

Prevalencia de juegos de apuestas, síntomas depresivos y distorsiones cognitivas en jóvenes universitarios

Agosto 2014, Vol. 6,
N°2, 55-64

revistas.unc.edu.ar/index.
php/racc

Vera, Belén del Valle*^a, Caneto, Florencia^a, Tuzinkievich, Francisco Benjamin^a, y Garimaldi, Javier Alejandro^a

Artículo Original

Resumen

El objetivo de este trabajo fue analizar la presencia de síntomas depresivos y de distorsiones cognitivas en una muestra de estudiantes locales e indagar sobre la posible relación con la severidad en los trastornos relacionados a los juegos de apuestas. Para ello, una muestra de 277 estudiantes universitarios y terciarios (66.8% mujeres) de entre 18 y 35 años, completó el *South Oaks Gambling Screen* (SOGS), el Cuestionario de Prevalencia de Juegos de Apuestas, el *Gambling Belief Questionnaire Spanish Version* (GBQ-S) y el *Beck Depression Inventory* (BDI). No se encontraron diferencias significativas en la depresión en función del puntaje en el SOGS y de la frecuencia de juego. Se corroboró la presencia de distorsiones cognitivas en formas menos severas de trastornos de juego y un incremento de las mismas a medida que aumentan la severidad y la frecuencia de juego.

Abstract

Prevalence of gambling, depressive symptoms and cognitive distortions in university students: The aim of this paper was to analyze the presence of depressive symptoms and cognitive distortions in a sample of undergraduate students and investigate the possible relationship with severity of gambling disorders. To this aim, a sample of 277 local students (66.8 % women) between 18 and 35 years completed the South Oaks Gambling Screen (SOGS), a Gambling Prevalence Questionnaire, the Gambling Belief Questionnaire Spanish Version (GBQ-S) and the Beck Depression Inventory (BDI). No differences in depression symptoms were found depending on gambling frequency and SOGS's scores. The presence of cognitive distortions in less severe forms of gambling disorders was corroborated. Cognitive distortions' levels increased with increasing severity and frequency of gambling.

Tabla de Contenido

Introducción	55
Método	57
Muestra	57
Procedimiento	57
Instrumentos	57
Análisis de datos	58
Resultados	59
Discusión	62
Referencias	63

Palabras claves:

Trastornos de Juegos de Apuestas; Distorsiones Cognitivas; Síntomas Depresivos; Frecuencia de Juego.

Key Words:

Gambling Disorders; Cognitive Distortions; Depressive Symptoms; Gambling Frequency.

Recibido el 28 de Enero de 2014; Recibido la revisión el 17 de Marzo de 2014; Aceptado el 5 de Abril de 2014.

1. Introducción

La conducta de apostar, definida como el acto de poner algo de valor, generalmente dinero, en riesgo bajo la esperanza incierta de obtener algo de mayor valor, es una actividad de entretenimiento que se observa en diferentes culturas (Clark, 2010). La mayoría de las personas que realizan apuestas no experimentan consecuencias negativas, sin embargo,

un porcentaje cercano al 4-5% desarrolla trastornos de la conducta de juego (Korman, Toneatto, y Skinner, 2006). La conducta de apostar es representada en un continuo que va desde la modalidad recreacional hasta la patológica, incluyendo estadios cualitativa y cuantitativamente diferentes, donde un mayor número de problemas corresponde a una mayor

^a Laboratorio de Psicología, Facultad de Psicología, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.

*Enviar correspondencia a: Vera, B. E-mail: belen.vera89@gmail.com

severidad de este trastorno (Hodgins, Stea, y Grant, 2011). En este continuo, el juego problemático representa una forma menos severa que la modalidad patológica y, a pesar de no estar incluida en los manuales diagnósticos, es reconocida como una categoría independiente por los instrumentos de detección (Hodgins et al., 2012).

Los trastornos de juego tienen serias consecuencias negativas para el individuo, su familia y la sociedad en general (Jiménez-Murcia et al., 2009). Estas consecuencias incluyen pérdidas financieras, problemas familiares, académicos y laborales, deterioro de la salud mental (depresión y ansiedad) y de la salud general como consecuencia del estrés. En casos más severos, se asocian a la realización de actividades criminales para financiar nuevas apuestas o deudas de juego (Williams, West, y Simpson, 2012).

Entre los principales factores asociados a una mayor vulnerabilidad para el desarrollo de trastornos en los juegos de apuestas se ubican los trastornos psiquiátricos, principalmente los trastornos por uso de sustancias, los trastornos en el estado de ánimo, como la depresión, los trastornos de ansiedad, como los trastornos de pánico y la fobia social (Bischof et al., 2013; Hodgins et al., 2012; Jiménez-Murcia et al., 2009; Rizeanu, 2013); una historia familiar de trastornos con los juegos de apuestas; las distorsiones cognitivas (Williams et al., 2012) y rasgos de personalidad, como la impulsividad (Clarke, 2006).

Diversos estudios destacan el papel de la depresión como un factor de vulnerabilidad para el desarrollo de trastornos relacionados a los juegos de apuestas (Bischof et al., 2013; Hodgins et al., 2012; Jiménez-Murcia et al., 2009; Petry, Stinson, y Grant, 2005; Rahman et al., 2012). Rizeanu (2013) encontró que el 76.47% de una muestra de apostadores con potencial juego patológico (puntaje ≥ 5 en SOGS) presentaba síntomas depresivos (BDI).

Desde el modelo biopsicosocial se postula una tipología de apostadores donde la depresión se ubica como eslabón causal de los trastornos de apuestas. En estos casos, las apuestas se realizan para aliviar estados emocionales negativos como los síntomas depresivos (entre ellos la tristeza, la desesperanza, inclusive el pensamientos de muerte) y la ansiedad (como taquicardia e hiperventilación) (Blaszczynski y Nower, 2002). Un estudio longitudinal evidenció que la presencia de síntomas depresivos durante la adolescencia temprana incrementaba cuatro veces las

posibilidades de desarrollar problemas de juego (Lee, Storr, Lalongo, y Martins, 2011).

