

## CREENCIAS SOBRE LOS JUEGOS DE AZAR Y SÍNTOMAS DE JUEGO PATOLÓGICO: PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS Y PREVALENCIA EN ESTUDIANTES MEXICANOS

BELIEFS ON GAMBLING AND PATHOLOGICAL GAMBLING SYMPTOMS:  
PSYCHOMETRIC PROPERTIES AND PREVALENCE IN MEXICAN STUDENTS

ELSY CLAUDIA CHAN-GAMBOA  
*Universidad de Guadalajara, México*

JOSÉ IGNACIO RUIZ-PÉREZ  
*Universidad Nacional de Colombia*

LUZ ANYELA MORALES-QUINTERO  
*Benemérita Universidad Autónoma de Puebla, México*

ENRIQUE ECHEBURÚA  
*Universidad del País Vasco / Euskal Herriko Unibertsitatea, España*

Citación: Chan-Gamboa, E. C., Ruiz-Pérez, J. I., Morales-Quintero, L. A., & Echeburúa, E. (2019). Creencias sobre los juegos de azar y síntomas de juego patológico: Propiedades psicométricas y prevalencia en estudiantes mexicanos. *Revista Mexicana de Psicología*, 36(2), 147-159.

---

**Resumen:** El propósito de este trabajo fue conocer los niveles de creencias sobre juegos de azar y de síntomas de juego patológico en jóvenes mexicanos. En este estudio participaron 2,400 estudiantes universitarios de 3 ciudades de México. Los instrumentos empleados fueron el Inventario de pensamientos sobre el juego adaptado (IPJA) y el Cuestionario breve de juego patológico (CBJP). Los resultados mostraron que los instrumentos tenían una fiabilidad interna aceptable y una estructura de 3 factores para el IPJA y monofactorial para el CBJP. La tasa de participantes con probables problemas con los juegos de azar fue de 14.60%, con 21% para hombres y 11% para mujeres. Respecto a la validez convergente, no todas las creencias fueron indicadores de juego patológico. La alta prevalencia de juego patológico en la juventud debe llevar a una política pública eficaz de prevención.

*Palabras clave:* adicción, apuestas, distorsiones cognitivas, epidemiología, Hispanoamérica.

**Abstract:** The aim of this research was to know levels of beliefs on gambling and symptoms of pathological gambling in Mexican young people. The study involved 2,400 university students from 3 cities in Mexico. The Inventory of Thoughts on Gambling—Adapted (IPJA), and the Pathological Gambling Brief Questionnaire (CBJP) were used. Results showed acceptable internal reliability for scales and a structure of 3 factors for the IPJA and mono-factorial for the CBJP. The rate of participants with probable problems with gambling was 14.60%, with 21% for men and 11% for women. Regarding convergent validity, not all beliefs were predictors of pathological gambling. High prevalence of pathological gambling in young people claims for an efficacious public policy on prevention.

*Keywords:* addiction, betting, cognitive distortions, epidemiology, Hispanic America.

---

Dirigir correspondencia a Elsy Claudia Chan-Gamboa. Departamento de Psicología Básica, Centro Universitario de Ciencias de la Salud, Universidad de Guadalajara. Sierra Nevada 950, puerta 16, Colonia Independencia, C.P. 44340, Guadalajara, Jal., México. Correo electrónico: claudia.chan@cucs.udg.mx

Se considera al juego patológico como la incapacidad de controlar el deseo de apostar (Muñoz-Molina, 2008), caracterizado por la presencia de episodios de juego frecuentes y reiterados que dominan la vida de la persona y generan pérdida de control y dependencia emocional (Echeburúa, Salaberría y Cruz-Sáez, 2014), lo cual impacta en la vida económica, afectiva, laboral, familiar y social de la persona (Templin y Henson, 2006). Al considerarse como un trastorno de tipo adictivo (Temcheff, Derevensky y Paskus, 2011), se presentan fracasos repetidos para controlar el juego e irritabilidad o inquietud por parte del jugador cuando no puede continuar con esa actividad (Jacobsen, Knudsen, Krogh, Pallesen y Molde, 2007), signos que reflejan de alguna manera la dependencia y pérdida de control (Echeburúa et al., 2014; Templin y Henson, 2006).

De acuerdo con Villatoro Velázquez et al. (2018), el juego patológico se caracteriza por un patrón de comportamiento de juego persistente o recurrente que puede ser en línea o presencial en el que destaca la falta de control del individuo, la prioridad sobre otras actividades y el no dejar de jugar a pesar de las consecuencias negativas que le ocasiona (Echeburúa, Amor y Gómez, 2017).

En cuanto a la prevalencia, los datos son inciertos, pues depende incluso de la disponibilidad de los juegos de azar, por ejemplo, de casinos o de máquinas de juego (Del Missier, 2018), se identifica una mayor afectación en lugares donde se ofertan más los juegos de azar (Ibáñez Cuadrado y Saiz Ruiz, 2001). Por lo que a México se refiere, 24.5% de la población de 12 a 65 años ha jugado algún juego de azar alguna vez en la vida. Por grupos de edad, son los jóvenes de 12 a 17 años quienes tienen las prevalencias más altas (35.3%), seguidos por los adultos de 18 a 29 años (28.6%) y de 30 a 65 años (18.8%). Las máquinas de apuestas o tragamonedas son los juegos más frecuentes (11.8%), seguidos de la lotería, Melate y Tris (8.3%), cartas (7.3%) y apuestas en casino (2.5%; Villatoro Velázquez et al., 2018). Los hombres presentan prevalencias más altas que las mujeres (Echeburúa et al., 2014; Del Missier, 2018) y a mayor nivel socioeconómico, se incrementa la frecuencia del juego (Villatoro Velázquez et al., 2018). Ello contrasta con las representaciones sociales de algunos líderes sociales y funcionarios en México de que son las mujeres de mayor edad el colectivo con más presencia en los casinos (Echeverría Echeverría, Castillo, Evia y Carrillo, 2017).

