

ORIGINAL

Validación española de la escala “Gamblers Belief Questionnaire (GBQ)”

Spanish validation of the Gamblers’ Belief Questionnaire (GBQ)

SILVIA UBILLOS-LANDA*, SONIA BARBERO-AYALA*, ALICIA PUENTE-MARTÍNEZ**, MARCELA GRACIA-LEIVA***, ENRIQUE ECHEBURÚA-ODRIOZOLA****.

*Área de Psicología Social. Departamento de Ciencias de la Salud. Facultad de Ciencias de la Salud. Universidad de Burgos, Burgos, España.

** Facultad de Ciencias Sociales. Departamento de Psicología Social y Antropología. Universidad de Salamanca.

*** Departamento de Psicología Social. Facultad de Psicología. Universidad del País Vasco UPV/EHU, España.

**** Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamientos Psicológicos. Facultad de Psicología. Universidad del País Vasco UPV/EHU, España.

Resumen

El objetivo de este estudio es la validación española del “Gamblers Belief Questionnaire (GBQ)” que mide distorsiones cognitivas relacionadas con los problemas de juego. Se analizan las propiedades psicométricas de la escala en 515 jóvenes españoles, de 16 a 24 años. Se administraron tres escalas sobre juego patológico (GBQ, SOGS-RA y MAGS) y discapacidad social. Se realizó una validación cruzada, obteniéndose una escala de 21 ítems con una estructura bifactorial (Suerte/Perseverancia e Ilusión de Control). La consistencia interna ($\alpha = .93$) y estabilidad temporal ($r = .69$) de la escala son adecuadas. Las puntuaciones de la escala GBQ correlacionan de forma significativa con otras medidas de juego patológico (SOGS: $r = .35$; MAGS: $r = .40$, ambas $p \leq .001$). Un mayor nivel de distorsiones cognitivas se asocia a mayor probabilidad de ser clasificado como jugador con problemas o de riesgo. Las puntuaciones del GBQ están influenciadas por la discapacidad social, aunque los tamaños del efecto son pequeños (r menores a $.20$). El GBQ es un instrumento útil en el diagnóstico y evaluación de tratamientos de jóvenes y adolescentes españoles con problemas de juego.

Palabras clave: juego, validación de cuestionario, Gamblers Belief Questionnaire, distorsiones cognitivas, adolescentes, jóvenes

Abstract

The objective of this study is to validate The Gambler’s Beliefs Questionnaire, a measure of gamblers’ cognitive distortions. The psychometric properties of the scale were analyzed with a Spanish sample of 515 participants aged from 16 and 24 years. Three scales related to pathological gambling (SOGS-RA and MAGS) and to social desirability were administered. A cross-sectional validation was performed, obtaining a scale with 21 items distributed in two independent factors (Luck/perseverance and Illusion of control). The internal consistency ($\alpha = .93$) and test-retest reliability ($r = .69$) are adequate. GBQ scale scores correlate significantly with other measures of pathological gambling (SOGS: $r = .35$; MAGS: $r = .40$, both $p \leq .001$). Higher levels of cognitive distortions are associated with a higher likelihood of being classified as a problem or at-risk gambler. GBQ scores are influenced by social desirability, although the effect sizes are small (r below $.20$). The GBQ is a useful instrument in the diagnosis and evaluation of the treatment of Spanish youths and adolescents with gambling problems.

Keywords: gambling, questionnaire validation, Gamblers’ Beliefs Questionnaire, cognitive distortions, teenagers, youth

■ Recibido: Julio 2021; Aceptado: Mayo 2022.

■ ISSN: 0214-4840 / E-ISSN: 2604-6334

■ Enviar correspondencia a:

Alicia Puente Martínez. Facultad de Ciencias Sociales. Departamento de Psicología Social y Antropología. Universidad de Salamanca. Campus Miguel de Unamuno, Pº Francisco Tomás y Valiente, s/n, 37007 Salamanca. España. E-mail: Apuentema@usal.es