Otro de los factores de riesgo comúnmente asociado son las distorsiones cognitivas (Williams et al., 2012). Desde una perspectiva cognitiva, se las define como formas de funcionamiento del pensamiento que dan soporte a creencias y suposiciones nucleares, generalizando, eliminando o distorsionando estímulos internos o externos (Yurica y DiTomasso, 2005). Algunas de estas distorsiones cognitivas son la ilusión de control y la falacia del apostador. Estas surgen como consecuencia de una interpretación errónea de los juegos de azar como si fueran de habilidad haciendo una asociación inexistente entre dos eventos mediante un procesamiento erróneo de la aleatoriedad de los juegos, todo lo cual lleva a pensar que luego de la ocurrencia de un evento, la posibilidad de que este se vuelva a presentar disminuye (Fortune y Goodie, 2012). En este sentido, los jugadores problema siguen apostando porque, al procesar erróneamente la aleatoriedad y la independencia de cada evento de apuesta, sobreestiman sus chances de ganar (Clark, 2010).

La asociación entre un mayor nivel de distorsiones cognitivas y una mayor severidad en la conducta de juego se ha observado no sólo en muestras de jugadores patológicos (Goodie, 2005; Lim, Bowden-Jones y Rogers, 2013; Xian et al., 2008), sino también en estudios realizados con jugadores no patológicos (Mackillop, Anderson, Castelda, Mattson, y Donovan, 2006; Winfree, Meyers, y Whelan, 2013).

En resumen, los estudios aquí presentados sugieren que la depresión y las distorsiones cognitivas son variables importantes a tener en cuenta a la hora de estudiar los problemas con el juego y al evaluar la severidad de los problemas asociados al juego.

En Argentina, escasos estudios han analizado este fenómeno y hay una carencia de estudios epidemiológicos de prevalencia de las conductas de apuestas. Datos locales provenientes de un estudio con estudiantes universitarios señalan que alrededor del 60% realizó apuestas alguna vez, mientras que entre el 6% y el 12% presentó criterios que indican potencial problema (Tuzinkievich, Vera, Caneto, Garimaldi, y Pilatti, 2013).

Por otro lado, gran parte de los estudios que evidencian una la relación entre los trastornos de juego y la depresión y las distorsiones cognitivas

proviene de muestras conformadas por jugadores patológicos o potencialmente patológicos por lo que es poco clara la relación entre estos factores y formas menos severas de los trastornos de juego. Este trabajo pretende aportar mayor información respecto a la prevalencia de síntomas depresivos y distorsiones cognitivas y su relación con niveles menos severos de trastornos de juego en una muestra local de estudiantes.

2. Método

2.1. Muestra

Un total de 316 cuestionarios fueron administrados a una muestra de estudiantes terciarios (Profesorado de nivel inicial, 14.5%) y universitarios (Universidad Nacional de Córdoba, 85.5%) inscriptos a

diferentes carreras (67.4% a psicología, 2.2% a biología, 3.6% a letras y 12.3% a ingeniería) de la ciudad de Córdoba. La muestra fue seleccionada en base a su accesibilidad y a la disponibilidad de contactos. La participación fue voluntaria y anónima y se garantizó la confidencialidad de los datos. Previo a la aplicación de los cuestionarios, se obtuvo el consentimiento verbal. Fueron descartados 39 casos por tener incompleto alguno de los cuestionarios. La muestra final quedó conformada por 277 sujetos (66.8% mujeres) de entre 18 y 35 años ($M = 21.64 \pm 3.79$). En la [Tabla 1](#) se muestran los datos sociodemográficos para el total de la muestra y para los diferentes grupos en función de sus puntajes en el SOGS (ver sección instrumentos).

Tabla 1.

Datos sociodemográficos de la muestra.

	Total (N = 277)	Jugador sin riesgo (n = 191)	Jugador en riesgo (n = 70)	Potencial Jugador Problemático (n = 16)
Sexo				
Varón	33.2%	30.4%	37.1%	50%
Mujer	66.8%	69.6%	62.9%	50%
Edad	21.64 (± 3.79)	21.99 (± 3.91)	20.86 (± 3.34)	20.94 (± 3.8)
Lugar de origen				
Córdoba Capital	35%	34.6%	35.7%	37.5%
Córdoba provincia	27.8%	33%	17.1%	12.5%
Otra provincia	35.7%	30.9%	47.1%	43.8%
Otro país	1.1%	1%	---	6.3%

Nota. Los datos se muestran en porcentaje para el total de la muestra y divididos por grupos en función del puntaje en el SOGS. Para las variables continuas se presenta la media y la desviación estándar entre paréntesis.

2.2. Procedimiento

Los cuestionarios fueron administrados de manera colectiva en el aula de clases. Se explicó a los participantes el objetivo del estudio, y se los instruyó sobre la manera de completar los cuestionarios. Los participantes no fueron compensados y no recibieron ningún crédito para el curso por su participación. La administración de los cuestionarios se realizó en, aproximadamente, 35 minutos sin que se registraran dificultades. La recolección de los datos se realizó en un período de seis meses.

2.3. Instrumentos

Cuestionario sociodemográfico. Incluye preguntas de edad, sexo, lugar de origen y residencia y universidad/instituto en el que estudia.

