F(8)= 1.24 n.s
Sexo x Clase	F(2)= 3.07*	bF(2)= 2.30 n.s cF(2)= 0.05 n.s	F(2)= 0.92 n.s
Edad x Clase x Sexo	F(8)= 1.13 n.s	cF(8)= 2.08*	F(8)= 1.83 +
Covariable: (distorsiones)	F(1)= 1342.1***	-----	F(1)= 1342.1*** (juego patológico)
R <sup>2</sup> corregida	0.24	Juego: 0.06 Distorsiones: 0.04	0.23
Prueba homogeneidad de varianzas	F(29.5486)= 12.97***	F(75.124640)= 4.85***	F(29.5486)= 2.62***

+  $p < 0.10$ .  
\*  $p < 0.05$ .  
\*\*  $p < 0.01$ .  
\*\*\*  $p < 0.001$ .

& a: contrastes multivariados, b: para el indicador de juego patológico, c: para el indicador de distorsiones cognitivas.

Fuente: elaboración propia.

En cuanto a las distorsiones cognitivas, se encuentran como variables predictoras el puntaje en el CBJP (Modelo 3) y la edad (Modelos 2 y 3). Por su lado, la clase social tiene un efecto tendencial sobre las distorsiones, que se vuelve significativo cuando el puntaje en el CBJP desaparece como covariable y se toma como criterio (Modelo 2). Un efecto de interacción entre los tres factores —edad, sexo y estrato— se advierte en el modelo multivariado (Modelo 2,

de forma tendencial en el 3), mientras que hay diferencias entre sexos a nivel de  $p < 0.05$  en el análisis multivariado, pero no en el ANOVA. El 23 % del puntaje en la escala de distorsiones se debe a las variables predictoras, especialmente por la sintomatología de la adicción (Modelo 3).

En cuanto a los efectos directos sobre los niveles de ludopatía, mediante la prueba del Chi<sup>2</sup> se encuentra que los hombres, las personas más jóvenes o de clase social más baja presentan mayores tasas de posibles jugadores patológicos (Tabla 5).

**TABLA 5**

*Cruce de categorías (Chi<sup>2</sup>) entre niveles de posible ludopatía con grupos de sexo, edad y el nivel socioeconómico (los porcentajes corresponden a la distribución de los sujetos en las categorías horizontales)*

	Sin problemas en el juego	Algún riesgo de problemas	Posibles de problemas	
<b>Sexo</b>				
Mujeres	74.4 %	12.0 %	13.6 %	$X^2_{(2)} = 285.52***$
Hombres	53.3 %	16.9 %	29.8 %	
<b>Edad</b>				
13 a 18 años	60.4 %	16.0 %	23.5 %	$X^2_{(8)} = 40.92***$
19 a 20 años	68.9 %	14.1 %	17.0 %	
21 a 25 años	68.7 %	12.7 %	18.6 %	
26 a 30 años	70.8 %	12.0 %	17.2 %	
31 a 35 años	75.8 %	9.6 %	14.6 %	
<b>Clase social</b>				
Baja	62.2 %	14.7 %	23.2 %	$X^2_{(4)} = 121.29***$
Media	73.9 %	12.4 %	13.7 %	
Alta	81.4 %	8.7 %	9.9 %	

\*\*\*  $p < 0.001$ .

Fuente: elaboración propia.

En cuanto a los efectos de interacción, se halló de un lado puntajes inferiores en el CBJP a medida que avanza la clase social en ambos sexos, aunque con puntajes mayores en hombres en cada clase social (Kruskall-Wallis (5) = 345.72,  $p < 0.001$ ), y en los grupos de edad, excepto en el de 21 a 25 años, en el que el rango promedio en el CBJP de los sujetos de clase alta es muy próximo, incluso algo superior, al de los de clase media (Kruskall Wallis (14) = 141.29,  $p < 0.001$ ).

En cuanto a las distorsiones cognitivas, un ANOVA confirma las diferencias entre grupos de edad, con una  $F(4.5613) = 24.23$ ,  $p < 0.001$ , con varianzas homogéneas (F de Levene = 1.52 n.s) y de clase social ( $F(2.5698) = 65.36$ ,  $p <$

0.001, con varianzas no homogéneas  $-F= 10.57$ ,  $p < 0.001$ ). Estas diferencias van en el sentido de menos distorsiones cognitivas en los grupos de mayor edad y en las clases sociales más altas. Por último, las mujeres presentan menos distorsiones cognitivas que los hombres, con una  $F(1.5803) = 81.89$ ,  $p < 0.001$  y con una leve diferencia en la homogeneidad de las varianzas  $F= 6.01$ ,  $p < 0.05$ .