El trastorno de juego o *Gambling addiction* es una adicción psicológica sin sustancias que implica una pérdida de control y dependencia al juego (American Psychiatric Association, APA, 2013). Afecta negativamente a las finanzas, las relaciones sociales y la salud de quienes lo padecen (World Health Organization, 2017). El trastorno de juego se ha relacionado con abuso de sustancias, depresión, ansiedad y dificultades de regulación emocional (Jauregui, Estévez y Urbiola, 2016). Entre los factores que contribuyen a la incidencia y al mantenimiento de este trastorno están las distorsiones cognitivas relacionadas con el juego (Chan, Ruiz-Pérez, Morales-Quintero y Echeburúa, 2019; Buen y Flack, 2021) como la ilusión de control, la suerte, las supersticio-

nes, las predicciones y el azar autocorrectivo (Cosenza y Nigro, 2015). Un menor nivel de sesgos cognitivos se asocia a una mejor concepción del azar, a la imposibilidad de predecir resultados y a un mayor abandono del juego (Labrador, Mañoso y Alba, 2008; Labrador, Labrador, Crespo, Echeburúa y Becoña, 2020). De hecho, una vía para el tratamiento clínico de este trastorno y problemas con el juego es corregir las distorsiones relacionadas con el juego (Gooding y Tarrier, 2009).

En jóvenes europeos las tasas de juego patológico oscilan entre un 0,2% y un 12,3% (Calado, Alexandre y Griffiths, 2017) y en España entre un 0,72% a 5,6% (Becoña, Míguez y Vázquez, 2001; Chóliz, Marcos y Lázaro-Mateo, 2019). En general, se ha producido un adelanto en la edad

Tabla 1
Validaciones y propiedades psicométricas de la escala GBQ en diferentes países

País	Autor y año	N	Muestra	Traducción-Inversa	Nº Ítems	AF	Fiabilidad	Validez
EEUU	Steenbergh et al., 2002	403	Comunidad y Universitarios	Versión original	21	AFE: 2 factores	$\alpha = ,92$ F1 $\alpha = ,90$ F2 $\alpha = ,84$ $r = ,77$	GBQ con duración de las sesiones de juego: $r = ,43, p = ,001$ Problemáticos mayor puntuación que los no problemáticos GBQ con deseabilidad social: $r = -,03, p > ,050$
EEUU hispanos	Winfrey, Meyers y Whelan, 2013	219	Comunidad	SI	20	AFE: 2 factores	$\alpha = ,95$ F1 $\alpha = ,96$ F2 $\alpha = ,86$	GBQ-S con SOGS: $r = ,33, p < ,001$ GBQ-S con DSM-IV: $r = ,35, p < ,001$ Diferencias en GBQ-S entre no jugadores y jugadores no patológicos y jugadores problemáticos clasificados por SOGS y DSM-IV
China	Wong y Tsang, 2012	258	Centros servicio para jóvenes	SI	14	AFC: 2 factores	$\alpha = ,91$ F1 $\alpha = ,87$ F2 $\alpha = ,82$	GBQ-C con GUS-C: $r = ,52, p < ,01$ GBQ-C con dimensiones de GRCS-C: r entre $,48$ y $,75, p < ,01$ GBQ-C daba cuenta del 22% de la varianza de SOGS-RA controlando sexo y edad
Italia	Marchetti et al., 2016	749	Comunidad	SI	21	AFE: unidimensional	$\alpha = ,93$ $r = ,83$	GBQ-I con SOGS: $r = ,42$; con GABS: $r = ,63$; con frecuencia de juego: $r = ,26$; con BDI-II: $r = ,19, p < ,01$; con STAI-Y estado y rasgo: $r = ,18, p < ,01$ y $r = ,16, p < ,01$ Diferencias en las medias de GBQ-I entre no jugadores, jugadores sociales y jugadores problemáticos GBQ-I daba cuenta de un 22,1% de la varianza del SOGS controlando el sexo y edad
Argentina	Pilatti, Cupani, Tuzinkievich, Winfree, 2016	508	Jóvenes y adultos	Winfrey et al., 2013	20	AFC: 2 factores	F1: $\rho = 0,94$ F2: $\rho = 0,85$	Ilusión de Control ($r = 0,40, p \leq 0,001$) y Suerte/Perseverancia ($r = 0,45, p \leq 0,001$) con nivel de severidad del juego (S-PGSI) Los factores F1 y F2 aumentaban un 12% (hombres) y un 31% (mujeres) de la varianza explicada de severidad del juego