South Oaks Gambling Screen (SOGS) (Lesieur y Blume, 1987). Para determinar la presencia, o no, de

trastornos en la conducta de juego se utilizó la versión en español (Echeburúa Odriozola, Báez Gallo, Fernández-Montalvo y Paéz Rovira, 1994) del SOGS. Esta herramienta, basada en los criterios del DSM-III, consta de 20 ítems que interrogan acerca de la prevalencia de conductas de juegos de apuestas y de problemas asociados. Tanto la versión en inglés como la versión en español presentan adecuados valores de consistencia interna ($\alpha = .94$). De las 20 preguntas que puntúan, 9 refieren a las fuentes de dinero a las cuales han recurrido para saldar deudas de juego, las cuales, para una simplificación de los datos, se colapsaron en una: ¿Has pedido dinero prestado para jugar o pagar deudas de juego? (Clarke, 2006). Según sus autores (Lesieur y Blume, 1987), los puntajes son interpretados de la siguiente manera: un puntaje ≥ 5 es indicador de un probable jugador patológico, mientras que puntajes entre 3 y 4, de un potencial

problema con el juego. Para una mejor representación del continuo de severidad, estudios más recientes sugieren utilizar otros puntos de corte con esta herramienta (MacKillop et al., 2006). En este estudio, los puntajes fueron interpretados de la siguiente manera: 0, No Jugador/Jugador sin Riesgo (JSR); 1 y 2, Jugador en Riesgo (JR); ≥ 3 , Potencial Jugador Problemático (PJP). En base a la modalidad y frecuencia de juego se formaron tres grupos: (i) No Jugadores (NJ): no realizan juegos de apuestas; (ii) Jugadores No Frecuentes (JNF): realizan apuestas menos de una vez al mes en tres modalidades o menos; y (iii) Jugadores Frecuentes (JF): realizan apuestas mensualmente o más o realizan apuestas menos de una vez al mes, pero al menos en cuatro modalidades diferentes.

Cuestionario de Prevalencia de juegos de apuestas. Tomando como referencia las preguntas empleadas en estudios previos sobre juegos de apuestas (Dechant, 2013; Franco, Maciejewski, y Potenza, 2011; Liu, Maciejewski, y Potenza, 2009; MacLaren, Harrigan, y Dixon, 2012), se construyó un cuestionario *ad hoc* para indagar la prevalencia y frecuencia de conductas de apuestas en diversas modalidades (apuestas en casino, en quinielas, en internet y en grupo con otras personas). Específicamente, se utilizaron tres preguntas para indagar sobre la realización de apuestas en la vida, en el último año y en el último mes (i.e., ¿alguna vez realizaste apuestas en un casino/por internet?, ¿alguna vez compraste un billete de lotería, Quiniela, raspadistas, Loto, Quini 6 o similares?). Asimismo, se preguntó acerca de la frecuencia de realización de estas apuestas en el último año. Para esto, los participantes debían indicar si, en el último año, habían realizado alguna apuesta que involucrara dinero y con qué frecuencia realizaron estas apuestas (desde nunca hasta casi diariamente).

Gambling Belief Questionnaire Spanish Version (GBQ-S) (Steenbergh, Whelan, Meyer, May, y Whelan, 2002). Este instrumento consta de 20 ítems agrupados en dos escalas (Ilusión de Control, 8 ítems y Suerte/Perseverancia, 12 ítems). Cada ítem representa una distorsión comúnmente mantenida por los jugadores. Se responde utilizando una escala likert de 7 puntos indicando el grado de acuerdo con cada afirmación. Puntajes más altos indican un mayor nivel de distorsión cognitiva (Winfrey et al., 2013). La escala presenta adecuadas propiedades psicométricas en

relación a la confiabilidad y estructura interna tanto en otros ($\alpha = .96$ para la escala de Suerte y Perseverancia y $\alpha = .86$ en la escala de Ilusión de Control, Winfree et al., 2013) como en el presente ($\alpha = .89$ para la escala de Suerte y Perseverancia y $\alpha = .85$ para la escala de Ilusión de Control) estudio.

Beck Depression Inventory (BDI) (Beck, Ward, Mendelson, Mock, y Erbaugh, 1961). Consta de 21 ítems que condensan síntomas y actitudes típicos de la depresión. Dichos ítems otorgan una aproximación certera a la gravedad de los síntomas (e.g., pesimismo, culpa e irritabilidad) que padece el sujeto. El sujeto debe responder en una escala de 0 a 3, según el grado de severidad con el que perciba el padecimiento del síntoma. Los puntajes de esta prueba se interpretan de la siguiente manera: puntajes entre 0 y 13 son indicadores de depresión mínima; entre 14 y 19, depresión leve; entre 20 y 29, depresión moderada y puntajes ≥ 30 dan cuenta de una depresión grave. La escala presentó adecuados valores de confiabilidad en estudios previos ($\alpha = .86$, Cantón Cortés, y Justicia Justicia, 2008) y aceptables en el presente ($\alpha = .69$).

2.4. *Análisis de Datos*

Siguiendo recomendaciones de la literatura (Hair, Anderson, Tatham, y Black, 1999), se realizó una exploración inicial de los datos. En primer lugar, mediante la rutina de análisis de los valores perdidos del SPSS 15, se realizó un diagnóstico de los valores perdidos, evaluando el porcentaje de casos ausentes para cada uno de los ítems del GBQ y del Beck y el patrón subyacente a dicha ausencia. No se observaron porcentajes de datos ausentes mayores al 5% en ninguno de los 20 ítems del GBQ y ni en los 21 ítems del Beck. Se completó la información faltante del GBQ mediante el procedimiento de reemplazo por la media. Las respuestas faltantes en el inventario de Beck no fueron sumadas para el puntaje total de cada sujeto (Ginley, Whelan, Meyers, Relyea, y Pearlson, 2013). Luego, se identificaron casos atípicos univariados mediante el cálculo de puntuaciones estándar para cada una de las sub-escalas del GBQ y el puntaje total de depresión. Se consideraron atípicos aquellos casos con puntuaciones z superiores a 3.29 (prueba de dos colas, $p < .001$) y que aparecieran identificados como tales en los gráficos de cajas (*Boxplots*). Siguiendo este criterio, se identificaron 2 casos (uno en el inventario de Beck y otro en la GBQ) que presentaran patrones de respuesta atípicos en las muestras, por lo que se excluyeron de los análisis

subsiguientes que involucraran a dichas variables. Finalmente, para comprobar los supuestos de normalidad, se realizaron análisis de asimetría y curtosis para cada una de las dos escalas del GBQ y para el puntaje total del Beck y una inspección gráfica de la distribución de los puntajes (histogramas con

curva normal). En todos los casos, los valores se encontraron dentro de los rangos considerados como adecuados (± 2.0) en la literatura (George y Mallery, 2003).

