

doi: 10.15446/rcp.v25n2.45375

# **Evaluación Psicométrica de una Escala de Distorsiones Cognitivas sobre los Juegos de Azar en una Muestra Nacional de Estudiantes Colombianos\***

**JOSÉ IGNACIO RUIZ-PÉREZ**

Universidad Nacional de Colombia, Bogotá, Colombia

**JOSÉ ANTONIO LÓPEZ-PINA**

Universidad de Murcia, Murcia, España



Excepto que se establezca de otra forma, el contenido de esta revista cuenta con una licencia Creative Commons "reconocimiento, no comercial y sin obras derivadas" Colombia 2.5, que puede consultarse en: <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.5/co>

**Cómo citar este artículo:** 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

La correspondencia relacionada con este artículo debe dirigirse al Dr. José Ignacio Ruiz-Pérez, e-mail: [jiruizp@unal.edu.co](mailto:jiruizp@unal.edu.co). Carrera 30 calle 45, Universidad Nacional de Colombia, Departamento de Psicología, Edificio 212, Oficina 230. Bogotá (Colombia). CP: 111321.

---

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN CIENTÍFICA

RECIBIDO: 2 DE SEPTIEMBRE DEL 2014 - ACEPTADO: 13 DE ABRIL DEL 2016

\* Esta investigación fue desarrollada en el marco del proyecto Plan de Acción para la Construcción de una Red de Investigación, Convocatoria Orlando Fals Borda-2012. Código 15888 del Sistema Hermes de la Universidad Nacional de Colombia.

### Resumen

Los objetivos de este trabajo son: (a) adaptar el Inventario de Pensamientos sobre el Juego (IPJ) a una muestra no aleatoria de estudiantes colombianos ( $N=4,300$ ) de todas las regiones del país, (b) estudiar la prevalencia de las distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar y (c) comparar los puntajes en el instrumento, de acuerdo al sexo, al nivel socioeconómico y a la edad. En los resultados, la escala mostró una buena fiabilidad interna y una estructura unidimensional. Alrededor del 50% de los sujetos presentaba de 2 a 7 distorsiones cognitivas, y los puntajes más altos en el IPJ se observaron en los hombres, en las personas de clases sociales bajas, en las más jóvenes y en quienes pensaban que, si les tocara mucha plata, se resolverían todos sus problemas.

**Palabras clave:** juegos de azar, distorsiones cognitivas, sexo, clase social, edad.

### *Psychometric Evaluation of a Cognitive Distortions Scale for Gambling in a National Sample of Colombians Students*

#### Abstract

The objectives of this study are: (a) adapt the Gambling Cognition Inventory (GCI) to a nonrandom sample of Colombian students ( $N=4,300$ ) from all regions of the country, (b) study the prevalence of cognitive distortions on games of chance and (c) compare the scores in accordance with sex, socioeconomic level and age. In the results, the scale showed good internal reliability and a one-dimensional structure. Around 50% of the subjects showed 2 to 7 cognitive distortions, and the highest scores in the GCI were observed in men, in persons of lower social classes, in the youngest and in those who thought that if they won much money, all their problems would be solved.

**Keywords:** games of chance, cognitive distortions, sex, social class, age.

### *Avaliação Psicométrica de uma Escala de Distorções Cognitivas sobre os Jogos de Azar numa Amostra Nacional de Estudantes Colombianos*

#### Resumo

Os objetivos deste trabalho são: (a) adaptar a Escala de Pensamentos sobre o Jogo (IPJ, em espanhol) a uma amostra não aleatória de estudantes colombianos ( $N=4,300$ ) de todas as regiões do país; (b) estudar a prevalência das distorções cognitivas sobre os jogos de azar e (c) comparar as pontuações no instrumento de acordo com o sexo, o nível socioeconômico e a idade. Nos resultados, a escala mostrou uma boa confiabilidade interna e uma estrutura unidimensional. Ao redor de 50% dos sujeitos apresentavam de 2 a 7 distorções cognitivas, e as pontuações mais altas no IPJ foram observadas nos homens, nas pessoas de classes sociais baixas, nas mais jovens e nos quais pensavam que, se tivessem muito dinheiro, todos seus problemas seriam resolvidos.

**Palavras-chave:** jogos de azar, distorções cognitivas, sexo, classe social, idade.

## Introducción

Actualmente, se considera el juego patológico como un tipo de trastorno adictivo, tras décadas de clasificarlo como una patología relacionada con el control de los impulsos (Temcheff, Derevensky, & Paskus, 2011). Entre sus características están: un deseo irrefrenable por participar en esas actividades, fracasos repetidos en controlar el juego, volver a jugar para recuperarse de las pérdidas, un aumento progresivo de los gastos, irritabilidad o inquietud cuando el jugador no puede continuar en esa actividad, e interferencia del juego en otros ámbitos de la vida —familiar o laboral—, entre otros aspectos (American Psychiatric Association, 2000; Jacobsen, Knudsen, Krogh, Fallesen, & Molde, 2007). Para Templin y Henson (2006), el juego patológico incluye aspectos de dependencia, pérdida de control y disrupción con otras áreas básicas de la vida —laborales, familiares, amistades, entre otras—.

Frecuentemente, junto a los elementos mencionados del juego patológico, se presenta un correlato cognitivo. A menudo, los jugadores patológicos presentan una serie de distorsiones cognitivas, bajo la forma de esquemas desadaptativos (Bahamón, 2013), heurísticos (Fortune & Goodie, 2012; Jacobsen et al., 2007), así como creencias y sesgos en el cálculo de las probabilidades de ganar en las apuestas y relacionados con la ilusión de controlar resultados que realmente dependen del azar, (Echeburúa & Fernández-Montalvo, 1997; Jardin & Wulfert, 2012; Steenbergh, Meyers, May, & Whelan, 2002; Sylvain & Ladouceur, 1992). Como indican Fortune y Goodie (2012), los heurísticos se activan en situaciones de incertidumbre, cuando no hay información real sobre la probabilidad de que suceda un evento. Calcular esta probabilidad suele ser un proceso complejo, por lo cual las personas recurren a atajos cognitivos con el fin de recopilar y procesar la información que se necesite para establecer el resultado deseado. Estos resultados son estimaciones cercanas, aparentemente, a los valores reales. Precisamente, los juegos de azar cumplen estas características de situaciones ambiguas.