Asimismo, hay una mayor prevalencia en los jóvenes que en los adultos, sobre todo en el juego en línea (Echeburúa, González-Ortega, De Corral y Polo-López, 2011; Ibáñez Cuadrado y Saiz Ruiz, 2001; Muñoz-Molina, 2008; Villatoro Velázquez et al., 2018), y bastante más

alta en población universitaria (Maqueda y Ruiz-Olivares, 2017). Entre los instrumentos breves para la evaluación del juego patológico se encuentra el Cuestionario breve de juego patológico (CBJP; Fernández-Montalvo, Echeburúa Odriozola y Báez Gallo, 1995), con tan sólo cuatro ítems. Este instrumento ha mostrado una aceptable sensibilidad y especificidad en muestras españolas (Labrador Méndez, 2016) y se ha empleado como medida de cribado (*screening*) en encuestas a muestras extraídas de la población general (Ruiz-Pérez y Echeburúa-Odriozola, 2017), aunque también se considera un instrumento útil como apoyo de entrevistas clínicas (Rojas Valero, 2013) y con muestras penitenciarias (Ruiz-Pérez y Echeburúa, en prensa).

En los últimos años se han realizado estudios sobre la prevalencia del juego patológico en países latinoamericanos con instrumentos breves, en Colombia (Ceballos-Ospino et al., 2013; Ruiz-Pérez y Echeburúa-Odriozola, 2017), Perú (Rojas Valero, 2013) y México (Rodríguez Ochoa, 2014).

Las personas con problemas de ludopatía sostienen una serie de distorsiones cognitivas acerca de los juegos de azar, en concreto, la posibilidad de que son capaces de influir en sus resultados. En este sentido, se han identificado diferentes sesgos y heurísticos asociados al juego patológico. Es el caso del *casi acertado* (o *near missing*), consistente en contar como resultado positivo haber obtenido un resultado aproximado al que uno buscaba (Ruiz-Pérez y López-Pina, 2016). Por su lado, los sesgos de ilusión de control, de optimismo ilusorio y de correlación ilusoria se asocian respectivamente con creer en que hay sistemas para controlar el resultado de un juego de azar, sobreestimar las posibilidades propias de ganar o que el portar amuletos o realizar ciertos rituales con el dispositivo de juego aumenta la probabilidad de obtener un resultado favorable. En cuanto a los heurísticos relacionados con la adicción al juego, el de anclaje indicaría que una estimación inicial va a orientar las sucesivas apuestas (Jacobsen et al., 2007); el de simulación, que un apostador se imagina más a menudo ganando, lo cual se ha relacionado con las memorias de ganancias futuras (Scoboria y Wilson, 2011); o el de accesibilidad, que se recuerdan más las ocasiones en que se ganó y pueden incluir en ellas el recuerdo de las ganancias de otros jugadores (Fortune y Goodie, 2012).

Entre los instrumentos para evaluar las creencias sobre los juegos de azar está el Inventario de pensamientos sobre el juego (IPJ), de Fernández-Montalvo et al. (1995). Una versión de esta escala, abreviada y adaptada para que personas que no participan en juegos de azar puedan responderla, en el sentido de que los ítems se refieren a

creencias sobre los juegos de azar, es el IPJ adaptado (IPJA). Consta de quince ítems sobre el casi acierto, las creencias en sistemas o habilidades para ganar, el azar autocorrectivo —si se sigue jugando, al final se gana—, así como diversos pensamientos supersticiosos (pensar en ganar para que esto realmente suceda, confiar en la suerte o en sensaciones, usar amuletos, etc.). Con una u otra versión del IPJ se ha encontrado mayor número de creencias distorsionadas en hombres que en mujeres y en personas con probable ludopatía (Fernández-Montalvo et al., 1995; Ruiz-Pérez y López-Pina, 2016), en jóvenes, así como en personas de clase baja (Ruiz-Pérez y López-Pina, 2016).

El objetivo de este estudio fue validar este instrumento en población mexicana, pues se puede emplear para estudios de tipo encuesta sobre la prevalencia de creencias erróneas acerca de los juegos de azar, así como también, en su forma original y completa, se puede emplear para fines clínicos o forenses (González Trijueque y Graña Gómez, 2008).

## MÉTODO

### Participantes

Los participantes fueron 2,480 estudiantes universitarios mexicanos de las ciudades de Puebla ( $n = 987$ ), Chihuahua

( $n = 506$ ) y Guadalajara ( $n = 965$ ). En la tabla 1 se muestran las características sociodemográficas de la muestra, diferenciadas por cada ciudad y a nivel global. Así, se encuentra que la mayoría de los participantes eran mujeres y solteros —lo cual se asocia al hecho de que eran estudiantes universitarios—; de otro lado, la mayor parte de los participantes se definieron de clase media, siendo el porcentaje mayor entre los estudiantes de Chihuahua.

### Instrumentos

Se emplearon dos instrumentos básicamente, además de una ficha sociodemográfica.

IPJA (Ruiz-Pérez y López-Pina, 2016). La versión original e íntegra de este instrumento aparece en Fernández-Montalvo y Echeburúa (1997). En su versión adaptada consta de 15 ítems sobre creencias acerca de la posibilidad de influir en el resultado de los juegos de azar. Los ítems están formulados en términos de creencias sociales, de tal forma que cualquier persona los puede responder, sin ser necesario que sean jugadores o apostadores. La versión empleada consta de 15 ítems dicotómicos (sí/no) acerca de otras tantas creencias sobre la posibilidad de influir en el resultado de un juego basado en el azar. La fiabilidad interna de la escala, medida con el coeficiente KR20 fue de .74 en muestras colombianas, con índices de homogeneidad de

Tabla 1. Características sociodemográficas de la muestra

Variable de cruce	Total	Puebla	Chihuahua	Guadalajara	Comparación de grupos
Sexo (%)					$\chi^2 (2) = 3.32, ns$
Mujer	63.80	61.60	65.40	65.10	
Hombre	36.20	38.40	34.60	34.90	
Estado civil (%)					$\chi^2 (6) = 41.16^{***}$
Soltería	94.20	95.70	88.50	95.60	
Unión libre	4.60	3.00	9.20	3.60	
Divorcio	0.80	0.60	1.60	0.50	
Viudez	0.50	0.60	0.80	0.20	
Clase social (%)					$\chi^2 (4) = 20.12^{***}$
Baja	11.40	12.80	5.90	12.90	
Media	86.40	85.40	91.30	84.80	
Alta	2.20	1.18	2.80	2.40	
Edad					$F$ de Levene = 21.98 <sup>***</sup>
Media	19.66	19.09	20.70	19.70	$F$ de Fisher = 73.44 <sup>***</sup>
ic 95%	[19.56, 19.76]	[18.96, 19.21]	[20.43, 20.97]	[19.55, 19.85]	$gl = 2, 2456$

\*\*\*  $p < .001$ . ns = no significativa.

los ítems entre .22 y .41. A nivel dimensional, un análisis de relaciones tetracóricas identificó una solución factorial monodimensional, aunque a nivel de clasificación jerárquica se podría distinguir entre aquellos ítems con mayor frecuencia de aceptación —es decir, creencias más frecuentes— y aquellos con frecuencias más bajas (Ruiz-Pérez y López-Pina, 2016).