Tabla 2.

Prevalencia, de juegos de apuestas en sus diferentes modalidades para la totalidad de la muestra y los diferentes grupos en función de los puntajes en el SOGS.

	Total (N = 277)	JSR (n=191)	JR (n = 70)	PJP (n = 16)
Casino				
Vez	37.5	28.8	54.3	68.8
Año	16.6	10.5	24.3	56.3
Mes	2.9	1.6	2.9	18.8
Lotería				
Vez	50.9	46.1	62.9	56.3
Año	24.9	22.5	30	31.3
Mes	5.1	3.1	5.7	25
On Line				
Vez	4	2.1	7.1	12.5
Año	2.2	1	5.7	---
Mes	1.1	0.5	2.9	---
Grupo				
Vez	52	38.7	80	87,5
Año	35	24.1	54.3	81.3
Mes	12.3	7.9	18.6	37.5

Nota. JSR (Jugador sin Riesgo): SOGS=0; JR (Jugador en Riesgo): SOGS= 1 y 2; y PJP (Potencial Jugador Problemático): SOGS ≥ 3 . Los datos se presentan en porcentajes. Los porcentajes no suman 100% porque describen cuántos participantes respondieron que realizaron ese tipo de apuesta.

Se realizó una exploración del comportamiento de las variables a través de un análisis univariado, a partir de frecuencias y porcentajes, para describir la ocurrencia de (i) conductas de apuestas; (ii) modalidades de apuestas y (iii) severidad en los juegos de apuestas. Con el fin de analizar posibles diferencias en los niveles de depresión y en las distorsiones cognitivas en función de los distintos niveles de severidad en los juegos de apuestas y de la frecuencia de las apuestas, se realizaron análisis de varianza (ANOVA). El locus de los efectos principales significativos fue analizado mediante análisis *post hoc* utilizando el estadístico Tukey.

Los análisis correspondientes a la depresión se realizaron con la sub-muestra ($n = 158$) que completó el inventario de depresión de Beck. Los análisis sobre distorsiones cognitivas se realizaron sin incluir 8 casos que no completaron ese cuestionario ($n = 268$)

3. Resultados

3.1. Análisis descriptivos

Prevalencia de juegos de apuestas. El 77.4%, el 55.8% y el 17.9% del total realizó apuestas alguna vez en su vida, en el último año y en el último mes, respectivamente. Entre los que realizaron apuestas en el último año, las modalidades más comunes fueron: las apuestas en grupo (63.4%) (e.g., jugar cartas con amigos) y las apuestas en quinielas (45.1%) (e.g., bingo y lotería). Respecto a la frecuencia, se observó que cerca de la cuarta parte corresponde a la categoría Jugadores Frecuentes, un tercio a la categoría Jugadores No Frecuentes y el resto no realizó apuestas en el último año. La [Tabla 2](#) presenta la prevalencia de las diferentes modalidades de juegos de apuestas para los diferentes grupos en función del puntaje en el SOGS.

Severidad en los juegos de apuestas. Los puntajes en el SOGS variaron entre 0 y 7 ($M = .57 \pm 1.11$). Del total de la muestra, un 69% obtuvo puntajes indicadores de No Jugador /Jugador Sin Riesgo (JSR), un 25.3% obtuvo puntajes indicadores de Jugador en Riesgo (JR) y un 5.8% presentó puntajes indicadores

de Potencial Jugador Problemático (PJP). Comparando la media de puntajes en el SOGS entre hombres y mujeres, se encontró que los hombres ($M = 0.8 \pm 1.38$) obtuvieron puntajes significativamente

más altos que las mujeres ($M = 0.47 \pm 0.95$) ($t(275) = 2.26, p = .025$). La [Tabla 3](#) presenta la prevalencia de cada uno de los indicadores del SOGS para el total de la muestra y para los grupos JR y PJP.

Tabla 3.

Prevalencia de cada uno de los indicadores del SOGS para los diferentes grupos.

	Total (N = 277)	JR (n = 70)	PJP (n = 16)
Pasan a cobrarle el dinero que debe	4	10	25
Pretende haber ganado cuando había perdido	10.5	28.6	56.3
Cree tener un problema con los juegos de apuestas	2.2	4.3	18.8
Ha jugado más de lo que quería	9	18.6	75
Han criticado su manera de jugar	11.2	30	62.5
Ha tenido remordimientos	4.3	8.6	37.5
Se ha creído incapaz de dejar de jugar	2.9	4.3	31.3
Ha escondido evidencia de juego (tickets, boletas)	2.2	1.4	31.3
Ha pedido préstamo sin poder devolverlo	0.4	---	6.3
Ha perdido tiempo de trabajo/estudio	1.8	4.3	12.5
Ha pedido/usado dinero de diferentes fuentes	1.8	1.4	25

Nota. JR (Jugador en Riesgo): SOGS= 1 y 2; y PJP (Potencial Jugador Problemático): SOGS \geq 3. Los JSR (Jugador sin Riesgo): SOGS=0 no presentan ninguno de estos síntomas por lo que no fueron incluidos en la tabla. Los valores se presentan en porcentaje para cada grupo.