De acuerdo con lo anterior, las distorsiones cognitivas que se activarían en las situaciones de juegos de azar, no preexistirían en la mente de los jugadores exclusivamente, sino que podrían estar en muchas personas, jugadoras o no jugadoras. Sería la exposición al juego lo que llevaría a los jugadores a recurrir a estas estrategias cognitivas. Algunas investigaciones corroboran esta conjetura. Primero, ciertas creencias sobre los juegos de azar constituirían auténticas representaciones colectivas sobre este tipo de juegos, sobre la suerte y sobre el azar (Barroso, 2003), las cuales pueden fomentarse por los esfuerzos de la cultura de fomentar la creencia en el control del mundo (Páez & Martín-Beristain, 2011). En segundo lugar, se estableció que jugadores patológicos, no patológicos y sujetos no jugadores se diferencian no en el número, sino en el tipo de distorsiones cognitivas acerca de los juegos de azar. Por ejemplo, Mañoso, Labrador y Fernández-Alba (2004) hallaron que los jugadores patológicos presentaban más sesgos con relación a la predicción de resultados, en que el azar sigue un proceso autocorrectivo y en las atribuciones de rasgos de personalidad a las máquinas tragamonedas, mientras que un grupo de comparación de no jugadores, presentaba mayor ilusión de control, creencia en la suerte y en fijación en frecuencias absolutas. En otro estudio con jugadores de máquinas tragamonedas, Labrador, Mañoso y Fernández-Alba (2008) proponen que no todos los sesgos tienen la misma importancia en el mantenimiento del juego patológico, pareciendo más relevantes la tendencia a personificar las máquinas, el azar autocorrectivo y la creencia en la suerte. Además, la mejoría en síntomas de juego patológico con un tratamiento no se asocia necesariamente a reducción o modificación en las distorsiones cognitivas (Labrador, Fernández-Alba, & Mañoso, 2002). Tercero, se han hallado estudiantes universitarios con formación estadística, que incurrir en las mismas distorsiones cognitivas que los jugadores patológicos (Jacobsen et al.,

2007; Scoboria & Wilson, 2011). Ahora, también es cierta la observación, durante las situaciones de juego, que los jugadores no patológicos devuelven su confianza en poder ganar a medida que pierden, mientras que las personas ludópatas refuerzan sus distorsiones con las pérdidas, es decir, mientras más pierden, más creen estar a punto de ganar (Scoboria & Wilson, 2011).

No obstante, en general se considera que estos errores cognitivos de los ludópatas no solo constituyen un factor de riesgo para el inicio del problema, sino también son mantenedores de la conducta, al devenir parte fundamental en este tipo

de trastorno (Becoña, 1998; Ladouceur & Walker, 1998; McCormick & Taber, 1988), y por tanto, del tratamiento (Labrador & Ruiz, 2008; MacKillop, Anderson, Castelda, Mattson, & Donovan, 2006; Parhami, Davtian, Hanna, Calix, & Fong, 2012). En este sentido, diversas propuestas de tratamiento de la adicción a los juegos de azar incluyen frecuentemente un elemento conductual-cognitivo (Ledgerwood, Steinberg, Wu, & Potenza, 2005; Petry et al., 2006; Petry, Weinstock, Ledgerwood, & Morasco, 2008). En la Tabla 1 se presenta un listado de distorsiones cognitivas y de heurísticos asociados al juego patológico.

**Tabla 1**

*Sesgos y heurísticos asociados al juego patológico*

Dimensión	Descripción
Azar autocorrectivo	Cada resultado en un juego no se toma de forma independiente, sino que se cree que está encadenado a los anteriores. Por ejemplo, la creencia de que un resultado que no ha salido tras un lapso considerable, está a punto de salir (Mañoso et al., 2004).
Representatividad	Estimación inicial de que se va a ganar sostiene las sucesivas apuestas (Jacobsen et al., 2007).
Accesibilidad	Recuerdo de las ocasiones de ganancias. Se sustenta en la memoria de las ganancias (recordar más las veces que se gana que las que se pierde) y la disponibilidad (incluir en el conteo de ganancias las de otros jugadores; Fortune & Goodie, 2012).
Simulación	Si el jugador se imagina jugando y ganando, tiende a creer que esto es lo que va a ocurrir (Páez, 2003). En la ludopatía se asocia con las memorias de ganancias futuras (Scoboria & Wilson, 2011).
"Casi acierto"	La persona considera señal de que se aproxima el resultado esperado, cuando se produce un resultado parecido. Por ejemplo, sale una combinación de números o figuras que se parece a la que arrojaría un premio (Echeburúa et al., 1997).
Ilusión de control	Creencia en que se puede descubrir y predecir (e.g., hallando un patrón de resultados del juego) o influir (e.g., supersticiones sobre formas de arrojar los dados, uso de amuletos, rituales previos a manipular), el resultado (Echeburúa et al., 1997; Jacobsen et al., 2007; Steenberg et al., 2002; Sylvain & Ladouceur, 1992).
Correlación ilusoria	También relacionado con las supersticiones: atribuir un resultado a un estímulo del entorno, presente en el momento de dicho resultado (Jacobsen et al., 2007).
Optimismo ilusorio	La persona cree que le va a ir mejor que a los demás, que le van a pasar más cosas buenas que a los otros (Páez, 2003). En el juego, creencia de que, insistiendo en apostar, al final se gana (Echeburúa et al., 1997).
Sesgo confirmatorio	Recordar las veces que se ha ganado y olvidar las pérdidas (Calderón, Castaño, & Storti, 2011).

Error fundamental de atribución	Atribuir las veces que se gana a factores internos y las veces que se pierde a factores externos (Calderón et al., 2011).
Personificación	Atribuir al dispositivo de juego, voluntad e intenciones sobre los resultados que arroja (Domínguez, 2009).
Proximidad	Si en una mesa o máquina próxima a la del jugador ha caído un premio, creencia de que va a ocurrir lo mismo en la propia.

Estas distorsiones se han detectado y evaluado, empleando diferentes metodologías. Por ejemplo, se ha pedido a jugadores patológicos que expresen en voz alta qué están pensando mientras juegan (e.g., Labrador et al., 2008; Sylvain & Ladouceur, 1992), pero la metodología más empleada consiste en la aplicación de escalas que miden este tipo de distorsiones, como la Gambling Attitudes and Beliefs Survey (Breen, Kruedelbach, & Walker, 2001) o el Inventario de Pensamientos sobre el Juego (IPJ; Echeburúa et al., 1997). Precisamente, el objetivo de este trabajo es estudiar el comportamiento psicométrico de esta última escala, en estudiantes colombianos de carreras técnicas, tecnológicas y universitarias. El IPJ consta de cuatro secciones; la primera es una escala sobre creencias acerca de estar en capacidad de predecir o controlar el resultado de los juegos de azar; la segunda escala se centra en sesgos con relación a la adicción; la tercera sección cubre sesgos de atribución y *locus* de control acerca de la adicción, y, la cuarta, abierta, indaga sobre pensamientos antes, durante y después de jugar (Domínguez, Pérez, Sicilia, Villahoz, & Fernández, 2007; Echeburúa et al., 1997; Santos, 2008). Esta prueba se ha empleado tanto en la práctica clínica (Navarro, 2011; Sevilla & Pastor, 1996) como en la forense (González-Trijueque & Graña, 2008) y es, posiblemente, el instrumento de evaluación de distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar más referenciado (Domínguez et al., 2007; Fernández de la Cruz, 2010; González-Trijueque & Graña, 2008; Labrador et al., 2008; Navarro, 2011; Santos, 2008). Por su lado, Fernández, Báez y Echeburúa (1996) hallaron mayor presencia de distorsiones cognitivas (primera sección

del inventario) en hombres que en mujeres, y entre jugadores patológicos que en grupos de control. Un segundo objetivo de este estudio es conocer la prevalencia de distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar, en la muestra cubierta por el trabajo, teniendo en cuenta la perspectiva de Barroso (2003), en cuanto dichas distorsiones pueden abordarse como una construcción social, no exclusivamente desde una aproximación psicopatológica. Además, a diferencia de los síntomas de ludopatía, es muy escasa la investigación publicada acerca de diferencias en distorsiones cognitivas según la edad, el sexo o el nivel socioeconómico, por lo cual la exploración de estas diferencias constituye el tercer objetivo del trabajo.