CBJP (Fernández-Montalvo et al., 1995). Es una medida breve, de cuatro ítems de formato dicotómico (sí/no), para medir la probable adicción a los juegos de azar. Los ítems se refieren a percibir tener o haber tenido problemas con el juego, sentirse culpable por participar en esos juegos, querer dejar de jugar y no haberlo logrado, y haber tomado dinero, al menos una vez, de amistades o familiares para jugar o pagar deudas de juego. La fiabilidad interna de la escala ha sido de .74, medida con el coeficiente KR20 en una amplia muestra de estudiantes de carreras técnicas y superiores de Colombia (Ruiz-Pérez y Echeburúa-Odrizola, 2017). Se encuentran antecedentes del uso del CBJP en México (Comisión Nacional contra las Adicciones, 2012; Rodríguez Ochoa, 2014) en Centros de Integración Juvenil, pero sin informar sobre tasas de pacientes con diagnóstico de ludopatía.

Ficha sociodemográfica. Se recopiló información de las personas encuestadas sobre su edad, sexo, nivel socioeconómico, estado civil, ciudad y Estado.

### *Consideraciones procedimentales y éticas*

El cuestionario fue respondido en línea, de forma anónima y voluntaria y no recibieron ningún tipo de compensación por su participación. Los participantes recibieron un enlace para acceder al cuestionario, en el cual se les garantizó a todos los participantes la confidencialidad y el anonimato de sus datos, cuyo análisis se hizo en grupo, con fines académicos y de investigación. La participación en el estudio fue voluntaria. Antes de responder los instrumentos, se les informó sobre el objetivo general del estudio y se les pidió su consentimiento para responder. Aquellas personas que marcaron “no” en dicho consentimiento fueron eliminados de la base de datos antes de proceder a los análisis que se exponen en el presente trabajo.

Los aspectos éticos del trabajo siguieron los lineamientos ofrecidos en las normas de la Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial (2013), las de la Sociedad Mexicana de Psicología (2007), así como aquellas propias de la investigación por medios virtuales (Hoerger y Currell, 2012).

### *Análisis de datos*

Se procedió al análisis de frecuencias y de la fiabilidad interna, mediante el estadístico KR20, de cada una de las escalas incluidas en el estudio. Seguidamente, para explorar su estructura factorial, se procedió a un análisis de correspondencias múltiples con cada escala —CBJP e IPJA—, con el programa Data Text Mining: Visualización, Inferencia, Clasificación (DtmVic versión 6.0), de Lebart (como se citó en Pardo, Ortiz y Cruz, 2012). Posteriormente se calcularon los índices de prevalencia de síntomas de ludopatía (Ruiz-Pérez y Echeburúa-Odrizola, 2017) y se realizaron comparaciones mediante la prueba ji cuadrada entre hombres y mujeres en cuanto a dicha prevalencia y en cada creencia sobre los juegos de azar del IPJA. Asimismo se calcularon correlaciones de Pearson entre los puntajes en el IPJA y el CBJP para analizar la validez de criterio de dichos instrumentos.

## RESULTADOS

### *Fiabilidad interna y análisis de frecuencias*

El IPJA arrojó una fiabilidad interna de KR20 de .77. En la tabla 2 se muestran los porcentajes de respuestas afirmativas a cada ítem, es decir, el porcentaje de quienes se identificaron con cada afirmación entre los participantes del presente estudio y en comparación con los resultados de un estudio en Colombia (Ruiz-Pérez y López-Pina, 2016). Asimismo se muestran los índices de homogeneidad de cada ítem con relación al total de la escala; éstos oscilaron entre .25 y .46. En cuanto a las frecuencias de las respuestas afirmativas, se aprecia que los resultados del presente estudio coinciden en general con los del estudio de Ruiz-Pérez y López-Pina (2016) con estudiantes universitarios, en el sentido de que los ítems con frecuencias más altas o más bajas son los mismos en cada muestra. Algunas excepciones a ello, con al menos un 5% de diferencia son los ítems 1, 2 y 3, que hacen referencia a la creencia en sistemas o habilidades para ganar, con porcentajes superiores para la muestra mexicana, así como los ítems 7, 9 y 15, con mayores porcentajes en la muestra colombiana, acerca de pensar en ganar y en tener suerte.

En segundo lugar, al calcular un puntaje total en la escala IPJA, se obtuvo la distribución de frecuencias que se presenta en la tabla 3. En la primera columna se presenta el puntaje bruto en la escala, y en las siguientes el porcentaje de participantes que obtuvieron ese puntaje, tanto para la

Tabla 2. Frecuencias de las respuestas afirmativas a los ítems del Inventario de pensamientos sobre el juego adaptado e índice de homogeneidad

Ítem	% Colombia <sup>a</sup>	% México	IH
1. Fijándose en los resultados de cada juego se puede saber cómo apostar.	48.2	56.60	.39
2. Hay “sistemas” que permiten ganar en los juegos de azar.	60.6	67.70	.30
3. Si alguien gana en estos juegos es porque tiene habilidad.	45.3	50.50	.39
4. Cuando se pierde, si se juega lo suficiente se recupera lo perdido.	13.7	18.20	.46
5. Si alguien obtiene ganancias en estos juegos es porque es más listo.	23.0	23.30	.42
6. A la larga, se puede obtener ganancias en los juegos de azar.	28.9	27.50	.42
7. En estos juegos, sólo hay que pensar en lo que uno va a ganar.	33.2	26.20	.44
8. Si alguien pierde en estos juegos es por mala suerte.	34.3	31.40	.30
9. Ganar en estos juegos es más suerte que calcular la probabilidad de perder.	59.3	42.20	.25
10. Cuando se pierde y se ha estado cerca, es que “casi” ha ganado.	28.9	23.90	.41
11. A veces una sensación le indica a uno que si juega va a ganar.	43.2	36.20	.43
12. Si alguien pierde es que no se concentró lo suficiente.	23.0	26.60	.43
13. Llevar amuletos o vestir de cierta manera ayuda a ganar.	13.0	11.90	.46
14. Tomar dinero sin permiso para jugar es como un préstamo.	10.7	10.10	.44
15. Si una persona juega es porque se siente bien pensando en lo que va a ganar.	46.5	37.90	.30

Nota: IH = índice de homogeneidad.