En cuanto al papel de los síntomas de ludopatía, hubo una correlación directa significativa entre los puntajes en la escala de distorsiones cognitivas y en el CBJP  $-r(5618) = 0.462$ ,  $p < 0.001$ -, lo cual equivale a aproximadamente un 21.2 % de la varianza mutua. Clasificando a los sujetos en niveles bajo, medio y alto de distorsiones cognitivas según los centiles 25 y 75, y cruzando este agrupamiento con la clasificación en el CBJP, se halló un 6.5 % ( $n= 75$ ) de sujetos del total de la muestra con probable ludopatía y un bajo nivel de distorsiones cognitivas. A la vez, un 34 % ( $n= 438$ ) de los sujetos con muchas creencias irracionales sobre los juegos de azar no presentaron sintomatología de juego patológico ( $\chi^2_{(4)} = 1164.78$ ,  $p < 0.001$ ). Excluyendo a estos subgrupos, la varianza compartida entre ambas escalas es del 35.4 %. Además, agrupando los sujetos en tres grupos (1: muchas distorsiones y sin síntomas, 2: pocas distorsiones y muchos síntomas y 3: todos los demás sujetos), se halló, mediante la prueba de rangos medios de Kruskal-Wallis, que los sujetos con muchas distorsiones y pocos síntomas tienen un rango medio de edad más bajo que los otros sujetos (grupo 1: 3512; grupo 2: 3930; grupo 3: 4009,  $\chi^2_{(2)} = 19.20$   $p < 0.001$ ) y que, a su vez, los sujetos con muchos síntomas y pocas distorsiones tienen un nivel socioeconómico mayor (grupo 1: 3665, grupo 2: 4198, grupo 3: 3959,  $\chi^2_{(2)} = 9.35$   $p < 0.01$ ).

## Discusión y conclusiones

Diferentes instrumentos de evaluación de la adicción a los juegos de azar se han desarrollado para conocer la prevalencia de este trastorno en

diversos colectivos, tanto en la población general (Arbinaga, 2000; Shaffer et al. 2007) como en subgrupos de ella, como adolescentes o jóvenes (Hardoon et al., 2004; Lussier, Derevensky, Gupta, Bergevin, & Ellenbogen, 2007; Cáceres, Salazar, Varela, & Tovar, 2006; Vargas & Trujillo, 2012) o en muestras clínicas (Nelson & Oehler, 2008). Uno de los instrumentos más empleados para la evaluación de este trastorno, o como parte de una batería de escalas, es el SOGS. Sin embargo, lejos de ser el único instrumento, se han propuesto otras medidas que, especialmente en investigaciones con poblaciones estudiantiles y en estudios de prevalencia en la población general, son de reducida extensión, tales como el SOGS-RA, con 12 ítems, o el PGSI, con 9 reactivos (Brooker et al., 2009). El Cuestionario Breve de Juego Patológico (Fernández-Montalvo & Echeburúa, 1995; Fernández-Montalvo & Echeburúa, 1997) es un instrumento aún más breve que los anteriores, al contar con cuatro ítems. Aunque ha sido diseñado para su uso en ámbitos clínicos, no hay ningún impedimento para aplicarlo a la población general, ya que de hecho el CBJP se presenta como un instrumento de cribado (Fernández-Montalvo & Echeburúa, 1995).

Aplicado a la muestra de estudiantes referida en este estudio, el CBJP ha mostrado una fiabilidad interna inferior a la encontrada en sujetos españoles en su versión original (0.94; Fernández-Montalvo et al., 1995), pero aceptable y muy próxima a lo hallado en el estudio de Ceballos et al. (2013) con estudiantes colombianos. Así mismo, ha mostrado una validez concurrente con las puntuaciones en una escala de distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar, de forma que mayores puntajes en el CBJP se asocian con más distorsiones cognitivas, en consonancia con lo propuesto en la literatura (Echeburúa & Fernández-Montalvo, 1997; Fortune & Goodie, 2012; Jacobsen, Knudsen, Krogh, Pallesen, & Molde, 2007; Scoboria & Wilson, 2011), aunque el tamaño moderado a medio de la correlación indica que no hay una estricta interdependencia entre síntomas y distorsiones.