Prevalencia de síntomas depresivos. Los puntajes en el Inventario de Depresión de Beck variaron entre 0 (depresión mínima) y 22 (depresión moderada). Del total de los participantes, un 78.5% ($n = 124$) obtuvo puntajes indicadores de depresión mínima, un 16.5% de depresión leve y un 5.1% de depresión moderada. Ningún participante obtuvo puntuaciones indicadoras de depresión grave. Comparando la media de puntajes en el Beck entre hombres y mujeres, se encontró que las mujeres ($M = 10.02 \pm 5.41$) obtuvieron puntajes significativamente más altos que los hombres ($M = 7.87 \pm 5.10$) ($t(156) = -2.41, p = .017$).

3.2. Análisis de diferencias de grupo

Frecuencia de realización de juegos de apuestas y severidad en los juegos de apuestas. Se encontraron diferencias significativas en los puntajes del SOGS en función de la frecuencia de realización de juegos de apuestas ($F(2,277) = 30.50, p < .000$). Análisis a posteriori revelaron que los JF ($M = 1.31 \pm 1.59$) puntuaron significativamente más alto en el SOGS que los JNF ($M = 0.61 \pm 0.99$). Asimismo, y como era de esperar, ambos grupos de jugadores (JNF y JF) puntuaron más alto en el SOGS que los NJ ($M = 0.11 \pm 0.39$). Estos resultados se pueden observar en la [Figura 1](#).

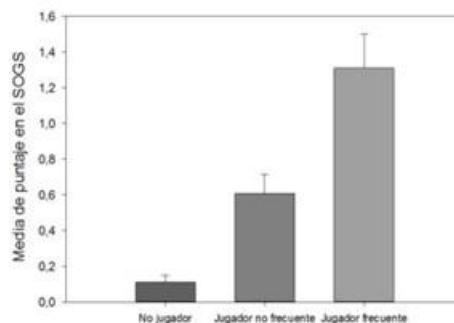


Figura 1. Media de puntajes en el SOGS para cada grupo en función de la frecuencia de juego (No Jugador, Jugador No Frecuente y Jugador Frecuente).

Severidad en los juegos de apuestas y depresión. Se encontró que los PJP obtuvieron puntajes más altos ($M = 11.44 \pm 6.17$) que los JR ($M = 9.14 \pm 4.68$) y que los JSR ($M = 9.16 \pm 5.5$) en el inventario de depresión de Beck. Sin embargo, estas diferencias no alcanzaron significancia estadística ($F(2,158) = .76, p = .468$).

Frecuencia de realización de juegos de apuestas y depresión: los JF ($M = 11.53 \pm 4.26$) puntuaron más alto que los JNF ($M = 8.87 \pm 4.89$) y que los NJ ($M = 9.14 \pm 5.74$) en la escala de depresión, sin embargo, las diferencias no fueron estadísticamente significativas ($F(2,158) = 1.49, p = .229$).

Severidad en los juegos de apuestas y distorsiones cognitivas. Se observaron diferencias significativas en la escala de Suerte y Perseverancia en función de la

severidad en los juegos de apuestas ($F(2,268) = 8.86, p < .000$). Los análisis *post hoc* revelaron que los JSR ($M = 21.88 \pm 10.56$) puntuaron significativamente más bajo que los JR ($M = 25.70 \pm 10.72$) y que los PJP ($M = 32.07 \pm 10.36$). No se encontraron diferencias significativas entre los JR y los PJP. Estos resultados pueden observarse en la **Figura 2**. También se encontraron diferencias significativas en la escala de Ilusión de Control ($F(2,268) = 11.10, p < .000$). Los análisis a posteriori mostraron que todos los grupos difirieron entre sí. Específicamente, los PJP ($M = 31.95 \pm 11.18$) puntuaron significativamente más alto que los JR ($M = 24.80 \pm 8.50$) y éstos, a su vez, puntuaron significativamente más alto que los JSR ($M = 21.35 \pm 9.69$). Los resultados pueden observarse en la **Figura 3**.

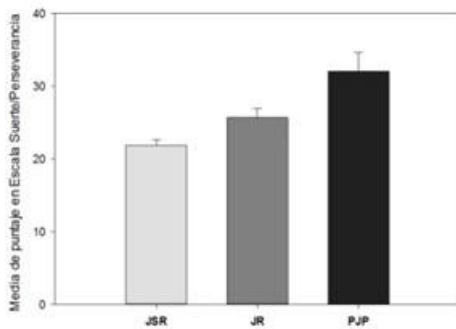


Figura 2. Media de puntaje en escala Suerte/Perseverancia para cada grupo en función de la severidad en los trastornos de juego. SR (Jugador sin Riesgo); JR (Jugador en Riesgo) y PJP (Potencial Jugador Problemático).

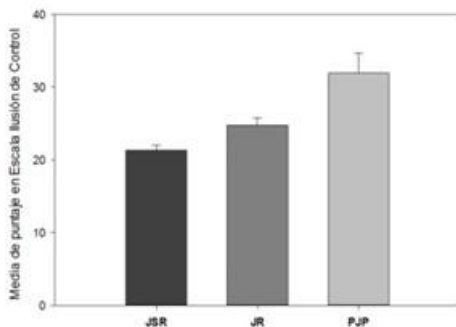


Figura 3. Media de puntaje en escala Ilusión de Control para cada grupo en función de la severidad en los trastornos de juego. JSR (Jugador sin Riesgo); JR (Jugador en Riesgo) y PJP (Potencial Jugador Problemático).