### Método

El diseño es de tipo exploratorio (sin manipulación de variables), transversal, descriptivo y correlacional, bajo la perspectiva comparativa.

### Participantes

La muestra es no aleatoria y la integran 4300 estudiantes de niveles superiores —carreras técnicas, tecnológicas y universitarias— de las 32 capitales de los departamentos de Colombia (desde 47 sujetos de San Andrés y Providencia, y 61 de Arauca, a 216 del Atlántico y 449 de Bogotá y Cundinamarca). La Tabla 2 presenta el perfil sociodemográfico de la muestra, por cada sexo. Así, se aprecia que casi dos tercios de la muestra son mujeres, y ello, por su predominio en la carrera de Psicología, típicamente femenina, entre los estudiantes universitarios. La media de edad se sitúa en los 21.6 años en los hombres y 22 en las mujeres, desde los 15 hasta los 60 años.

Esta amplitud de la edad, tanto menores de los 18 años como hasta los 60, se debe a que muchas personas acceden a los estudios técnicos o tecnológicos en edades tempranas (equivalentes a las edades en las que se puede cursar el bachillerato o la formación profesional) o avanzadas por la amplitud de ofertas de formación y de cubrimiento territorial que ofrece la institución

donde se encuestó a los estudiantes de estas carreras —Servicio Nacional de Aprendizaje, SENA—. Además, las mujeres de la muestra cursan estudios universitarios en mayor proporción que los varones. En cuanto al estrato socioeconómico, para ambos géneros, pero de nuevo en mayor proporción en los hombres, predominan las clases bajas (ver Tabla 2).

**Tabla 2**  
*Características sociodemográficas de la muestra, por sexo*

Variable	Hombres (37.7%)	Mujeres (62.3%)	Comparación estadística
<b>Edad</b>			
Media	21.60	22.19	$F$ de Levene (1.4348)=9.26, $p < .01$ $F$ de Fisher (1.4348)=15.27, $p < .001$
Desviación típica	4.44	5.02	
Rangos	15-60	16-60	
<b>Semestre</b>			
Media	4.78	5.52	$F$ de Levene (1.4121)=63.90, $p < .001$ $F$ de Fisher (1.4121)=105.72
Desviación típica	2.09	2.32	
Rangos	1-20	0-20	
<b>Estrato socioeconómico</b>			
1-2	67.8%	54.3%	$\chi^2_{(5)}=100.26, p < .001$
3-4	28.7%	38.4%	
5-6	3.4%	7.3%	
<b>Estado civil</b>			
Solteros	88.1%	82.4%	$\chi^2_{(4)}=37.85, p < .001$
Unión libre	7.8%	9.1%	
Casados	3.3%	7.3%	
Divorciados	0.6%	1.1%	
Viudos	0.2%	0.1%	
<b>Tipo de estudios</b>			
SENA	61.5%	45.1%	$\chi^2_{(1)}=111.90, p < .001$
Universidades	38.5%	54.9%	
<b>Carreras (&amp;)</b>			
Psicología	49.6%	73.9%	$\chi^2_{(17)}=160.40, p < .001$
Admon. Empresas	36.1%	18.3%	
Ingeniería	9.5%	2.8%	
Enfermería	0.6%	1.3%	
Derecho	0.8%	1.0%	
Arquitectura	0.1%	0.1%	
Sociología	1.1%	0.7%	
Otros	1.8%	2.1%	

*Nota:* & solo para los estudiantes universitarios.

### Instrumentos

El instrumento básico que se empleó en esta investigación es una adaptación de la primera parte (Sección A) del IPJ (Echeburúa et al., 1997). La escala original consta de cuatro secciones: la primera, con 15 ítems, se refiere a sesgos cognitivos relacionados con la conducta de juego; la segunda parte, es sobre sesgos cognitivos acerca de la adicción; la tercera, corresponde a estilos atribucionales, asociados a la adicción, y la cuarta es de respuesta abierta, e indaga los pensamientos que se experimentan antes, durante y después de jugar. Se escogió la primera sección para aplicarla en el presente estudio. Dado que las secciones dos, tres y cuatro implican que la persona reconozca que tiene una adicción o que practica juegos de azar, solo la primera sección del inventario es objeto del presente estudio, ya que las creencias erradas sobre los juegos de azar no están ligadas necesariamente a conductas de juego (Labrador et al., 2008). Además, el IPJ de Echeburúa et al. (1997) abarca cualquier tipo de juego, frente a otros inventarios centrados en juegos específicos (compilación de Domínguez et al., 2007). La información disponible sobre fiabilidad y validez del instrumento muestra validez discriminante entre un grupo control y jugadores patológicos, siendo más frecuentes las distorsiones cognitivas en estos últimos (Echeburúa, comunicación personal, 13 de enero del 2016; Fernández et al., 1996).

Esta primera sección está conformada, también, por una serie de ítems que cubren una amplia gama de sesgos comentados en párrafos anteriores. Por ejemplo, el ítem 2 con la afirmación “Tengo un sistema para ganar en el juego” se refiere a la creencia en controlar eventos incontrolables, lo cual remite al sesgo de ilusión de control. El ítem 6 “Pienso que a la larga ganaré” hace referencia a la creencia de que el azar es autocorrectivo, o el ítem 13 con “Tengo manías, como llevar la misma ropa, amuletos, juegos mentales con números, etc.” se relaciona con la correlación ilusoria, entre eventos (amuletos y resultados del juego) que realmente no tienen una relación de causa-efecto.

Los ítems de la versión original de la primera sección del IPJ, fueron adaptados en el sentido de cambiar su redacción, en primera persona del singular, a la tercera persona del singular o al modo impersonal. Por ejemplo, el ítem 14 que, en su formulación original, rezaba “Pienso en todo lo que puedo comprarme o regalar a alguien, pues es así como me siento bien”, se cambió por “Si una persona participa en estos juegos es porque se siente bien pensando en todo lo que podría comprarse si ganara”. Es decir, la redacción de los ítems se modificó para que la persona encuestada no necesariamente jugara para poder responderlos. En un estudio anterior se halló validez concurrente entre mayor puntaje en esta escala adaptada (es decir, más distorsiones) y más síntomas de ludopatía (Ruiz, 2012). En la Tabla 3 se presenta la lista completa de ítems en su versión final. El formato original de respuestas de los ítems se mantuvo, con opciones de *Sí* o *No*, que se contabilizan respectivamente como 1 y 0, y cuya suma total es un puntaje de distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar (rango teórico entre 0 y 15, a mayor puntaje, más distorsiones). Adicionalmente, se incluyó el ítem 3 de la sección dos del inventario original “¿Piensa que se solucionarían todos los problemas de usted si le tocara mucha plata?”, como complemento a la escala seleccionada para este estudio (con un formato de respuesta similar a la escala descrita). Este ítem puede ser respondido incluso por quienes no practiquen juegos de azar.

### Procedimiento

Los datos se acopiaron en el segundo semestre del 2010, mediante aplicaciones colectivas, voluntarias y garantizando el anonimato, en los salones de clase. Además, se recogió información sobre la edad (agrupada en cinco rangos), el sexo, la carrera estudiada (formación profesional o universitaria) y el nivel socioeconómico de los encuestados. Esto último de acuerdo al sistema colombiano de estratos socioeconómicos, que oscila entre 1 (clase social muy baja) y 6 (clase social muy alta).