En cuanto a la prevalencia de los síntomas de juego patológico, los resultados del presente trabajo pueden ser contrastados con los de Zapata et al. (2011), obtenidos con la aplicación del SOGS a más de cuatro mil estudiantes entre 10 y 19 años de colegios de la ciudad de Medellín. Así, en nuestro trabajo con el CBJP se obtiene una prevalencia de posibles problemas de ludopatía para el conjunto de la muestra del 19.2 % de los casos, y del 23.5 % para el segmento de la muestra de 13 a 18 años, el grupo de edad más similar a la muestra del estudio de Zapata et al. (2011), quienes encontraron una tasa del 13.8 %. En cuanto a la distribución por sexo, el 29.8 % de los hombres y el 13.6 % de las mujeres que respondieron al CBJP en nuestro estudio podrían presentar problemas serios de adicción al juego, en contraste con el 23.3 % de varones y el 6.9 % de estudiantes del estudio de Zapata et al. (2011). Para el segmento de edad de 13 a 18 años del presente estudio, la prevalencia de posibles problemas con los juegos de azar fue del 35.3 % para los estudiantes varones y del 16.4 % para las mujeres, porcentajes sensiblemente superiores al estudio de comparación.

Esta variación de porcentajes de prevalencia podría explicarse por las diferencias en los instrumentos empleados en ambos estudios o por cambios en la base sociodemográfica de la muestra. Mientras el estudio de Zapata et al. (2011) toma una amplia muestra de estudiantes de una única ciudad (una de las que tiene mayor renta por habitante en el contexto colombiano), en el presente estudio se toman muestras de 32 ciudades, tanto de las grandes capitales del país como de ciudades capitales con menor nivel de vida. Esta situación podría haberse reflejado en el actual estudio, ya que se encontró que una menor clase social se asoció tanto con más riesgo de problemas de adicción al juego como con más distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar. De hecho, las diferencias en los niveles de posible adicción al juego fueron significativas entre las ciudades  $\chi^2_{(32)} = 229,07, p < 0.001$ ; igualmente hubo diferencias regionales en cuanto a distribución de las clases sociales  $\chi^2_{(32)} = 1606, p < 0.001$ . Esta diferencia regional

en el nivel socioeconómico se debe al carácter no aleatorio de la muestra. En la submuestra de estudiantes de Medellín ( $n = 196$ ), la tasa de prevalencia de posibles jugadores patológicos fue del 15.8 %, solo un 2 % por encima del estudio de Zapata et al. (2011). Por su lado, Ceballos et al. (2013), aunque emplean el mismo instrumento (CBJP) que en el presente trabajo, no ofrecen el cálculo del porcentaje de sujetos con problemas con los juegos de azar, por lo que no es posible hacer contraste de prevalencias. En cuanto a los porcentajes de respuestas afirmativas a cada ítem, en el presente trabajo se halla que duplican por lo menos los reportados por Ceballos et al. (2013), como se muestra en las columnas derechas de la Tabla 3. Aun si se toma del actual estudio la franja de edad (17-22 años) y la submuestra regional (Departamento del Magdalena, ciudad de Santa Marta), más próximas al estudio de Ceballos, las diferencias de porcentajes en respuestas afirmativas a cada ítem se mantienen: 21.4 %, 13.8 %, 20.0 % y 9.0 %, respectivamente por cada ítem. Surge entonces la pregunta acerca de las razones de tales diferencias entre ambos estudios, pues la tasa de respuestas afirmativas por ítem seguramente influirá en la tasa de prevalencia del probable juego patológico.

De otro lado, en el presente trabajo se confirma la diferencia de tasas de prevalencia del riesgo de juego patológico entre hombres y mujeres, en la línea de lo encontrado por otros autores (Echeburúa, González-Ortega, Corral, & Polo-López, 2011; Hardoon et al., 2004; Hodgins, Schopflogher, El-Guebaly y Smith, 2010). Las diferencias de género en el acceso a lugares u oportunidades de juego y la menor presencia de las mujeres en los trastornos adictivos podrían explicar tales cambios (Barroso, 2003), aunque las proporciones de mujeres con probables problemas de ludopatía son sensiblemente más bajas en otros estudios —entre el 0.7 % y el 3 %, según las fuentes sobre este particular—. En cuanto al nivel socioeconómico, la mayor prevalencia de sintomatología de adicción al juego en clases bajas guarda relación con la mayor prevalencia de distorsiones cognitivas en ese sector poblacional (Ruiz-Pérez & López-Pina, 2016), lo que sería debido a un menor nivel

educativo; también guardaría relación con una mayor necesidad de sujetos de clase baja de recursos económicos, viendo en los juegos de azar una oportunidad para obtenerlos, dados el desempleo o subempleo que incide en ellos.