Comparando la media de puntajes en la GBQ entre hombres y mujeres, se encontraron diferencias significativas en la escala de Ilusión de Control ($t(266) = 2.67, p = .008$). Específicamente, los hombres ($M =$

25.10 ± 10.16) obtuvieron puntajes significativamente más altos que las mujeres ($M = 21.74 \pm 9.51$). En la Escala de Suerte y Perseverancia, si bien los hombres ($M = 25.13 \pm 11.13$) obtuvieron puntajes más altos que las mujeres ($M = 22.64 \pm 10.71$), estas diferencias no alcanzaron significancia estadística ($t(266) = 1.77, p = .078$).

Frecuencia de realización de juegos de apuestas y distorsiones cognitivas. Se encontraron diferencias significativas en la escala Suerte y Perseverancia ($F(2,268) = 4.39, p = .013$). Los análisis *post hoc* revelaron que los JF ($M = 26.84 \pm 9.94$) puntuaron significativamente más alto que los JNF ($M = 22.18 \pm 10.30$) y que los NJ ($M = 22.49 \pm 11.55$). No se encontraron diferencias significativas entre los NJ y los JNF. Estos resultados se pueden observar en la **Figura 4**. También se encontraron diferencias significativas en la escala de Ilusión de Control ($F(2,268) = 4.98, p = .008$). Los análisis *post hoc* mostraron que los JF ($M = 25.83 \pm 9.40$) puntuaron significativamente más alto que los NJ ($M = 21.10 \pm 9.63$). No se encontraron diferencias significativas entre los JNF ($M = 22.88 \pm 10.01$) y los restantes grupos. Estos resultados pueden observarse en la **Figura 5**.

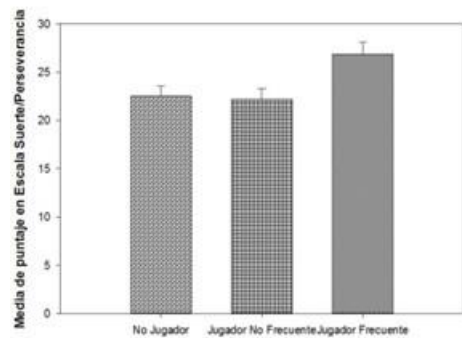


Figura 4. Media de puntaje en escala Suerte/Perseverancia para cada grupo en función de la frecuencia de juego (No Jugador, Jugador No Frecuente y Jugador Frecuente).

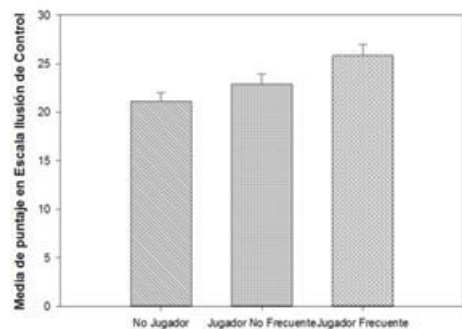


Figura 5. Media de puntaje en escala Ilusión de Control

para cada grupo en función de la frecuencia de juego (No Jugador, Jugador No Frecuente y Jugador Frecuente).

4. Discusión

En este estudio se buscó describir la ocurrencia de juegos de apuestas y de trastornos asociados al juego en una muestra de estudiantes universitarios y terciarios. Asimismo, se pretendió analizar la relación entre la frecuencia y la severidad en los juegos de apuestas y dos factores de riesgo, la depresión y las distorsiones cognitivas.

Del total de la muestra, más de la mitad de los participantes obtuvo en el SOGS puntajes indicadores de JSR, mientras que un cuarto obtuvo puntajes indicadores de JR y un 5.8% presentó puntajes indicadores de PJP, lo cual coincide con los datos locales provenientes de estudios con estudiantes universitarios (Tuzinkievich et al., 2013). Además, estudios epidemiológicos realizados en otros países (Gupta y Derevensky, 1998; McBride, Adamson, y Shevlin, 2010; Welte, Barnes, Tidwell, y Hoffman, 2008) indican que entre el 5% y el 12% cumplió criterios de juego problemático y entre el 1% y el 4%, de juego patológico. Si bien los datos aquí encontrados reflejan niveles más bajos de frecuencia y severidad en los problemas asociados al juego, siguen siendo de relevancia ya que más de un cuarto de la muestra presenta una modalidad riesgosa de juego, lo que implica una alta probabilidad de desarrollar trastornos vinculados al juego. Esto es de gran importancia ya que la detección temprana y el tratamiento preventivo, limitaría las consecuencias negativas más graves (Rizeanu, 2013).

Por otro lado, contrariamente a lo hallado en estudios previos (Bischof et al., 2013; Hodgins et al., 2012; Jiménez-Murcia et al., 2009; Petry et al., 2005; Rahman et al., 2012; Rizeanu, 2013), no se encontraron diferencias significativas en el nivel de depresión de los participantes en función de la frecuencia y de la severidad en los juegos de apuestas. Más del 90% de los participantes de este estudio mostraron depresión mínima o leve, por lo que es posible que la ausencia de resultados significativos se deba a esta baja ocurrencia de depresión o al bajo porcentaje de participantes con mayor severidad en los juegos de apuestas. Sin embargo, aquellos participantes que reportaron apostar con mayor frecuencia y que presentaban un mayor grado de severidad en los juegos de apuestas, obtuvieron puntuaciones más elevadas en el

inventario de depresión. Por otro lado, las mujeres obtuvieron medias más elevadas en el inventario de depresión que los varones, y los varones a su vez presentaron mayor severidad en las puntuaciones medias del SOGS. Lamentablemente, el tamaño de los grupos impidió explorar posibles interacciones entre las variables implicadas. Futuros estudios deberían contemplar la posibilidad de explorar estos puntos.

Otra posible explicación a la falta de resultados significativos respecto a la depresión, es que los sujetos depresivos se muestren menos inclinados a participar voluntariamente de esta clase de estudios. Sin embargo, si bien no tenemos un registro de cuántos sujetos se negaron a participar, la mayoría accedió a participar.