<sup>a</sup> Los datos de esta columna son de “Evaluación psicométrica de una escala de distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar en una muestra nacional de estudiantes colombianos”, por J. I. Ruiz-Pérez y J. A. López-Pina, 2016, *Revista Colombiana de Psicología*, 25(2), p. 210 (tabla 3), doi:10.15446/rp.v25n2.45375

muestra total como para cada sexo. Así, el punto de corte para el centil 95, como indicador de un nivel extremo de creencias distorsionadas sobre los juegos de azar, estaría en 12 para los varones y 10 para las mujeres.

En cuanto al CBJP, la fiabilidad interna que arrojó para el conjunto de la muestra era de .71. Los índices de homogeneidad de los cuatro ítems de la escala oscilaron entre .43 y .58. A nivel de comparación de síntomas de ludopatía entre hombres y mujeres, en los cuatro ítems los varones presentaron más significativamente cada uno de los componentes (ver la tabla 4).

Por otra parte, al calcular la probabilidad de presentar problemas de ludopatía, según las indicaciones de los autores (Fernández-Montalvo et al., 1995), alrededor de 14.60% de los participantes podrían presentar problemas importantes con los juegos de azar (ver la tabla 5). El porcentaje total es inferior a lo encontrado en muestras

colombianas (Ruiz-Pérez y Echeburúa-Odrizola, 2017), si bien en los participantes mexicanos es mayor el porcentaje de personas con algunos problemas con los juegos de azar. Por otro lado, fueron mayores entre los hombres, en comparación con las mujeres, los porcentajes con algunos o bastantes problemas con los juegos de azar.

#### *Validez factorial de los instrumentos*

Cada uno de los instrumentos analizados, al ser de carácter nominal, se sometió por separado a un análisis de correspondencias múltiples, con el objetivo de identificar su estructura dimensional. En cuanto al IPJA, los tres primeros factores explicaron 44.41% de la varianza. Se retuvieron únicamente los tres primeros factores porque cada uno de los restantes hasta completar 100% de la varianza —de

Tabla 3. *Puntajes brutos en el Inventario de pensamientos sobre el juego adaptado y su proyección en porcentajes para la muestra total y por sexos*

Puntaje bruto	Muestra total		Mujeres		Hombres	
	% válido	% acumulado	% válido	% acumulado	% válido	% acumulado
0	8.00	8.00	7.60	7.60	8.70	8.70
1	6.60	14.60	7.00	14.60	5.80	14.50
2	9.20	23.80	9.90	24.50	7.90	22.40
3	12.30	36.10	13.60	38.10	10.00	32.40
4	13.70	49.80	14.80	52.90	11.70	44.10
5	11.70	61.50	12.80	65.70	9.80	53.90
6	11.50	73.00	11.50	77.20	11.50	65.40
7	8.70	81.70	8.10	85.30	9.80	75.20
8	5.40	87.10	4.70	90.00	6.70	81.90
9	4.30	91.40	3.40	93.40	5.90	87.80
10	3.00	94.40	2.30	95.70	4.40	92.20
11	1.40	95.80	1.10	96.80	2.00	94.20
12	1.00	96.80	0.60	97.40	1.60	95.80
13	0.60	97.40	0.30	97.70	1.00	96.80
14	0.40	97.80	0.30	98.00	0.60	97.40
15	2.10	100.00	1.80	100.00	2.50	100.00

Tabla 4. *Índice de homogeneidad del Cuestionario breve de juego patológico y comparación de porcentajes de respuestas afirmativas entre sexos*

Ítem	IH	Total	Mujeres	Hombres	$\chi^2$
¿Cree que ha tenido problemas con los juegos de azar?	.43	20.60	16.30	28.20	48.98***
¿Se ha sentido culpable alguna vez por jugar?	.53	14.00	10.80	19.70	37.65***
¿Alguna vez ha querido dejar de jugar y no ha podido?	.53	13.40	11.40	17.00	15.69***
¿Ha cogido alguna vez dinero de la familia o amistades para jugar o pagar deudas de juego?	.58	9.40	7.30	13.20	23.31***

Nota: IH = índice de homogeneidad.

\*\*\*  $p < .001$ .

Tabla 5. *Porcentajes de participantes según el nivel de posibles problemas con los juegos de azar y comparación por sexos*

<i>Nivel de síntomas de juego patológico</i>	<i>Total</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Hombres</i>	$\chi^2$	<i>Muestra colombiana<sup>a</sup></i>
Sin problemas con el juego	68.20	74.30	57.40	78.14***	67.1
Algunos problemas con el juego	17.10	14.70	21.40		13.7
Probable juego patológico	14.60	11.00	21.10		19.2

<sup>a</sup> Los datos de esta columna son de “Cuestionario breve de juego patológico en estudiantes colombianos: Propiedades psicométricas”, por J. I. Ruiz-Pérez y E. Echeburúa-Odrizola, 2017, *Universitas Psychologica*, 16(3), tabla 3, doi:10.11144/javeriana.upsy16-3.cbjp

\*\*\*  $p < .001$ .

acuerdo con el algoritmo del DtmVic— presentaba una diferencia de menos de 1 % de la varianza entre uno y otro factor, lo cual se expresó en la correspondiente representación gráfica de los autovalores que ofrece el programa para dicho análisis. En la tabla 6 se presentan las contribuciones absolutas más altas (equivalentes en su significado a las cargas de ítems a un factor en variables continuas) a cada uno de los tres factores identificados. Así pues, el primer factor podría denominarse Insistencia, concentración y superstición, ya que reunió ítems relacionados con jugar hasta ganar, concentrarse para influir en el juego y usar amuletos. A este factor también contribuyó la disposición a tomar dinero de los demás para jugar. Por su lado, el segundo factor, podría denominarse Sistemas de juego y suerte, ya que agrupó respuestas tanto positivas como negativas a los ítems sobre intentos cognitivos de control de los resultados en estos juegos —fijarse, utilizar sistemas, emplear habilidades— y también los ítems referidos al papel de la suerte. Por último, el tercer factor estuvo marcado sobre todo por tomar dinero de los demás y factores externos a la persona para ganar —suerte, amuletos— y no habilidades propias. Por ello, se denominó a este factor Locus externo para tomar dinero de los demás.

Por su lado, el CBJP mostró básicamente una dimensión mediante el análisis de correspondencias múltiples, que opuso en un polo respuestas afirmativas a cada ítem contra, en el otro polo, respuestas negativas. El autovalor de esta dimensión fue de 0.55, con un porcentaje de varianza explicada de 55.35 %.