Una limitación del presente estudio es la no inclusión de ítems sobre tipos de juegos de azar en que podrían participar los entrevistados ni sobre frecuencia o gasto en el juego. Con todo, el peso del factor de género es, en el presente estudio, inferior al del nivel socioeconómico y parejo al de la edad. En efecto, se encontró mayor proporción de sujetos con posibles problemas de juego patológico y de distorsiones cognitivas en los sujetos más jóvenes, en coincidencia con lo reportado por la literatura (Hardoon et al., 2004), pero, como señalan Blinn-Pike, Lokken y Jonkman (2010), falta investigación sobre las causas de estas diferencias en tasas de ludopatía entre adolescentes/jóvenes y adultos. Una posible explicación podría partir precisamente de la mayor presencia de conductas de riesgo y de los heurísticos en que aquellas se sustentan - ilusión de control, de invulnerabilidad-, así como el rol que juega la norma subjetiva en jugadores jóvenes (Larimer & Neighbors, 2003; Wanner et al., 2009). Por otro lado, acerca de las relaciones entre sintomatología de ludopatía y distorsiones cognitivas, aunque en general se toman estas como factor etiológico de la ludopatía (Jacobsen et al., 2007), es posible plantear la relación inversa: dada una conducta determinada (en este caso el juego) el individuo busca una coherencia entre aquella y su atribución causal, desde el punto de vista de la búsqueda de consistencia cognitiva o desde el mantenimiento de una autoimagen lo más positiva posible (Páez, 2003). Por otro lado, el tamaño del efecto (en este estudio medido con la  $R^2$  corregida) de las diferencias en sintomatología de ludopatía por edad, sexo o clase social, siendo significativas y coincidentes con lo expuesto en la literatura, es bajo, emergiendo en este trabajo las distorsiones cognitivas como el principal factor explicativo de la sintomatología. Este tipo de cuestiones pueden ser abordadas en futuras investigaciones, sumando esta contribución a las desarrolladas en Colombia en los últimos años para conocer

tasas de prevalencia de la ludopatía mediante instrumentos adaptados psicométricamente al contexto nacional.

## Agradecimientos

La investigación fue posible mediante la logística de recolección de datos asociada al Proyecto de investigación 15888 de la Convocatoria Orlando Fals-Borda de la Facultad de Ciencias Humanas de la Universidad Nacional de Colombia.

## Referencias

- American Psychiatric Association. (2000). *Manual DMS-IV*. Barcelona: Masson.
- Arbinaga, F. (2000). Características sociodemográficas, consumo de drogas, depresión y juego patológico en un grupo de mujeres de Punta Umbra (Huelva): un estudio descriptivo. *Anales de Psicología*, 16(2), 123-132.
- Ashrafioun, L., & Rosengerg, H. (2012). Methods of assessing craving to gamble: A narrative review. *Psychology of Addictive Behaviors*, 26(3), 536-549.
- Bahamón, M. J. (2013). Relación entre esquemas inadaptables, distorsiones cognitivas y síntomas de ludopatía en jugadores de casinos. *Pensamiento Psicológico*, 11(2), 89-102.
- Barroso, C. (2003). *Las bases sociales de la ludopatía*. (Tesis de doctorado no publicada). Universidad de Granada, Granada, España.
- Blinn-Pike, L., Lokken, S., & Jonkman, J. N. (2010). Adolescent gambling: A review of an emerging field of research. *Journal of Adolescent Health*, 47, 223-236.
- Brooker, I. S., Clara, I. P., & Cox, J. B. (2009). The Canadian Problem Gambling Index: Factor structure and associations with psychopathology in a nationally representative sample. *Canadian Journal of Behavioral Science*, 41(2), 109-114.
- Cáceres, D., Salazar, I., Varela, M., & Tovar, J. (2006). Consumo de drogas en jóvenes