Se emplearon los programas SPSS 15.5 y WinFACT (Waller, 2002) para el análisis de los datos.

entre el puntaje total en el inventario y el sexo, el nivel socioeconómico y la edad.

### Plan de Análisis

Inicialmente se llevó a cabo un análisis descriptivo de las respuestas a cada ítem, para, a continuación, analizar la fiabilidad interna y la dimensionalidad de la escala, mediante análisis de correlaciones tetracóricas y clasificación jerárquica. Posteriormente, se exploraron, mediante análisis de varianza multivariado, las relaciones

### Resultados

#### Análisis Descriptivo de la Escala

En primer lugar, se obtuvo el porcentaje de respuestas afirmativas para cada ítem de la escala, lo cual permitió conocer la prevalencia de las creencias sobre los juegos de azar cubiertas por el instrumento. Los resultados se muestran en la Tabla 3.

**Tabla 3**

*Porcentajes de respuestas afirmativas a cada ítem del Inventario de Pensamientos sobre el Juego y cargas factoriales en un análisis de factores principales, a partir de correlaciones tetracóricas*

Ítem	% Sí	Factor
1. Fijándose en los resultados de cada juego se puede saber cómo apostar	48.2	.316
2. Hay "sistemas" que permiten ganar en los juegos de azar	60.6	.469
3. Si alguien gana en estos juegos es porque tiene habilidad	45.3	.584
4. Cuando se pierde, si se juega lo suficiente se recupera lo perdido	13.7	.614
5. Si alguien obtiene ganancias en estos juegos es porque es más listo	23.0	.566
6. A la larga, se puede obtener ganancias en los juegos de azar	28.9	.595
7. En estos juegos, solo hay que pensar en lo que uno va a ganar	33.2	.380
8. Si alguien pierde en estos juegos es por mala suerte	34.3	.288
9. Ganar en estos juegos es más una cuestión de suerte que de calcular la probabilidad de perder	59.3	.588
10. Cuando se pierde y se ha estado cerca, es que "casi" ha ganado	28.9	.558
11. A veces una sensación le indica a uno que si juega va a ganar	43.2	.692
12. Si alguien pierde es que no se concentró lo suficiente	23.0	.717
13. Llevar amuletos o vestir de cierta manera ayuda a ganar	13.0	.642
14. Tomar dinero sin permiso para jugar es como un préstamo	10.7	.424
15. Si una persona juega es porque se siente bien pensando en lo que va a ganar	46.5	.592

GFI: .9628; MSR: .0062; RMSR: .0790

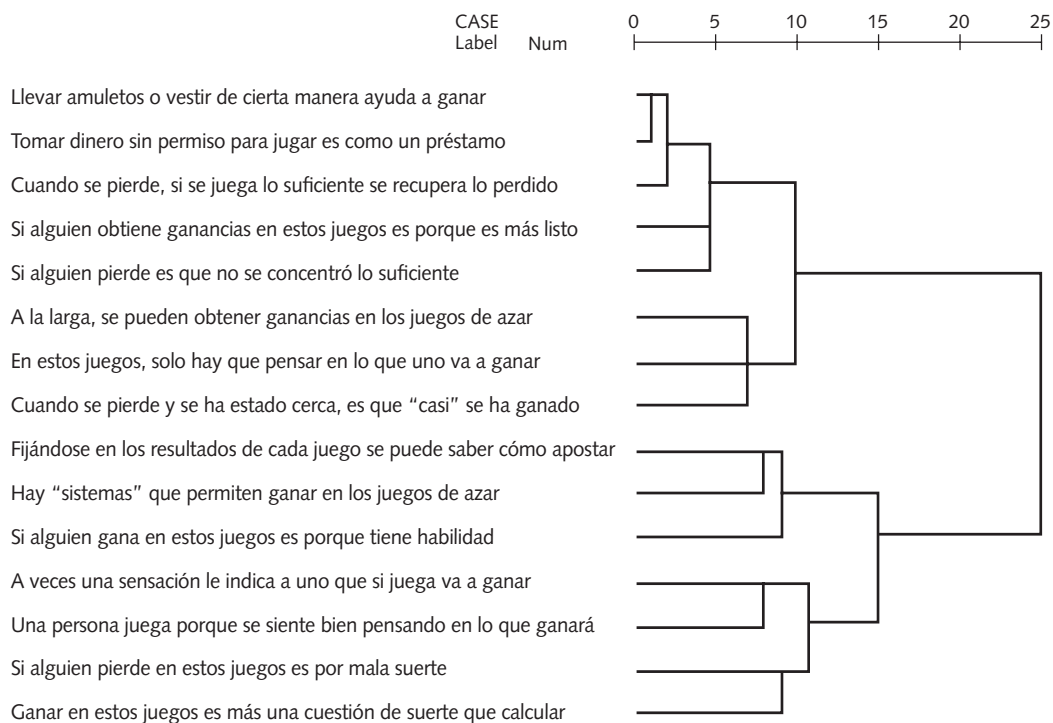


**Fiabilidad Interna y Validez Dimensional y Concurrente de la Escala**

La fiabilidad interna de la escala, calculada con el coeficiente KR20, apropiado para ítems de respuesta dicotómica, fue de .74. Todos los ítems contribuyeron de forma similar al conjunto de la escala (correlaciones ítem-total escala entre .223 y .414).

Para analizar las dimensiones subyacentes en la escala, se realizó un análisis de conglomerados sobre los ítems de la escala, no sobre los sujetos. El método escogido fue el de Ward, con distancia euclidiana para datos dicotómicos. El dendrograma permite apreciar que la agrupación de los ítems se sitúa en una primera división de dos grupos, según la frecuencia de respuestas afirmativas, con los ítems menos frecuentes en la parte superior del dendrograma y con los más frecuentes en la parte inferior (Figura 1). A continuación, en una división de los ítems en cuatro clases, se encuentra en la parte superior del dendrograma una relación entre sesgos como el *primus inter pares* —ser más

listo que los demás—, la persistencia —si se juega lo suficiente se recupera lo perdido—, la correlación ilusoria relativa a los amuletos y ganar, y el sesgo de que es posible ganar concentrándose en el juego. Llama la atención que este grupo de ítems se asocia con la disposición a robar dinero para jugar. Por su lado, el segundo grupo de ítems se refiere al azar autocorrectivo —a la larga se gana—, la correlación ilusoria entre pensar en ganar y efectivamente ganar y los *near miss*, el tomar como victorias las ocasiones en que el resultado del juego ha estado cerca del que busca el jugador. En tercer lugar, se reúnen los ítems referentes a las habilidades para jugar, lo cual remite a la creencia en poder controlar un juego basado en el azar; mientras que el cuarto grupo de ítems (sección inferior del dendrograma), se refiere a las sensaciones al tomar la decisión de jugar y a la motivación para obtener ganancias, así como a la atribución de las pérdidas del juego a agentes externos como la suerte, (Calderón et al., 2011; Páez, 2003).