Una tercera posible explicación es que la versión del cuestionario utilizada no es la versión más reciente y, además, no presentó adecuados niveles de consistencia interna. Futuros estudios deberían contemplar la posibilidad de utilizar versiones más actuales y revisadas del inventario que permitan obtener valores más confiables (Sanz, Navarro, y Vázquez, 2003).

Respecto a las distorsiones cognitivas, se encontraron diferencias significativas tanto en función de la severidad, como de la frecuencia de juego. Estos resultados confirman lo propuesto en este trabajo y aportan evidencia de la presencia de un mayor nivel de distorsiones cognitivas a medida que aumenta la severidad en los problemas relacionados a los juegos de apuestas (Goodie, 2005; Lim et al., 2013; Xian et al., 2008) y la frecuencia de juego.

Los resultados de la presente investigación deben ser interpretados en el marco de algunas limitaciones. La muestra estuvo conformada, en su totalidad, por estudiantes de nivel superior (universitarios o terciarios), lo cual limita la posibilidad de generalizar estos resultados al resto de la población. En este sentido, no puede asegurarse hasta qué punto estos resultados se aplican a una muestra de jóvenes y adultos que no sean estudiantes de nivel superior, o inclusive a una muestra de población clínica. Al respecto, existe evidencia de que los resultados de estudios sobre constructos psicológicos realizados con estudiantes universitarios han sido satisfactoriamente transferidos a muestras de la comunidad general (Levenson, Kiehl, y Fitzpatrick, 1995; Lilienfeld y Andrews, 1996), sin embargo, sería valioso realizar un estudio similar con población no

universitaria o terciaria.

Además, no se tuvo en cuenta el sexo de los participantes para la conformación de los grupos. Si bien la mayoría de los estudios previos no incluyen al sexo como factor, hay evidencia acerca de asociaciones más fuertes entre problemas de juego y síntomas depresivos entre mujeres (Jiménez-Murcia et al., 2009; Petry et al., 2005) y un mayor riesgo para el desarrollo de problemas asociados al juego entre hombres (Petry et al., 2005). Investigaciones futuras deberían conformar los grupos incluyendo al sexo como otra variable independiente.

Más allá de estas limitaciones, este estudio aporta información respecto a la prevalencia de juegos de apuestas en estudiantes universitarios. Asimismo, un resultado interesante fue la presencia de distorsiones cognitivas en formas menos severas de trastornos de juego y un incremento de las mismas a medida que aumenta la severidad y la frecuencia de juego. Si bien estos resultados no permiten establecer relaciones de tipo causa-efecto, los mismos sugieren que los sujetos con mayores niveles de distorsiones cognitivas tienen una mayor probabilidad de ser jugadores frecuentes y de presentar una modalidad potencialmente problemática de juego. De esta manera, es posible pensar en utilizar esta variable para detectar de manera temprana a los sujetos más vulnerables a desarrollar trastornos con los juegos de apuestas (Rizeanu, 2013).

Referencias

- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4(6), 561-571.
- Bischof, A., Meyer, C., Bischof, G., Kastirke, N., John, U., & Rumpf, H. J. (2013). Comorbid axis I-disorders among subjects with pathological, problem, or at-risk gambling recruited from the general population in Germany: results of the PAGE study. *Psychiatry Research*, 210(3), 1065-1070.
- Blaszczynski, A., & Nower, L. (2002). A pathways model of problem and pathological gambling. *Addiction*, 97(5), 487-499.
- Cantón Cortés, D., y Justicia Justicia, F. (2008). Afrontamiento del abuso sexual infantil y ajuste psicológico a largo plazo. *Psicothema*, 20(4), 509-515.
- Clark, L. (2010). Decision-making during gambling: an interaction of cognitive and psychobiological approaches. *Philosophical Transactions of The Royal Society*, 365, 319-330.
- Clarke, D. (2006). Impulsivity as a mediator in the relationship between depression and problem gambling. *Personality and Individual Differences*, 40(1), 5-15.
- Dechant, K. (2013). Show Me the Money: Incorporating Financial Motives into the Gambling Motives Questionnaire. *Journal of Gambling Studies*, 1-17.
- Echeburúa Odriozola, E., Báez Gallo, C., Fernández-Montalvo, J., y Paéz Rovira, D. (1994). Cuestionario de juego patológico de South Oaks (SOGS): validación española. *Análisis y Modificación de Conducta*, 20(74), 769-791.
- 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.
- Franco, C. A., Maciejewski, P. K., & Potenza, M. N. (2011). Past-year recreational gambling in a nationally representative sample: Correlates of casino, non-casino, and both casino/non-casino gambling. *Psychiatry Research*, 188, 269-275.
- George, D., & Mallery, M. (2003). *Using SPSS for Windows Step by Step: a simple guide and reference*. Boston: MA: Allyn & Bacon.
- Ginley, M. K., Whelan, J. P., Meyers, A. W., Relyea, G. E., & Pearson, G. D. (2013). Exploring a Multidimensional Approach to Impulsivity in Predicting College Student Gambling. *Journal of Gambling Studies*, 1-16. doi: 10.1007/s10899-013-9374-9
- Goodie, A. S. (2005). The role of perceived control and overconfidence in pathological gambling. *Journal of Gambling Studies*, 21(4), 481-502.
- Gupta, R., & Derevensky, J. L. (1998). Adolescent gambling behavior: A prevalence study and examination of the correlates associated with problem gambling. *Journal of Gambling Studies*, 14(4), 319-345.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., y Black, W. C. (1999). *Análisis multivariante*. Madrid: Prentice Hall.
- Hodgins, D. C., Stea, J. N., & Grant, J. E. (2011). Gambling disorders. *The Lancet*, 378(9806), 1874-1884.
- Hodgins, D. C., Schopflocher, D. P., Martin, C. R., El-Guebaly, N., Casey, D. M., Currie, S. R.,... & Williams, R. J. (2012). Disordered gambling among higher-frequency gamblers: who is at risk? *Psychological Medicine*, 42(11), 2433.
- Jiménez-Murcia, S., Granero Pérez, R., Fernández-Aranda, F., Álvarez Moya, E., Aymamí, M. N., Gómez-Peña, M.,... & Menchón, J. M. (2009). Comorbidity of Pathological Gambling: clinical variables, personality and response to treatment. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental (English Edition)*, 2(4), 178-189.
- Korman, L. M., Toneatto, T., & Skinner, W. (2006). Pathological Gambling. En J. E. Fisher & W. T. O'Donohue (Eds.), *Practitioners' guide to evidence-based psychopathology* (pp. 291-300). New York: Springer.