A continuación se llevó a cabo un análisis de conglomerados sobre el primer factor del IPJA identificado en el análisis de correspondencias. Sobre este factor se proyectó la clasificación de los participantes en el CBJP (sin problemas con el juego, algunos problemas con el juego y proba-

ble juego patológico). De acuerdo con los índices de nivel (Bécue, 2007; Pardo et al., 2012; Ruiz y Herrera, 2016), se obtuvo una solución de tres conglomerados, que se muestran en la tabla 7.

Se aprecia así que el primer conglomerado se constituyó por respuestas negativas a la mayoría de los ítems del IPJA, es decir, lo conforman personas con escasas distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar. Ello se asoció con una mayor probabilidad de presentar puntajes bajos en el CBJP, es decir, con no tener sintomatología de adicción a los juegos de azar. Por su lado, el segundo grupo, el mayoritario, lo conformaron personas con creencias en que puede haber sistemas o habilidades —incluyendo fijarse bien o concentrarse— para influir en los resultados de este tipo de juegos, pero que desechan las creencias en la suerte, talismanes, etc. Estas personas no presentaron síntomas, o sólo algunos, de ludopatía. Por último, en el tercer conglomerado se encontraron personas que respondían afirmativamente a la mayoría de los ítems, es decir, presentaban muchas distorsiones cognitivas y, a la vez, puntuaban en un riesgo alto de presentar problemas de adicción a los juegos de azar.

#### *Validez convergente y anclaje sociodemográfico de las creencias y sintomatología relacionada con los juegos de azar*

Por un lado, se encontraron correlaciones directas entre los puntajes en el CBJP y en el IPJA ( $r [2464] = .61, p < .001$ ). Asimismo, los síntomas de ludopatía fueron más elevados en los participantes de mayor edad ( $r [2464] = .06, p < .01$ ) y clase social ( $r [2450] = .04, p < .05$ ), aunque con coeficientes de correlación muy moderados. De otro lado,

Tabla 6. *Análisis de correspondencias múltiples del Inventario de pensamientos sobre el juego adaptado*

Ítem	Factor 1	Factor 2	Factor 3
4. Sí. Cuando se pierde, si se juega lo suficiente se...	7.40		
5. Sí. Si alguien obtiene... es porque es más listo.	6.00		
6. Sí. A la larga, se puede obtener ganancias...	5.60		
7. Sí. ...sólo hay que pensar en lo que uno va a ganar.	6.00		
12. Sí. Si alguien pierde es que no se concentró...	5.80		
13. Sí. Llevar amuletos o vestir de cierta manera...	8.30		7.70
14. Sí. Tomar dinero sin permiso para jugar es...	8.10		12.70
1. No. Fijándose en los resultados de cada juego...		8.80	5.10
1. Sí. Fijándose en los resultados de cada juego...		6.80	
2. No. Hay "sistemas" que permiten ganar...		14.90	6.50
2. Sí. Hay "sistemas" que permiten ganar...		7.10	
3. No. Si alguien gana... es porque tiene habilidad.		6.30	
3. Sí. Si alguien gana... es porque tiene habilidad.		6.20	
8. No. Si alguien pierde... es por mala suerte.		5.00	10.10
8. Sí. Si alguien pierde... es por mala suerte.		11.10	
9. No. Ganar en estos juegos es más suerte que...		6.90	9.40
9. Sí. Ganar en estos juegos es más suerte que...		9.40	12.90
Autovalor	0.26	0.11	0.08
Varianza explicada (%)	25.74	10.94	7.74

*Nota:* Los cruces entre cada ítem y cada factor son contribuciones absolutas.

Tabla 7. *Análisis de conglomerados del Inventario de pensamientos sobre el juego adaptado con proyección de la clasificación diagnóstica en el Cuestionario breve de juego patológico (CBJP)*

Ítem	% en el conglomerado	% en global	Valor del test
<i>Conglomerado 1: 34.17% de los participantes (n = 842)</i>			
1. No. Fijándose en los resultados de cada juego...	91.00	43.40	36.00***
2. No. Hay "sistemas" que permiten ganar...	76.10	32.30	33.90***
3. No. Si alguien gana... es porque tiene habilidad.	89.10	49.60	29.60***
4. No. Cuando se pierde, si se juega lo suficiente se...	95.80	82.10	14.10***
5. No. Si alguien obtiene... es porque es más listo.	95.40	76.70	17.30***
6. No. A la larga, se puede obtener ganancias...	89.80	72.40	14.60***
7. No. ...sólo hay que pensar en lo que uno va a ganar.	88.20	74.00	12.10***



Ítem	% en el conglomerado	% en global	Valor del test
10. No. Cuando... se ha estado cerca, es que "casi" ha ganado.	89.40	76.06	11.70***
11. No. ...una sensación le indica a uno que si juega va a ganar.	82.30	63.80	14.20***
12. No. Si alguien pierde es que no se concentró...	96.10	73.50	20.30***
13. No. Llevar amuletos o vestir de cierta manera...	97.50	88.10	11.40***
14. No. Tomar dinero sin permiso para jugar es...	97.90	89.90	10.40***
15. No. Si una persona juega es porque se siente bien pensando... ganar.	74.00	62.05	8.88***
CBJP: sin problemas con el juego	84.00	68.20	12.50***
<i>Conglomerado 2: 48.58% de los participantes (n = 1,197)</i>			
1. Sí. Fijándose en los resultados de cada juego...	82.20	56.60	25.60***
2. Sí. Hay "sistemas" que permiten ganar...	94.90	67.70	29.90***
3. Sí. Si alguien gana... es porque tiene habilidad.	69.01	50.50	18.00***
4. No. Cuando se pierde, si se juega lo suficiente se...	87.70	82.10	7.10***
6. No. A la larga, se puede obtener ganancias...	74.90	72.40	2.60**
7. No. ...sólo hay que pensar en lo que uno va a ganar.	80.30	74.00	6.60**
8. No. Si alguien pierde... es por mala suerte.	77.30	68.70	8.90***
9. No. Ganar en estos juegos es más suerte que...	65.40	57.90	7.30***
10. No. Cuando... se ha estado cerca, es que "casi" ha ganado.	80.70	76.10	5.20***
12. Sí. Si alguien pierde es que no se concentró...	29.20	26.50	2.80**
13. No. Llevar amuletos o vestir de cierta manera...	97.60	88.10	14.90***
14. No. Tomar dinero sin permiso para jugar es...	98.20	89.90	14.10***
15. No. Si una persona juega es porque se siente bien pensando... ganar.	64.50	62.10	2.39**
CBJP: sin problemas con el juego	73.00	68.20	5.00***
CBJP: algunos problemas con el juego	19.38	17.10	2.90**
<i>Conglomerado 3: 17.25% de los participantes (n = 425)</i>			
1. Sí. Fijándose en los resultados de cada juego...	78.80	56.60	10.40***
2. Sí. Hay "sistemas" que permiten ganar...	77.90	67.80	5.01***
3. Sí. Si alguien gana... es porque tiene habilidad.	76.70	50.50	12.10***
4. Sí. Cuando se pierde, si se juega lo suficiente se...	61.20	17.90	22.80***
5. Sí. Si alguien obtiene... es porque es más listo.	61.90	23.30	19.10***
6. Sí. A la larga, se puede obtener ganancias...	68.70	27.60	19.70***
7. Sí. ...sólo hay que pensar en lo que uno va a ganar.	71.30	26.00	21.90***
8. Sí. Si alguien pierde... es por mala suerte.	60.90	31.30	13.90***
9. Sí. Ganar en estos juegos es más suerte que...	64.50	42.10	10.20***
10. Sí. Cuando... se ha estado cerca, es que "casi" ha ganado.	63.50	23.90	19.50***
11. Sí. ...una sensación le indica a uno que si juega va a ganar.	74.60	36.20	17.80***
12. Sí. Si alguien pierde es que no se concentró...	64.00	26.50	18.10***
13. Sí. Llevar amuletos o vestir de cierta manera...	56.90	11.60	27.20***
14. Sí. Tomar dinero sin permiso para jugar es...	48.70	10.00	24.90***
15. Sí. Si una persona juega es porque se siente bien pensando... ganar.	68.50	38.00	14.02
CBJP: probable juego patológico	55.80	14.70	23.00***