Nota. GBQ: Gamblers' Beliefs Questionnaire; F1: Suerte/Perseverancia y F2: Ilusión de control; GBQ-S: Spanish Version Gamblers' Beliefs Questionnaire; SOGS: South Oaks Gambling Screen; DSM-IV: Diagnostic Criteria; GBQ-C: Gamblers' Beliefs Questionnaire Versión China; GUS-C Gambling Urge Scale-Chinese; GRCS-C Gambling Related Cognition Scale-Chinese; SOGS-RA: South Oaks Gambling Screen Revisada para Adolescentes; GBQ-I: Gamblers' Beliefs Questionnaire Versión Italiana; GABS: Gambling Attitudes and Beliefs Survey; BDI-II: Beck Depression Inventory II; STAI-Y: State-Trait Anxiety Inventory Y; S-PGSI: Spanish-Problem Gambling Severity Index.

de inicio (13 o 14 años), sin embargo, son pocos los estudios sobre el juego problemático y trastornos del juego en estas edades (Ciccareli, Nigro, D'Olimpio, Griffiths y Cosenza, 2021; Estévez, Herrero y Sarabia, 2014; Labrador et al., 2021; Muñoz-Molina, 2008).

La medición de los factores asociados al trastorno de juego como las distorsiones cognitivas puede contribuir a la comprensión de este tipo de adicción. Los sesgos cognitivos se construyen al reducir una gran cantidad de información disponible para facilitar procesar cognitivamente tareas, lo que puede conducir a conclusiones distorsionadas de la realidad. En el juego, los sesgos cognitivos (por ejemplo, la ilusión de control, sesgos de evaluación sobre los resultados, o la falacia del jugador) pueden llevar a conclusiones irracionales sobre la probabilidad de predecir o controlar los resultados de una actividad que ocurre por azar, que es, impredecible e incontrolable (Labrador et al., 2021). En este sentido, varios estudios han demostrado que, a pesar de que las distorsiones cognitivas están presentes en los no jugadores, estos sesgos crecen a medida que se incrementa la participación en el juego y sus problemas (Goodie y Fortune 2013; Labrador et al., 2021). También, se ha demostrado que las distorsiones cognitivas en los estudiantes son un factor de riesgo importante para el desarrollo de problemas de juego (MacKay y Hodgins, 2012).

Sin embargo, la investigación con jóvenes con problemas de juego proviene principalmente de países anglosajones y no son extrapolables a España. En una primera revisión se detectaron 5 instrumentos en castellano específicos para jóvenes. El SOGS-RA (Winters, Stinchfield y Fulkerson, 1993, Traducción Secades y Villa, 1998), MAGS (Shaffer, LaBrie, Scanlan y Cummings, 1994, Traducción Secades y Villa, 1998) y DSM-IV-J (Fisher, 1993, Traducción Becoña y Gestal, 1996) que se utilizan para discriminar entre jugadores con y sin patologías, se han validado en adolescentes, pero no en la versión española. El cuestionario de Motivos para el Juego (GMQ; Gambling Motives Questionnaire; Stewart y Zack, 2008) ha sido validado en jóvenes españoles (Cerdà, Nebot, Campos y Quero, 2016), pero no mide distorsiones cognitivas. Solo el Inventario de Pensamientos sobre el Juego (Echeburúa y Báez, 1994) evalúa distorsiones cognitivas, pero en jugadores de máquinas recreativas. Todos los instrumentos anglosajones revisados también se limitan a clasificar en jugadores problemáticos o sin problemas, y el único que mide distorsiones cognitivas sobre el juego es el Gamblers' Beliefs Questionnaire (GBQ) (Steenbergh, Meyers, May y Whelan, 2002).

La escala GBQ se ha validado en diferentes países e idiomas (ver Tabla 1) permitiendo establecer comparaciones transculturales. Presenta una alta consistencia interna y estabilidad temporal, y una alta validez convergente con el SOGS y el DSM-IV. Además, la escala GBQ está relacionada con constructos asociados al desarrollo y mantenimiento del juego patológico, y correlaciona con el cues-

tionario de impulsividad de Eysenck (Mackillop, Anderson, Castelda, Mattson y Donovan, 2006), el Canadian Problem Gambling Index (CPGI) (Ferris y Wynne, 2001), la escala de motivación y de alexitimia de Toronto (Mitrovic y Brown, 2009). Debido a los escasos instrumentos validados al castellano y que las escalas no incluyen la medición de distorsiones cognitivas, el objetivo de este estudio es validar el instrumento "Gambler's Beliefs Questionnaire" (Steenbergh et al., 2002) en adolescentes y jóvenes españoles.