**Figura 1.** Dendrograma del análisis de conglomerados del IPI.

En aras de precisar la estructura dimensional de la escala, se analizaron las correlaciones tetracóricas, ensayando varias soluciones factoriales, utilizando el procedimiento de factores principales. La solución factorial que arrojó coeficientes más satisfactorios, de mayor coherencia entre los ítems fue la de un factor. La última columna de la Tabla 3 presenta las cargas factoriales de cada ítem en dicho factor. Se obtuvieron los coeficientes  $GFI=.9628$ ;  $MSR=.0062$ ;  $RMSR=.0790$ . De esta manera, el análisis confirma la estructura unidimensional de la escala. A partir de esto, se calculó un puntaje para cada sujeto en el conjunto de la escala, que se emplea en los análisis subsiguientes. Así, se encontró una correlación de Pearson significativa ( $r(4.171)=.306$ ,  $p<.001$ ), entre el puntaje en la escala con el ítem: “¿Piensa que se solucionarían todos los problemas de usted si le tocara mucha plata?”

### Distorsiones Cognitivas y Variables Sociodemográficas

La Tabla 4 detalla la distribución de puntajes en la escala sobre distorsiones cognitivas de los juegos de azar. En primer lugar, se puede observar que menos del 10% de los sujetos, tanto para la muestra general como por sexos, carece de distorsiones y, que, más del 50% de los hombres y más del 45% de las mujeres dieron de tres a siete respuestas afirmativas en la escala. De otro lado, el punto de corte en la escala para hombres estaría en nueve o más respuestas afirmativas (que cobijan al 10% de las respuestas más altas en los hombres), y en ocho o más para las mujeres (12% de las puntuaciones más altas en el caso de las mujeres).

A continuación, se llevó a cabo un análisis multivariado de varianza, para explorar diferencias en puntajes en la escala, en función del género, el

**Tabla 4**  
*Distribución de puntuaciones en el IPJ: muestra general y por sexos*

Puntaje en el IPJ	Muestra general			Hombres			Mujeres		
	N	% válido	% acumulado	N	% válido	% acumulado	N	% válido	% acumulado
0	276	7.42	7.42	67	4.85	4.85	207	8.96	8.96
1	240	6.45	13.87	81	5.86	10.71	157	6.79	15.75
2	334	8.98	22.84	93	6.73	17.44	241	10.43	26.18
3	427	11.48	34.32	149	10.78	28.22	275	11.90	38.08
4	455	12.23	46.55	148	10.71	38.93	307	13.28	51.36
5	411	11.05	57.59	141	10.20	49.13	269	11.64	63.00
6	431	11.58	69.17	174	12.59	61.72	253	10.95	73.95
7	344	9.24	78.42	155	11.22	72.94	185	8.01	81.96
8	291	7.82	86.24	129	9.33	82.27	157	6.79	88.75
9	225	6.05	92.29	104	7.53	89.80	118	5.11	93.86
10	135	3.63	95.92	65	4.70	94.50	69	2.99	96.84
11	67	1.80	97.72	36	2.60	97.11	28	1.21	98.05
12	34	0.91	98.63	18	1.30	98.41	16	0.69	98.75
13	20	0.54	99.17	11	0.80	99.20	9	0.39	99.13
14	16	0.43	99.60	6	0.43	99.64	10	0.43	99.57
15	15	0.40	100.00	5	0.36	100.00	10	0.43	100.00
Total	3721	100.00		1382	100.00		2311	100.00	

estrato socioeconómico, el estado civil y la edad. Para esta se establecieron siete categorías: 13-18, 19-20, 21-25, 26-30, 31-35, 36-40 y 41-60 años. Las opciones de estrato se agruparon en tres; dado el relativamente bajo número de sujetos de estratos 5 y 6: “clase alta”; “clase media” para los estratos 3 y 4, y en “clase baja” los estratos 1 y 2.

En el MANOVA se incluyeron tanto los efectos directos como los de interacción entre las tres variables predictoras —sexo, estrato, edad—. En primer lugar, se encontró una diferencia significativa entre los subgrupos en la homogeneidad de la varianza ( $F$  de Levene (39, 3545)=2.23,  $p<.001$ ), y unos efectos significativos para cada una de las tres variables independientes: el sexo, con una  $F(1)=5.95$ ,  $p<.05$ ,

el nivel socioeconómico, con  $F(2)=5.20$ ,  $p<.001$ , y la edad, con  $F(6)=4.39$ ,  $p<.001$  (Tabla 5). Debido a que no surgieron efectos de interacción entre las variables independientes, se procedió a realizar unos ANOVA con cada una de ellas. Para el caso de la edad, debido al pequeño tamaño de  $n$  para los grupos de mayor edad, se hizo la comparación intergrupos, mediante la prueba no paramétrica  $H$  de Kruskal-Wallis (ver Tabla 5, para las medias grupales,  $F$  del ANOVA y tamaño de los grupos). Además, se llevaron a cabo análisis post-hoc para precisar entre qué grupos concretamente se daban esas diferencias, empleando el estadístico  $T_2$  de Tamhane para no igualdad de varianzas y el HSD de Tukey para igualdad de varianzas.

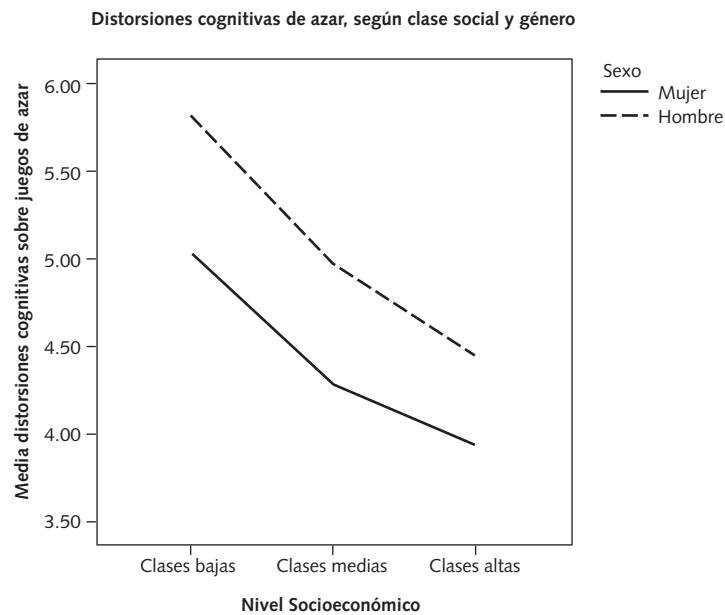
**Tabla 5**

*Efectos univariados del sexo, el nivel socioeconómico y la edad en el nivel de distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar*