\*\*  $p < .01$ . \*\*\*  $p < .001$ .

los participantes de mayor clase social mostraron también una correlación moderada con niveles más altos de distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar ( $r [2469] = .08$ ,  $p < .001$ ).

## DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

La prevalencia y el riesgo de adicción a los juegos de azar se han estudiado de manera relativamente escasa en México, por lo que una contribución a esta problemática puede ser validar más instrumentos para su uso en estudios poblacionales y en evaluación clínica. El presente trabajo no incluye muestras clínicas, sino que se enmarca en sondeos a muestras tomadas de la población general en la línea de muchos otros trabajos (Kilibarda, Mravcik, Sieroslawski, Rakić y Martens, 2014; Terzic-Supic et al., 2018; Villatoro Velázquez et al., 2018; Zapata, Torres y Montoya, 2011). En el presente estudio se ofrecen resultados sobre dos instrumentos de evaluación de dimensiones relevantes de la adicción a los juegos de azar, como son la sintomatología, medida con el CBJP (Fernández-Montalvo et al., 1995; Ruiz-Pérez y Echeburúa-Odriozola, 2017), y las distorsiones cognitivas que sobre este tipo de juegos suelen presentar tanto los jugadores patológicos (Fernández-Montalvo y Echeburúa, 1997) como la población más general (Ruiz-Pérez y López-Pina, 2016).

La muestra del presente estudio es limitada en cuanto al tamaño y a la representatividad de los diferentes sectores de la población mexicana, pero sí es lo suficientemente amplia como para arrojar unos resultados psicométricos sólidos para el segmento de población cubierto. Así, ambos instrumentos presentan coeficientes de fiabilidad interna aceptables, similares a los informados en estudios anteriores. Por un lado, el IPJA arrojó un coeficiente KR20 satisfactorio, de .77, similar y algo mejor que .74 del estudio original en Colombia (Ruiz-Pérez y López-Pina, 2016), mientras que el CBJP presentó una fiabilidad interna aceptable, de .71, algo por debajo del estudio de referencia con un coeficiente KR20 de .74 (Ruiz-Pérez y Echeburúa-Odriozola, 2017).

De otro lado, el IPJA frente a trabajos anteriores que mostraban una estructura unidimensional (Ruiz-Pérez y López-Pina, 2016), en este caso se hallaron principalmente tres ejes, centrados en 1) juego insistente, concentrado y basado en supersticiones, 2) creencias en sistemas para ganar y en el papel desempeñado por la suerte, y 3) tomar dinero para jugar y locus externo. Esta diferencia de resultados entre el estudio colombiano y el actual podría

deberse al uso de diferentes estrategias para el análisis dimensional. Se empleó un análisis de correlaciones tetracóricas en el trabajo de Ruiz-Pérez y López-Pina (2016), mientras que el uso de las correspondencias múltiples en el presente estudio permite, a su vez, llevar a cabo un análisis de conglomerados para identificar tipologías de personas por sus creencias acerca de ganar en los juegos de apuestas. El CBJP, por su lado, presentó con el mismo procedimiento de análisis de correspondencias múltiples una estructura básicamente unidimensional. De acuerdo con los puntajes en esta escala, 14.60% de los encuestados presentarían problemas de ludopatía, teniendo en cuenta que tratamos aquí con una prueba de cribado aplicada colectivamente en formato de encuesta, por lo que un diagnóstico definitivo debe basarse en un abordaje individual e integral de cada caso. Además, en consonancia con lo hallado en otros estudios (Del Missier, 2018; Muñoz-Molina, 2008; Villatoro Velázquez et al., 2018) sobre diferencias entre sexos, aquí también se halló que la tasa de probables jugadores patológicos entre los hombres es superior, casi el doble, que entre las mujeres.

Por otro lado, el análisis de correspondencias del IPJA permite en su segundo paso con el programa empleado (DtmVic versión 6.0) realizar un análisis de conglomerados para buscar tipologías de personas en cuanto a sus tipos de creencias y su relación con el nivel de síntomas de juego patológico. El buscar tipologías de pacientes con problemas de ludopatía permite adecuar los tratamientos a las necesidades particulares de cada paciente. Estas tipologías se pueden identificar con relación a problemas de comorbilidad (Espinoza, 2018). Este análisis arrojó tres grupos de participantes: el primero presenta pocas distorsiones cognitivas, con respuestas negativas al IPJA, lo que está, a su vez, asociado a puntajes bajos en el CBJP; el segundo grupo muestra creencias acerca de la existencia de sistemas y habilidades para obtener resultados favorables en los juegos de azar, lo que se asocia con no presentar problemas o sólo algunas dificultades con este tipo de juegos; finalmente, el tercer grupo, el más pequeño (17.25%), se identifica con todas las afirmaciones del IPJA y, a la vez, agrupa a más participantes con probables problemas de ludopatía, según se midió con el CBJP.