Método

Muestra

El tipo de muestro aplicado es incidental. La muestra se obtuvo entre los meses de octubre y noviembre de 2020. Está compuesta por $N = 515$ estudiantes españoles de enseñanzas secundaria y universitaria de la ciudad de Burgos. Un 53,2% ($n = 274$) son mujeres y un 46,8% ($n = 241$) hombres. Las edades varían entre 16 y 24 años ($M = 20,04$; $DT = 2,53$). Un 38,8% ($n = 200$) tiene edades comprendidas entre los 16 y 18 años, un 26,6% entre 19 y 21 años ($n = 137$) y un 34,6% ($n = 178$). Un 37,9% ($n = 195$) cursaba bachillerato y un 62,1% ($n = 320$) estudios universitarios.

Instrumentos

Gamblers Belief's Questionnaire (Steenbergh et al., 2002). Consta de 21 ítems cuyas respuestas van de 1 = extremadamente de acuerdo a 7 = extremadamente en desacuerdo. Los ítems fueron recodificados para que mayores puntuaciones indiquen más distorsión cognitiva. Las puntuaciones pueden oscilar entre 21 y 147. La consistencia interna de la versión original de la escala es de ,92 y la fiabilidad test-retest de ,77. Consta de 2 factores relacionados: Suerte/Perseverancia ($\alpha = ,90$) e Ilusión de control ($\alpha = ,84$).

Massachusetts Gambling Screen (Shaffer et al., 1994, Traducción Secades y Villa, 1998). Tiene 26 ítems y dos subescalas con respuestas (SI/NO). La primera evalúa los criterios del DSM-IV; una puntuación mayor de 5 en los 12 ítems indica problemas de juego. La segunda subescala MAG evalúa la valoración del participante sobre su conducta de juego. Se cuentan 7 ítems donde: 2 o más puntos = con problemas de juego, 0 a < de 2 puntos = en transición, y puntuación negativa = sin problemas de juego. La escala original presenta un coeficiente Alpha de Cronbach de ,87, y de ,87 (DSM) y ,83 (MAG) en las subescalas. En nuestro estudio las consistencias internas son: $\alpha = ,88$ (Escala total); $\alpha = ,83$ (DSM) y $\alpha = ,68$ (MAG).

South Oaks Gambling Screen Revisada para Adolescentes (SOGS-RA) (Winters et al., 1993. Traducción Secades y Villa, 1998). Consta de 16 ítems. Doce ítems son dicotómicos (SI/NO). Se suman las respuestas positivas: 0-1 = jugador sin problemas, 2-3 = jugador en riesgo y 4 o más = jugador con problemas. Esta escala permite diferenciar entre tipos de juego de: azar (jugar a cara o cruz, bingo,

dados, máquinas de tragaperras, rascar cartones y bonoloto) y los juegos de estrategia (jugar a las cartas, apostar en juegos de habilidad, como billar, golf o bolos, deportes en equipo y carreras de caballos). Se obtuvo un coeficiente Alpha de Cronbach de ,80 en versión anglosajona y española, en nuestro estudio es de ,88. Los ítems que no se cuentan informan sobre tipo y gasto en juego, y origen del dinero. En este estudio también se han analizado los ítems referidos a la frecuencia con la que la persona ha jugado a 10 diferentes tipos de juego durante el último año (0 = nunca, 1 = menos de una vez al mes, 2 = mensualmente, 3 = semanalmente y 4 = diariamente) para medir la severidad. El alfa de Cronbach de esta subescala es ,75.

Escala de Deseabilidad Social (Crowne y Marlowe, 1960, adaptado por Ferrando y Chico, 2000). Consta de 33 ítems dicotómicos (Verdadero/Falso). Mayores puntuaciones indican mayor deseabilidad social. Con un Alpha de Cronbach de ,73 (versión original) y = ,78 (versión española). En nuestro estudio, la consistencia interna es de ,65.