- Lee, G. P., Storr, C. L., Ialongo, N. S., & Martins, S. S. (2011). Compounded effect of early adolescence depressive symptoms and impulsivity on late adolescence gambling: A longitudinal study. *Journal of Adolescent Health, 48*(2), 164-169.
- Lesieur, H. R., & Blume, S. B. (1987). The South Oaks Gambling Screen (SOGS): A new instrument for the identification of pathological gamblers. *The American Journal of Psychiatry, 144*(9), 1184-1188.
- Levenson, M. R., Kiehl, K. A., & Fitzpatrick, C. M. (1995). Assessing psychopathic attributes in a noninstitutionalized population. *Journal of Personality and Social Psychology, 68*(1), 151.
- Lilienfeld, S. O., & Andrews, B. P. (1996). Development and preliminary validation of a self-report measure of psychopathic personality traits in noncriminal populations. *Journal of Personality Assessment, 66*, 488-524.
- Lim, M. S., Bowden-Jones, H., & Rogers, R. D. (2013). Expressing gambling-related cognitive biases in motor behaviour: Rolling dice to win prizes. *Journal of Gambling Studies, 1*-13. doi: 10.1007/s10899-013-9381-x
- Liu, T., Maciejewski, P. K. & Potenza, M. (2009). The relationship between recreational gambling and substance abuse/dependence: data from a nationally representative sample. *Drug and Alcohol Dependence, 100*, 164-168.
- MacKillop, J., Anderson, E. J., Castelda, B. A., Mattson, R. E., & Donovan, P. J. (2006). Convergent validity of measures of cognitive distortions, impulsivity, and time perspective with pathological gambling. *Psychology of Addictive Behaviors, 20*(1), 75.
- MacLaren, V. V., Harrigan, K. A., & Dixon, M. (2012). Gambling motives and symptoms of problem gambling in frequent slots players. *Journal of Gambling Issues, 27*, 1-14.
- McBride, O., Adamson, G., & Shevlin, M. (2010). A latent class analysis of DSM-IV pathological gambling criteria in a nationally representative British sample. *Psychiatry research, 178*(2), 401-407.
- Petry, N. M., Stinson, F. S., & Grant, B. F. (2005). Comorbidity of DSM-IV pathological gambling and other psychiatric disorders: results from the national epidemiologic survey on alcohol and related conditions. *Journal of Clinical Psychiatry, 66*(5), 564-574.
- Rahman, A. S., Pilver, C. E., Desai, R. A., Steinberg, M. A., Rugle, L., Krishnan-Sarin, S., & Potenza, M. N. (2012). The relationship between age of gambling onset and adolescent problematic gambling severity. *Journal of Psychiatric Research, 46*(5), 675-683.
- Rizeanu, S. (2013). Pathological gambling and depression. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 78*, 501-505.
- Sanz, J., Navarro, M. E., y Vázquez, C. (2003). Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II): 1. Propiedades psicométricas en estudiantes universitarios. *Análisis y modificación de conducta, 29*(124), 239-288.
- Steenbergh, T. A., Whelan, J. P., Meyers, A. W., May, R. K., & Whelan, J. P. (2002). Development and validation of the Gamblers' Beliefs Questionnaire. *Psychology of Addictive Behaviors, 16*, 143-149.
- Tuzinkievich, F. B., Vera, B. del V., Caneto, F., Garimaldi, J., y Pilatti, A. (Agosto, 2013). Prevalencia de apuestas y su relación con distorsiones cognitivas e impulsividad en estudiantes universitarios. Trabajo presentado en la XIV Reunión Nacional y III Encuentro Internacional de la AACCC. Resumen publicado en la *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento, Suplemento (Julio)*, 368-369.
- Welte, J. W., Barnes, G. M., Tidwell, M. C. O., & Hoffman, J. H. (2008). The prevalence of problem gambling among US adolescents and young adults: Results from a national survey. *Journal of Gambling Studies, 24*(2), 119-133.
- Williams, R. J., West, B. L., & Simpson, R. I. (2012). *Prevention of problem gambling: a comprehensive review of the evidence and identified best practices*. Ontario Problem Gambling Research Centre and the Ontario Ministry of Health and Long Term Care. October 1, 2012. <http://hdl.handle.net/10133/3121>
- Winfrey, W. R., Meyers, A. W., & Whelan, J. P. (2013). Validation of a Spanish translation of the Gamblers' Beliefs Questionnaire. *Psychology of Addictive Behaviors, 27*(1), 274.
- Xian, H., Shah, K. R., Phillips, S. M., Scherrer, J. F., Volberg, R., & Eisen, S. A. (2008). Association of cognitive distortions with problem and pathological gambling in adult male twins. *Psychiatry research, 160*(3), 300-307.
- Yurica, C. L., & DiTomasso, R. A. (2005). Cognitive distortions. En Felgoise, S., Nezu, A. M., Nezu, C. M., & Reinecke, M. A., *Encyclopedia of cognitive behavior therapy* (pp. 117-122). Springer US.