- universitarios y su relación de riesgo y protección con los factores psicosociales. *Universitas Psychologica*, 5(3), 501-510.
- Cantinotti, M., Ladouceur, R., & Jacques, C. (2010). Structure factorielle et fidélité du questionnaire d'excès aux loteries vidéo. *Canadian Journal of Behavioral Science*, 42(2), 101-108.
- Ceballos-Ospino, G., Barliza-de-la-Rosa, L., Villafañe-Martínez, Y., Herazo, E., Oviedo, H. C., & Campo Arias, A. (2013). Cuestionario Breve de Juego Patológico: desempeño instrumento en universitarios. *Revista de Ciencias Biomédicas*, 4(2), 242-246.
- Echeburúa, E., Báez, C., Fernández-Montalvo, J., & Páez, D. (1994). El Cuestionario de Juego de South Oaks (SOGS): validación española. *Análisis y Modificación de Conducta*, 20, 769-791.
- Echeburúa, E., & Fernández-Montalvo. (1997). *Manual práctico de juego patológico*. Madrid: Pirámide.
- Echeburúa, E., González-Ortega, I., Corral, P., & Polo-López, R. (2011). Clinical gender differences among adult pathological gamblers seeking treatment. *Journal of Gambling Studies*, 27, 215-227.
- Fernández-Montalvo, J., & Echeburúa, E. (1997). Ayuda para el paciente. En J. Fernández-Montalvo, & E. Echeburúa (Eds.), *Manual práctico de juego patológico* (pp. 27-114). Madrid: Pirámide.
- Fernández-Montalvo, J., Echeburúa, E., & Báez, C. (1995). El Cuestionario Breve de Juego Patológico: un nuevo instrumento de "screening". *Análisis y Modificación de Conducta*, 21(76), 211-223.
- Fortune, E. E., & Goodie, A. S. (2012). Cognitive distortions as a component and treatment focus of pathological gambling: A review. *Psychology of Addictive Behaviors*, 26(2), 298-310.
- Hardoon, K. K., Gupta, R., & Derevensky, J. L. (2004). Psychosocial variables associated with adolescent gambling. *Psychology of Addictive Behaviors*, 18(2), 170-179.
- Hodgins, D. C., Currie, S. R., Currie, G., & Fick, G. H. (2009). Randomized trial of brief motivational treatments for pathological gamblers: More is not necessarily better. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 77(5), 950-960.
- Hodgins, D. C., Schopflocher, D. P., el-Guebaly, N., Casey, D. M., & Smith, G. J. (2010). The association between childhood maltreatment and gambling problems in a community sample of adult men and women. *Psychology of Addictive Behaviors*, 24(3), 548-554.
- Holtgraves, T. (2009). Gambling, gambling activities and problem gambling. *Psychology of Addictive Behaviors*, 23(2), 295-302.
- Gebauer, L., LaBrie, R., & Shaffer, H. J. (2010). Optimizing DSM-IV-TR classification accuracy: A brief biosocial screen for detecting current gambling disorders among gamblers in the general household population. *Canada Journal of Psychiatry*, 55(2), 82-90.
- Jacobsen, L. H., Knudsen, A. K., Krogh, A. K., Pallesen, S., & Molde, H. (2007). An overview of cognitive mechanisms in pathological gambling. *Nordic Psychology*, 59(4) 347-361.
- Larimer, M. E., & Neighbors, C. (2003). Normative missperceptions and the impact of descriptive and injunctive norms on college student gambling. *Psychology of Addictive Behaviors*, 17(3), 235-243.
- Ledgerwood, D. M., & Petry, N. M. (2010). Subtyping pathological gamblers based on impulsivity, depression and anxiety. *Psychology and Addictive Behaviors*, 24(4), 680-688.
- Lesieur, H. R., & Blume, S. B. (1987). The South Oaks Gambling Screen (SOGS): A new instrument for the identification of pathological gamblers. *American Journal of Psychiatry*, 144, 1184-1188.
- Lussier, I., Derevensky, J. L., Gupta, R., Bergevin, T., & Ellenbogen, S. (2007). Youth gambling behaviors: An examination of the role of resilience. *Psychology of Addictive Behaviors*, 21(2), 165-173.