Ya con relación a la validez convergente y el anclaje de las puntuaciones en ambos instrumentos en variables sociodemográficas, se halló una correlación elevada y directa entre más distorsiones cognitivas sobre los juegos de apuestas y más síntomas de juego patológico. Por otro lado, los resultados acerca de la edad y el nivel socioeconómico no son conclusivos, pues, aunque se hallaron re-

laciones significativas con el nivel de sintomatología y con las distorsiones cognitivas de los juegos de azar, los coeficientes hallados fueron moderados. Ello se puede deber a que los rangos de edad de las muestras del presente trabajo son poco distantes, entre los 18 y 20 años para 95 % de la muestra, se contó entonces con una escasa variación de esta variable.

Las implicaciones de los resultados hallados en el presente estudio son varias. Por un lado, y teniendo en cuenta el carácter de cribado de los instrumentos empleados, podría haber hasta un 20 % de población joven —en similares rangos de edad y de actividades educativas con relación a este estudio— con riesgo alto de sufrir un problema de ludopatía. Los instrumentos empleados aquí pueden ser un apoyo para las acciones de evaluación clínica, dados los resultados psicométricos que muestran; y desde luego, proporcionar indicadores confiables y válidos en la detección temprana y su intervención en los contextos educativos. Sin embargo, los análisis de correspondencias y de conglomerados apuntan a que no todas las creencias sobre los juegos de azar son indicadores de ludopatía. Así, las creencias en sistemas o habilidades para ganar en juegos de apuestas pueden ser propias de jugadores profesionales con relación a juegos donde la memoria puede ser una herramienta útil para ganar —por ejemplo, en ciertos juegos de baraja, recordando qué cartas han salido ya—. En cambio, identificarse con supersticiones —como el uso de amuletos—, creer que si se insiste en apostar se va a acabar ganando o que basta con creer que se va a ganar o en concentrarse para que se obtenga el resultado buscado sí parecen ser distorsiones asociadas con síntomas de ludopatía.

Futuros estudios encaminados a seguir proporcionando al ámbito de la salud en México instrumentos contrastados para la evaluación de adicciones sociales, como la ludopatía, y que cuenten con muestras más representativas, clínicas y contrastadas, podrán arrojar mayor luz sobre indicadores dimensionales, de sensibilidad, especificidad y validez convergente sobre las escalas propuestas en el actual trabajo. La muestra del presente estudio se enmarca en un sector específico de la población, estudiantes universitarios de ciertas carreras y de tres ciudades del país. Los hábitos, modalidades de juego y manifestaciones de síntomas de juego patológico, incluyendo distorsiones cognitivas, pueden variar entre diferentes segmentos poblacionales. Por ejemplo, en cuanto a la edad es posible que entre personas adultas mayores con problemas de ludopatía no se halle una presencia significativa de distorsiones cognitivas, tal y como se ha encontrado en muestras colombianas (Ruiz-Pérez y López-Pina, 2016). Por ello, las futuras investiga-

ciones podrán aclarar con evidencia empírica las razones de las diferencias de tasas de prevalencia de juego patológico —tanto para la muestra general como por sexos— del actual trabajo con relación al de Villatoro Velázquez y colaboradores (2018).

## REFERENCIAS

- Asociación Médica Mundial. (2013). *Declaración de Helsinki de la AMM. Principios éticos para las investigaciones médicas en seres humanos*. Recuperado de <http://www.isciii.es/ISCIII/es/contenidos/fd-investigacion/fd-evaluacion/fd-evaluacion-etica-investigacion/Declaracion-Helsinki-2013-Esp.pdf>
- Bécue, M. (2007). *Minería de textos y datos para-textuales*. Barcelona, España: Universitat Autònoma de Barcelona.
- Ceballos-Ospino, G., Barliza-De-La-Rosa, L., Villafañe-Martínez, Y., Herazo Acevedo, E., Oviedo Acevedo, H. C., & Campo-Arias, A. (2013). Cuestionario breve para juego patológico: Desempeño psicométrico en universitarios. *Revista Ciencias Biomédicas*, 4(2), 242-246. Recuperable de <https://revistas.unicartagena.edu.co/index.php/cienciasbiomedicas/article/view/1169>
- Comisión Nacional contra las Adicciones. (2012). *Consideraciones generales hacia la prevención y la atención del juego patológico en México*. México, D.F.: Secretaría de Salud. Recuperable de <http://www.conadic.salud.gob.mx/pdfs/consideraciones.pdf>
- Echeburúa, E., Amor, P. J., & Gómez, M. (2017). Current psychological therapeutic approaches for gambling disorder with psychiatric comorbidities: A narrative review. *Salud Mental*, 40(6), 299-305. doi:10.17711/sm.0185-3325.2017.038
- Echeburúa, E., González-Ortega, I., de Corral, P., & Polo-López, R. (2011). Clinical gender differences among adult pathological gamblers seeking treatment. *Journal of Gambling Studies*, 27(2), 215-227. doi:10.1007/s10899-010-9205-1
- Echeburúa, E., Salaberría, K., & Cruz-Sáez, M. (2014). Nuevos retos en el tratamiento del juego patológico. *Terapia Psicológica*, 32(1), 31-40. Recuperable de <http://teps.cl/index.php/teps/article/view/57>
- Echeverría Echeverría, R., Castillo, M. T., Evia, N., & Carrillo, C. (2017). Representaciones sociales de líderes institucionales acerca del juego en casinos mexicanos. *Revista de Psicología*, 35(1), 5-30. doi:10.18800/psico.201701.001
- Espinoza, L. S. (2018). Trastornos de personalidad y juego patológico en adolescentes y jóvenes con dependencia de las máquinas tragamonedas. *Persona*, 21(2), 99-124. doi:10.26439/persona2018.n021.3023