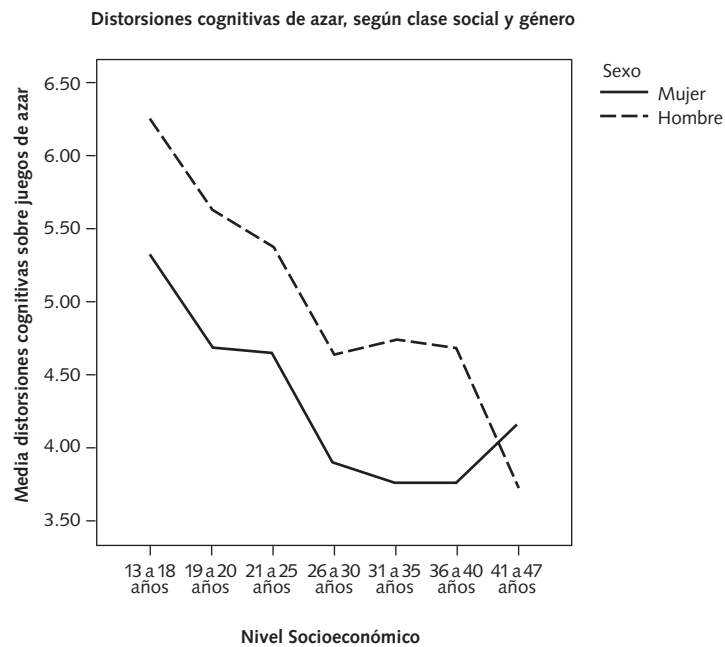
Sexo							
Hombres ( $n=1382$ )		Mujeres ( $n=2311$ )		$F(1,3691)$			
5.55 (3.10)		4.66 (3.03)		Fisher=73.98, $p<.001$ Levene=2.20, n.s.			
Nivel socioeconómico							
Clase baja ( $N=2121$ )	Clase media ( $N=1271$ )	Clase alta ( $N=237$ )		$F(2,3626)$			
5.38 (3.12) abc	4.49 (2.94) ab	4.05 (2.73) ac		Fisher=46.22, $p<.001$ Levene=8.82, $p<.001$  T2 de Tamhane: a-b: $p<.001$ a-c: $p<.001$			
Grupos de Edad							
13-18 años ( $n=700$ )	19-20 años ( $n=1062$ )	21-25 años ( $n=1406$ )	26-30 años ( $n=308$ )	31-35 años ( $n=93$ )	36-40 años ( $n=56$ )	41-60 años ( $n=32$ )	$F(6,3650)$
5.74 (2.99) abcde	5.00 (3.05) abde	4.91 (3.10) acd	4.17 (3.07) abcd	3.96 (2.63) abce	4.20 (3.09)	4.06 (2.70)	Fisher=13.94, $p<.001$ Levene=1.49, n.s K-W(6)=87.3, $p<.001$  HSD de Tukey: a-b: $p<.001$ a-c: $p<.001$ a-d: $p<.001$ a-e: $p<.001$ b-d: $p<.01$ b-e: $p<.05$ c-d: $p<.05$ c-e: $p<.05$

Nota: Efectos de contraste para cada par de comparaciones, con notaciones de 'a', 'b', 'c'... en adelante.

Una representación gráfica de las medias grupales registradas en la Tabla 5, que se reflejan en las Figuras 2 y 3, permite apreciar claramente el menor nivel de distorsiones cognitivas, a medida que avanza la edad o el nivel socioeconómico, para ambos sexos.



**Figura 2.** Niveles de distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar, según clase social y género.



**Figura 3.** Niveles de distorsiones cognitivas en los juegos de azar, según grupos de edad y género.

### Discusión

En primer lugar, es necesario recordar que la muestra no es aleatoria respecto a la población colombiana, por lo que se presenta una media de edad mayor entre las mujeres, que son la mayoría de la muestra, dado que las carreras universitarias tienen una duración mayor que las técnicas o tecnológicas en Colombia. Por otra parte, en la muestra de jóvenes estudiantes, se entiende el predominio de la soltería como estado civil, aunque se dé más en los hombres que en las mujeres.

En segundo lugar, respecto a los resultados de los análisis de la escala, se aprecia que ciertas distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar son muy extendidas, como lo advirtieron los autores de la escala (Fernández et al., 1996). Así, en la versión original del inventario hallan que jugadores patológicos presentan, estadísticamente, mayor frecuencia en 10 de los 15 sesgos, que los sujetos de una muestra control, pero además, en estos últimos, algunas distorsiones se observan en más del 40% de los sujetos, con resultados similares en este trabajo: “cuando pierdo y he estado ‘cerca’, pienso que casi gano” (61% en jugadores patológicos y 43.3% en sujetos control en el estudio de Fernández et al., 1996; 28.9% en el actual estudio), “a veces voy con la sensación de que voy a ganar” (90% en jugadores patológicos y 40% en sujetos control de Fernández et al., 1996; 43.2% en el actual estudio) o “ganar es una cuestión más de suerte que de probabilidad” (75% en jugadores patológicos y 41.7% en controles, 59.3% según la Tabla 3). Además, en el actual estudio, se halló la presencia de las distorsiones correspondientes a los ítems 1, 2, 3 y 15, en más del 45% de la muestra.

En cuanto a la fiabilidad y la validez del instrumento, el valor del coeficiente de fiabilidad interna obtenido (.74) se considera aceptable para este tipo de instrumentos, que no miden rasgos de personalidad, sino actitudes y creencias. Por su lado, el análisis de correlaciones tetracóricas arroja una estructura de la escala básicamente unidimensional, como un *continuum* de distorsiones de escasas a muchas.

Tercero, los resultados indican que hay una mayor presencia de distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar en los hombres —respecto de las mujeres— las personas de clase baja y los sujetos más jóvenes. Con relación a las diferencias entre sexos, se observaron menos distorsiones cognitivas sobre los juegos o menor prevalencia de ludopatía en mujeres, frente a los hombres (Fernández et al., 1996; Hodgins, Schopflocher, El-Guebaly, Casey, & Smith, 2010; Lussier, Derevensky, Gupta, Bergevin, & Ellenbogen, 2007; Zapata, Torres, & Montoya, 2011). Sobre este asunto, Barroso (2003) señala como una de las posibles causas la tardía incorporación de la mujer a espacios y actividades públicas y de ocio.

En cuanto al nivel socioeconómico, la diferencia está entre los sujetos de clase baja y los demás grupos. En este caso la prueba de Levene fue significativa, lo que indica que entre los sujetos de clase baja hay mayor diversidad de anotaciones en el puntaje de la escala de distorsiones, que entre los otros dos grupos. En este sentido, aunque no hay estudios anteriores de las diferencias en distorsiones cognitivas sobre los juegos de azar entre clases sociales, sí se halló que las conductas de juego son menos frecuentes entre los miembros de clases sociales desfavorecidas (Lange, s. f.; Sproston, Erens, & Orford, 2000). Otros autores, como Beckert & Lutter (2013) hallaron que el juego entre pares, el bajo logro educativo y la privación social percibida, explica la participación de sujetos de clase social baja en juegos de lotería. Por otro lado, se advirtió que las personas de clases altas perciben mayor control sobre su vida (Hegtvéd & Markovsky, 1995), mientras que las de clases más bajas y pobres poseen, en general, un locus de control más externo (Palomar & Valdés, 2004), lo cual se relaciona con disponer de menor estabilidad en los ingresos, menos recursos en su entorno para resolver los problemas de la vida y estar más expuestos a eventos vitales traumáticos (Ruiz & Páez, 2002).

En cuanto a la edad, destaca la diferencia en el nivel de distorsiones de los sujetos más jóvenes

—13-18 años—; y en los demás grupos, jóvenes de 19-20 años, con puntuaciones más bajas que los de 13-18 años, pero más altas que en las edades de 26-35 años; y, en tercer lugar, las personas de 21-25 años se diferencian estadísticamente de las de 26-30 años. Aunque se carece de estudios comparativos entre edades según este tipo de distorsiones, varios autores concluyen que la prevalencia del juego patológico en adolescentes es mayor que en adultos (Côté, Vitaro, & Ladouceur, 2003; Larimer & Neighbors, 2003; Lussier et al., 2007; Tang, Chua, & Wu, 2011). Quizá, la mayor disposición de sujetos jóvenes a la búsqueda de sensaciones (Hatfield & Fernandes, 2009), que iría asociada a una mayor impulsividad como estilo cognitivo, lo que implica menos reflexión (Ramiro, Navarro, Menacho, & Aguilar, 2010), explicaría esta mayor prevalencia de distorsiones cognitivas. Por otro lado, los sujetos más jóvenes muestran mayor inclinación que los de edades más avanzadas a dejarse llevar por la norma subjetiva —lo que los demás de su edad piensan o hacen— (Fraustro, Venegas, Martínez, & Benavides, 2011; Guzmán, Llamas, Rodríguez-Aguilar, & Alonso-Castillo, 2012) o a tomar más riesgos (Rodríguez, Niño, Useche, & Ruiz, 2012).