- Nelson, S. E., Gebauer, L., LaBrie, R. A., & Shaffer, H. J. (2009). Gambling problem symptom patterns and stability across individual and timeframe. *Psychology of Addictive Behaviors*, 23(3), 523-533.
- Nelson, K. G., & Oehlert, M. E. (2008). Evaluation of a shortened South Oaks Gambling Screen in Veterans with Addictions. *Psychology of Addictive Behaviors*, 22(2), 309-312.
- Odling, B. L., Stinchfield, R., Golberstein, E., & Grant, J. E. (3 de septiembre de 2012,). The relationship of tobacco use with gambling problem severity and gambling treatment outcome. *Psychology of Addictive Behaviors*. <http://dx.doi.org/10.1037/a0029812>.
- Páez, D. (2003). Objeto de estudio de la psicología social. En D. Páez, I. Fernández, S. Ubillos, & E. Zubieta (Eds.), *Psicología social, cultura y educación* (pp. 3-25). Madrid: Pearson-Prentice Hall.
- Petry, N. M. (2011). Pathological gamblers, with and without substance use disorders, discount delayed rewards at high rates. *Journal of Abnormal Psychology*, 110(3), 482-487.
- Petry, N. M., Rash, C. J., & Blanco, C. (2010). The Inventory of Gambling Situations in problem, and pathological gamblers seeking alcohol and drug abuse treatment. *Experimental and Clinical Psychopharmacology*, 18(6), 530-538.
- Petry, N. M., Weinstock, J., Ledgerwood, D. M., & Morasco, B. (2008). A randomized trial of brief interventions for problem and pathological gamblers. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 76(2), 318-328.
- Ruiz, J. I. (2014). Juego patológico y dependencia del alcohol en una muestra de trabajadores y estudiantes universitarios: prevalencias, interrelaciones y diferencias de género. *Psychologia: Avances de la Disciplina*, 8(1), 33-42.
- Ruiz, J.I. (2009). Juego patológico en usuarios de casinos de Bogotá: prevalencia y relaciones con consumo de alcohol, búsqueda de sensaciones y patrones de juego. *Revista Colombiana de Psicología*, 18(2), 145-156.
- Ruiz-Olivares, R., Lucena, V., Pino, M. J., & Herruzo, J. (2010). Análisis de comportamientos relacionados con el uso/abuso de Internet, teléfono móvil, compras y juego en estudiantes universitarios. *Adicciones*, 22(4), 301-310.
- Ruiz-Pérez, J. I., & López-Pina, J. L. (2016). Evaluación psicométrica de una escala de distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar en una muestra nacional de estudiantes colombianos. *Revista Colombiana de Psicología*, 25(2), 203-219. <https://doi.org/10.15446/rcp.v25n2.45375>.
- Salinas, J. M. (2004). Instrumentos de diagnóstico y screening del juego patológico. *Salud y drogas*, 4(2), 35-59.
- Scoboria, A., & Wilson, T. (2011). Memory for future gambling wins. *Psychology of Addictive Behaviors*, 25(3), 565-572.
- Shaffer, H. J., Nelson, S. E., LaPlante, D. A., LaBrie, R., Albanesse, L., & Caro, C. (2007). The epidemiology of psychiatric disorders among repeat DVI offenders accepting a treatment sentencing option. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 75(5), 795-804.
- So-Kum, C., Chua, Z., & Wu, A. (2011). Impulsivity, life stress, refusal efficacy and problem gambling among Chinese: testing the diathesis-stress-coping model. *International Journal of Stress Managements*, 18(3), 263-283.
- 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*, 11(2), 213-220.
- Steenbergh, T. A., Meyers, A. W., May, R. K., & Whelan, J. P. (2002). Development and validation of the Gamblers Beliefs Questionnaire. *Psychology of Addictive Behaviors*, 16(2), 143-149.
- Thomas, A. C., Allen, F. L., Phillips, J., & Karantzas, G. (2011). Gaming Machine Addiction: the role of avoidance, accessibility and social support. *Psychology of Addictive Behaviors*, 25(4), 738-744.

- Vargas, C., & Trujillo, H. M. (2012). Cannabis consumption by female psychology students: The influence of perceived stress, coping and consumption of drugs in their social environment. *Universitas Psychologica*, 11(1), 119-130.
- Wanner, B., Vitaro, F., Carbonneau, R., & Tremblay, R. E. (2009). Cross-lagged links among gambling, substance use, and delinquency from midadolescence to young adulthood: Additive and moderating effects of common risk factors. *Psychology of Addictive Behaviors*, 23(1), 91-104.
- Zapata, M., Torres, Y., & Montoya, L. P. (2011). Riesgo de juego patológico. Factores y trastornos mentales asociados en jóvenes de Medellín-Colombia. *Adicciones*, 23(1), 17-25.

## Notas

- \* Artículo de investigación.