- Fernández-Montalvo, J., & Echeburúa, E. (1997). *Manual práctico del juego patológico: Ayuda para el paciente y guía para el terapeuta*. Madrid, España: Pirámide.
- Fernández-Montalvo, J., Echeburúa Odriozola, E., & Báez Gallo, C. (1995). El Cuestionario breve de juego patológico (CBJP): 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. doi:10.1037/a0026422
- González Trijueque, D., & Graña Gómez, J. L. (2008). Informe pericial psicológico: Valoración de la imputabilidad en un jugador patológico. *Psicopatología Clínica Legal y Forense*, 8, 193-214. Recuperable de <http://masterpsicologiaforense.es/pdf/2008/2008art9.pdf>
- Hoerger, M., & Currell, C. (2012). Ethical issues in internet research. En S. J. Knapp, M. C. Gottlieb, M. M. Handelsman y L. D. VandeCreek (Eds.), *APA handbook of ethics in psychology, vol. 2: Practice, teaching, and research* (pp. 385-400). Washington, DC, EE.UU.: American Psychological Association. doi:10.1037/13272-018
- Ibáñez Cuadrado, Á., & Saiz Ruiz, J. (2001, 23 de febrero). Epidemiología de la ludopatía (juego patológico). *Psiquiatria.com*. Recuperado de [https://psiquiatria.com/trastorno\\_control\\_impulsos/epidemiologia-de-la-ludopatia-juego-patologico/](https://psiquiatria.com/trastorno_control_impulsos/epidemiologia-de-la-ludopatia-juego-patologico/)
- Jacobsen, L. H., Knudsen, A. K., Krogh, E., Pallesen, S., & Molde, H. (2007). An overview of cognitive mechanisms in pathological gambling. *Nordic Psychology*, 59(4), 347-361. doi:10.1027/1901-2276.59.4.347
- Kilibarda, B., Mravcik, V., Sieroslowski, J., Rakić, J. G., & Martens, M. S. (2014). *National survey on life styles of citizens in Serbia 2014: Key findings on substance use and gambling* (trads. M. Mitrović y M. Blagojević). Belgrado, Serbia: Institute of Public Health of Serbia "Dr Milan Jovanovic Batut". Recuperable de [http://www.emcdda.europa.eu/attachements.cfm/att\\_233212\\_EN\\_GPS\\_Serbia\\_2014.pdf](http://www.emcdda.europa.eu/attachements.cfm/att_233212_EN_GPS_Serbia_2014.pdf)
- Labrador Méndez, M. (2016). *Relevancia de los factores cognitivos en los juegos de azar, 2015* [tesis doctoral]. Universidad Complutense de Madrid, España. Recuperable de <https://eprints.ucm.es/38870/>
- Maqueda, F., & Ruiz-Olivares, R. (2017). Relación entre juego patológico y consumo de sustancias en una muestra de estudiantes universitarios. *Health and Addictions*, 17(2), 17-24. doi:10.21134/haaj.v17i2.277
- Missier, G. del. (2018). El juego de azar: Un problema de bioética social. *Moralía: Revista de Ciencias Morales*, 41(158-159), 159-175.
- Muñoz-Molina, Y. (2008). Meta-análisis sobre juego patológico 1997-2007. *Revista de Salud Pública*, 10(1), 150-159. Recuperable de [http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0124-00642008000100014](http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0124-00642008000100014)
- Pardo, C. E., Ortiz, J. E., & Cruz, D. L. (2012). *Análisis de datos textuales con Dtm-Vic*. Recuperable de <http://www.dtmvic.com/doc/ADTcDtmVic.pdf>
- Rodríguez Ochoa, G. C. (2014). *Comorbilidad de trastornos mentales en jugadores patológicos* [artículo de fin de especialidad]. Centros de Integración Juvenil, México. Recuperable de [http://www.biblioteca.cij.gob.mx/Archivos/Materiales\\_de\\_consulta/Drogas\\_de\\_Abuso/Articulos/RODR%C3%8DGUEZ%20OCHOA,%20G.\\_Comorbilidad%20de%20trastornos%20%20mentales%20en%20.pdf](http://www.biblioteca.cij.gob.mx/Archivos/Materiales_de_consulta/Drogas_de_Abuso/Articulos/RODR%C3%8DGUEZ%20OCHOA,%20G._Comorbilidad%20de%20trastornos%20%20mentales%20en%20.pdf)
- Rojas Valero, M. J. (2013). *Epidemiología nacional del juego, uso de internet y redes sociales virtuales en el Perú y fundamentos clínicos*. Lima, Perú: CONCYTEC. Recuperable de <http://www.repositorio.cedro.org.pe/handle/CEDRO/343>
- Ruiz, J. I., & Herrera, A. N. (2016). Accidentes de tránsito con heridos en Colombia según fuentes de información: Caracterización general y tipologías de accidentes. *Revista CES Psicología*, 9(1), 32-46. doi:10.21615/cesp.9.1.3
- Ruiz-Pérez, J. I., & Echeburúa, E. (En prensa). Juego patológico en población reclusa colombiana: Resultados preliminares en prevalencia y comorbilidad. *Universitas Psychologica*.
- Ruiz-Pérez, J. I., & Echeburúa-Odriozola, E. (2017). Cuestionario breve de juego patológico en estudiantes colombianos: Propiedades psicométricas. *Universitas Psychologica*, 16(3). doi:10.111144/javeriana.upsyl6-3.cbjp
- Ruiz-Pérez, J. I., & López-Pina, J. A. (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. doi:10.15446/rcp.v25n2.45375
- Scoboria, A., & Wilson, T. (2011). Memory for future gambling wins. *Psychology of Addictive Behaviors*, 25(3), 565-572. doi:10.1037/a0022707
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2007). *Código ético del psicólogo* (4ª. ed.). México, D.F.: Trillas.
- 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. doi:10.1080/14459795.2011.581677
- Templin, J. L., & Henson, R. A. (2006). Measurement of psychological disorders using cognitive diagnosis models. *Psychological Methods*, 11(3), 287-305. doi:10.1037/1082-989x.11.3.287
- Terzic-Supic, Z., Jelic, M., Santric-Milicevic, M., Kilibarda, B., Mirkovic, M., Bankovic-Lazarevic, D., & Todorovic, J.

- (2018). National survey on lifestyles and gambling in Serbia: Gambling participation and problem gambling in adult population. *International Gambling Studies*. Publicación anticipada en línea. doi:10.1080/14459795.2018.1552713
- Villatoro Velázquez, J. A., Resendiz Escobar, E., Bustos Gamiño, M. N., Mujica Salazar, A. R., Medina-Mora Icaza, M. E., Cañas Martínez, V.,... Romero Martínez, M. (2018). Magnitud y extensión del juego patológico en la población mexicana. *Salud Mental*, 41(4), 157-167. doi:10.17711/sm.0185-3325.2018.024
- Zapata, M. A., Torres G., Y., & Montoya, L. P. (2011). Riesgo de juego patológico. Factores y trastornos mentales asociados en jóvenes de Medellín-Colombia. *Adicciones*, 23(1), 17-25. doi:10.20882/adicciones.163

Recibido: 6 de diciembre de 2018.

Aceptado: 18 de abril de 2019.