### Conclusiones

Aunque con matices importantes según los autores, se considera que la evaluación y la intervención sobre las distorsiones cognitivas, en torno a los juegos de azar, es un componente básico del tratamiento de la ludopatía, especialmente en el marco de modelos de intervención con componentes cognitivos conductuales (Echeburúa & Fernández-Montalvo, 1997; Ledgerwood et al., 2005; Petry et al., 2008). Para la identificación de estas distorsiones se han empleado diferentes metodologías (Breen et al., 2001; Labrador et al., 2008), pero, en general destaca el uso de escalas que cubren los diferentes heurísticos y sesgos que conforman dichas distorsiones, las cuales llevan al individuo a considerar que se puede ejercer un control sobre el resultado del juego, o a sobrestimar las posibilidades de ganar y subestimar las de

perder (Jacobsen et al., 2007). Entre las escalas que se han propuesto para evaluar las distorsiones, se encuentra el IPJ (Echeburúa et al., 1997), con uso en diferentes ámbitos (Domínguez et al., 2007; González-Trijueque & Graña, 2008; Navarro, 2011; Santos, 2008; Sevilla & Pastor, 1996), con alta fiabilidad test-retest, sensibilidad y especificidad (Fernández et al., 1996), sin existir información de la fiabilidad interna y de la validez factorial, aspectos que sí se abordaron en el presente trabajo. Los resultados muestran una fiabilidad interna de la escala aceptable y una estructura factorial, básicamente unidimensional, aunque, en un segundo lugar pueden identificarse categorías de distorsiones, que corresponden con las reportadas en la literatura en el tema, tales como el sesgo de ilusión de control, la correlación ilusoria, el azar autocorrectivo, o el optimismo ilusorio y su contrapartida, la ilusión de invulnerabilidad (subestimar las probabilidades de perder). Además, los puntajes en la escala se relacionan de forma coherente con la creencia de que ganar mucho dinero va a resolver los problemas más importantes de la vida. Por otro lado, la alta prevalencia de ciertas distorsiones otorgaría a estas una dimensión social (Barroso, 2003), quizá, relacionada con la socialización en la creencia básica de que el ser humano puede controlar su entorno (Arnosó et al., 2011).

Una de las limitaciones de este trabajo, es que la muestra no es representativa, aunque cubre prácticamente todos los departamentos de Colombia, e incluye estudiantes universitarios y de otros tipos de formación académica, en un amplio abanico de edades y niveles socioeconómicos. Falta contrastar la prevalencia de estas distorsiones en grupos específicos, como jugadores patológicos o población reclusa. Otra limitación de este trabajo es que no se ha medido en sí el juego patológico, sino una dimensión cognitiva asociada al mismo. Pero, debido a esta asociación (MacKillop et al., 2006; Parhami et al., 2012), cabe preguntarse si la alta prevalencia de estas distorsiones es un indicador de una alta prevalencia de juego patológico en población joven colombiana.

Queda para una investigación futura comprobar esta asociación entre distorsiones y ludopatía, en poblaciones latinoamericanas, aunque trabajos de otros autores (Zapata et al., 2011) muestran que alrededor del 13.8% de los escolares colombianos (entre el 23.3% de varones y el 6.87% de niñas) presentaría problemas de adicción a los juegos de azar —su estudio se basó en muestras de una sola ciudad—. Por el momento, la escala objeto del presente estudio, con sus resultados puede aportar a la evaluación de esta problemática.

### Referencias

- American Psychiatric Association. (2000). *Manual DSM-IV*. Barcelona: Masson.
- Arnosó, M., Bilbao, M., Techio, E., Zubieta, E., Cárdenas, M., Páez, D., ... Blanco, A. (2011). Violencia colectiva y creencias básicas sobre el mundo, los otros y el yo. En D. Páez, C. Martín-Beristain, J. L. González, N. Basabe, & J. De Rivera (Eds.), *Superando la violencia colectiva y construyendo cultura de paz* (pp. 247-278). Madrid: Fundamentos.
- Bahamón, M. J. (2013). Relación entre esquemas inadaptativos, 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.
- Beckert, J. & Lutter, M. (2013). Why the poor play lottery: Sociological approaches to explaining class-bassed lottery play. *Sociology*, 47, 1152-1170. doi: 10.1177/0038038512457854
- Becoña, E. (1998). *Evaluación y tratamiento del juego patológico*. Artículo presentado en el V Encuentros Nacionales sobre Drogodependencias y su Tratamiento, Cádiz.
- Breen, R., Kruegelbach, N., & Walker, H. (2001). Cognitive changes in pathological gamblers following a 28-day inpatient program. *Psychology of Addictive Behaviors*, 15(3), 246-248. doi:10.1037/0893-164X
- Calderón, G., Castaño, G., & Storti, M. (2011). *Ludopatía: una dependencia no química de cuidado*. Medellín: Fundación Luis Amigó.
- Côté, M., Vitaro, F., & Ladouceur, R. (2003). Attitudes, connaissances et comportements des parents québécois en regard de la pratique des jeux de hasard et d'argent chez les jeunes. *Canadian Psychology/Psychologie Canadienne*, 44(2), 152-161. doi: 10.1007/BF01014866
- Domínguez, A. (2009). Epidemiología y factores implicados en el juego patológico. *Apuntes de Psicología*, 27(1), 3-20.
- Domínguez, A., Pérez, M., Sicilia, E., Villahoz, J., & Fernández, R. (2007). *Guía clínica: actuar ante el juego patológico*. Granada: Junta de Andalucía.
- Echeburúa, E. & Fernández-Montalvo, J. (1997). *Manual práctico de juego patológico*. Madrid: Pirámide.
- Echeburúa, E., Fernández-Montalvo, J., & Báez, C. (1997). Guía para el terapeuta. En E. Echeburúa & J. Fernández-Montalvo (Eds.), *Manual práctico de juego patológico* (pp. 117-207). Madrid: Pirámide.
- Fernández de la Cruz, A. (2010). *Eficacia de un tratamiento psicológico multicomponente de aplicación individual para jugadores patológicos de máquinas recreativas con premio* (Tesis de doctorado no publicada). Universidad Complutense de Madrid, España.
- Fernández, J., Báez, C., & Echeburúa, E. (1996). Distorsiones cognitivas de los jugadores patológicos de máquinas tragaperras en tratamiento: un análisis descriptivo. *Cuadernos de Medicina Psicosomática y Psiquiatría de Enlace*, 37, 13-23.
- Fortune, E. & Goodie, A. (2012). Cognitive distortions as a component and treatment focus of pathological gambling: A review. *Psychology of Addictive Behaviors*, 26(2), 298-310. doi: 10.3758/BF03206327
- Fraustro, R., Venegas, R., Martínez, P., & Benavides, R. A. (2011). Normas subjetivas para VIH/SIDA y las actitudes sexuales en adolescentes. *Enfermería Global*, 22, 1-7.
- González-Trijueque, D. & Graña, J. (2008). Informe pericial psicológico: valoración de la imputabilidad en un jugador patológico. *Psicopatología Clínica Legal y Forense*, 8, 193-214.
- Guzmán, F., Llamas, M., Rodríguez-Aguilar, L., & Alonso-Castillo, M. (2012). Norma subjetiva, intención y consumo de marihuana en jóvenes universitarios de México. *Ciencia y Enfermería*, 18(1), 57-66. doi: 10.4067/s0717-95532012000100006



- Hatfield, J. & Fernandes, R. (2009). The role of risk-propensity in the risky driving of younger drivers. *Accident Analysis and Prevention*, 41, 25-35. doi: 10.1016/j.aap.2008.08.023
- Hegtvæd, K. & Markovsky, B. (1995). Justice and injustice. En K. Cook, G. Fine, & J. House (Eds.), *Sociological perspectives on social psychology* (pp. 257-280). Boston: Allyn and Bacon.
- Hodgins, D., Schopflocher, D., El-Guebaly, N., Casey, D., & Smith, G. (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. doi: 10.1037/t03903-000
- Jacobsen, L., Knudsen, A., Krogh, A., 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
- Jardin, B. & Wulfert, E. (2011). The use of messages in altering risky gambling behavior in experienced gamblers. *Psychology of Addictive Behaviors*, 26(1), 166-170. doi: 10.1037/a0026202
- Labrador, F., Fernández-Alba, A., & Mañoso, V. (2002). Relación entre la reducción de las distorsiones cognitivas referidas al azar y la consecución de éxito terapéutico en jugadores patológicos. *Psicothema*, 14(3), 661-667.
- Labrador, F., Mañoso, V., & Fernández-Alba, A. (2008). Distorsiones cognitivas y resultado del tratamiento en el juego patológico. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 8(3), 387-399.
- Labrador, F. & Ruiz, B. (2008). Distorsiones cognitivas durante el juego en máquinas recreativas con premio en jugadores patológicos y no jugadores. *Pensamiento Psicológico*, 4, 149-166.
- Ladouceur, R. & Walker, M. (1998). Aproximación cognitiva para la comprensión y tratamiento del juego patológico. *Psicología Contemporánea*, 5, 56-71.
- Lange, P. (s. f.). Characteristics of people affected by problem gambling [online post]. Recuperado de <https://www.problemgambling.ca/EN/ResourcesForProfessionals/Pages/CharacteristicsofPeople%20AffectedbyProblemGambling.aspx>
- Larimer, M. & Neighbors, C. (2003). Normative misperception and the impact of descriptive and injunctive norms on college student gambling. *Psychology of Addictive Behaviors*, 17(3), 235-243. doi: 10.1037/0893-164X.17.3.235
- Ledgerwood, D. M., Steinberg, M. A., Wu, R., & Potenza, N. (2005). Self-reported gambling-related suicidality among helpline callers. *Psychology of Addictive Behaviors*, 19(2), 175-183. doi: 10.1037/0893-164X.19.2.175
- Lussier, I., Derevensky, J., 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. doi: 10.1037/0893-164X.21.2.165
- MacKillop, J., Anderson, E., Castelda, B., Mattson, R., & Donovick, P. (2006). Convergent validity of measures of cognitive distortions, impulsivity and time perspective with pathological gambling. *Psychology of Addictive Behaviors*, 20(1), 75-79. doi: 10.1037/0893-164X.20.1.75
- Mañoso, V., Labrador, F., & Fernández-Alba, A. (2004). Tipos de distorsiones cognitivas durante el juego en jugadores patológicos y no jugadores. *Psicothema*, 16(4), 576-581.
- McCormick, R. & Taber, J. (1988). Attributional style in pathological gamblers in treatment. *Journal of Abnormal Psychology*, 97(3), 368-370. doi: 10.1037/0021-843X.97.3.368
- Navarro, A. (2011). *La sensibilización encubierta en el juego patológico: un caso clínico*. Barcelona: ISEP.
- 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.
- Páez, D. & Martín-Beristain, C. (2011). *Superando la violencia colectiva y construyendo cultura de paz*. Madrid: Fundamentos.
- Palomar, J. & Valdés, L. (2004). Pobreza y locus de control. *Revista Interamericana de Psicología/Interamerican Journal of Psychology*, 38(2), 225-240.
- Parhami, I., Davtian, M., Hanna, K., Calix, I., & Fong, T. W. (2012). The implementation of a telephone-delivered intervention for Asian American disorde-



- red gamblers: A pilot study. *Asian American Journal of Psychology*, 3(3), 145-159. doi: 10.1037/a0029799
- Petry, N. M., Ammerman, Y., Bohl, J., Doersch, A., Gay, H., Kadden, R., ... Steinberg, K. (2006). Cognitive-behavioral therapy for pathological gamblers. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 74(3), 555-567. doi: 10.1037/0022-006X.74.3.555
- 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. doi: 10.1037/0022-006X.76.2.318
- Ramiro, P., Navarro, J. I., Menacho, I., & Aguilar, M. (2010). Estilo cognitivo reflexividad-impulsividad en escolares con alto nivel intelectual. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 42(2), 193-202.
- Rodríguez, A., Niño, S., Useche, S., & Ruiz, J. I. (2012). Lesiones y muertes por accidente de tránsito. *Social y Jurídica*, 1, 40-46.
- Ruiz, J. I. (2012, noviembre). *Tipologías de jugadores patológicos en una muestra nacional*. Trabajo presentado en el I Congreso Nacional de Psicología Jurídica, Bogotá, Colombia.
- Ruiz, J. I. & Páez, D. (2002). Comparación de factores psicosociales y estrés postraumático en internos y empleados de cinco centros penitenciarios: un estudio exploratorio. *Anuario de Psicología Jurídica*, 12, 69-85.
- Santos, J. A. (2008). *Manual de intervención en juego patológico*. Cáceres: Junta de Extremadura.
- Scoboria, A. & Wilson, T. (2011). Memory for future gambling wins. *Psychology of Addictive Behaviors*, 25(3), 565-572. doi: 10.1037/a0022707
- Sevilla, J. & Pastor, C. (1996). Un caso complejo de juego patológico. *Psicología Conductual*, 4(2), 253-262.
- Sproston, K., Erens, B., & Orford, J. (2000). *Gambling behavior in Britain: Results from the British Gambling Prevalence Survey*. Londres: Gambling Commission.
- 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. doi: 10.1007/BF01539171
- Sylvain, C. & Ladoucuer, R. (1992). Correction cognitive et habitudes de jeu chez les joueurs de poker vidéo. *Revue Canadienne des Sciences du Comportement*, 24(4), 479-489. doi : 10.1037/h0078800
- Tang, C. S. K., Chua, Z., & Wu, A. M. S. (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. doi: 10.1037/a0023812
- 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 psychology disorders using a cognitive diagnosis model. *Psychological Methods*, 11(3), 287-305. doi: 10.1037/1082-989X.11.3.287
- Waller, N. G. (2002). WinFACT 2.1: A microcomputer factor analysis program for ordered polytomous data and mainframe size problems [Computer software]. Minnesota: Assessment System Corporation.
- 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.