Procedimiento

Para la traducción de la escala GBQ (Steenbergh et al., 2002) al castellano se utilizó el método de traducción inversa (Hambleton y Patsula, 1999). Dos investigadores tradujeron la versión original al castellano de forma independiente y consensuaron las traducciones. Luego, los ítems fueron traducidos al inglés por otras dos personas replicando el proceso. La traducción al castellano resultante fue revisada por una psicóloga bilingüe experta que cambió el ítem 11 para mejorar su entendimiento (Ítem definitivo: "*Incluso cuando puede que esté perdiendo con mi estrategia o técnica de juego, debo mantenerla porque sé que volveré a ganar*"). Dos investigadores aplicaron las escalas en tres centros de enseñanza secundaria y en la Universidad de Burgos en horas lectivas (duración de 15 minutos). A las dos semanas se volvió a administrar la escala GBQ a una submuestra de adolescentes y jóvenes. El estudio cumplió los Principios Éticos de la Asociación América de Psicología para la investigación (APA, 2017). Se obtuvieron los permisos de las Asociaciones de Madres y Padres de Alumnos y de las Direcciones de los Centros, así como el consentimiento parental. A todas las personas participantes se les informó previamente sobre el estudio y sobre su derecho a dejar de participar en cualquier momento sin consecuencia alguna. Quienes aceptaban participar firmando un consentimiento informado, cumplimentaron los cuestionarios anónimos de forma voluntaria, no percibiendo compensación alguna por su participación en el estudio.

Análisis de datos estadístico y psicométrico

De la base original $N = 528$ participantes, se eliminaron 13 sujetos con más del 20% de datos perdidos (Downey y King, 1998). Para obtener evidencias de validez de estructura interna se aplicó una validación cruzada dividiendo la muestra

aleatoriamente en dos. Con la primera mitad de la muestra se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) y con la segunda un análisis factorial confirmatorio (AFC) utilizando un método de estimación de máxima verosimilitud para datos robustos con Bootstrap (10000) para analizar la matriz de correlaciones. Diversos autores recomiendan este procedimiento como forma de replicar el modelo factorial hallado en el AFE (Thompson, 2004). En el AFC se utilizaron los índices de ajuste y pesos factoriales para determinar el modelo que mejor se ajustaba a los datos. Se obtuvieron los índices: Chi cuadrado (χ^2), Akaike Information Criterion (AIC), Comparative Fit Index (CFI), Tucker-Lewis Index (TLI) y Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA). Cuanto menores son los valores del χ^2 , AIC, RMSEA ($< ,08$), y mayores los del CFI y TLI ($< ,90$) mejor es el ajuste del modelo. La bondad de ajuste de los modelos teóricos se midió usando índices absolutos y relativos (Hu y Bentler, 1999).

Una vez obtenido el modelo final, se halló la fiabilidad como consistencia interna que se mide, además de con el alfa de Cronbach, con los índices Omega (ω) y la varianza media extractada (VME). En el caso del índice ω se considera un índice adecuado valores superiores a ,70 y para la VME valores superiores a ,45 (Hayes y Coutts, 2020; Garson, 2016). También se calculó la estabilidad temporal (Test-Retest) de la escala. Se obtuvo evidencias de validez de relación con variables externas mediante correlaciones de Pearson con las escalas SOGS-RA y MAGS y con la frecuencia de juego (severidad) y 3 regresiones logísticas. Se estimaron los Odds Ratio (OR) o razón de probabilidades para los valores establecidos por el DSM (regresión logística binaria), SOGS-RA y MAGS (multinomial) en base a las puntuaciones obtenidas por el GBQ. De esta manera, se comprobó si tener distorsiones cognitivas explica ser clasificado dentro de las categorías de problemas de juego definidas por la DSM, SOGS-RA y MAGS. Para obtener evidencias sobre la validez discriminante se utilizó la clasificación propuesta por las escalas SOGS-RA y MAGS para describir las diferencias en las puntuaciones medias del GBQ y sus dimensiones obtenidas por los grupos de participantes clasificados como personas con problemas de juego o sin problemas de juego. Se estiman los tamaños del efecto con la d de Cohen (tamaño del efecto bajo: $d = 0,2$, medio: $d = 0,5$, alto: $d = 0,8$) (Cohen, 2013). Finalmente se examinó la influencia de la deseabilidad social sobre las respuestas de los participantes mediante correlaciones de Pearson. Se usó SPSS Windows 24 y M-Plus 8.5, y un nivel de significatividad de $\leq ,05$.

Resultados

Prevalencia de jugadores con problemas y/o en riesgo/transición

La prueba de screening DSM (subescala MAGS) detectó $n = 33$ (6,4%) jóvenes con problemas de juego, siendo $n = 482$ (93,6%) los jóvenes sin problemas de juego. El MAG

(subescala del MAGS) detectó $n = 29$ (5,6%) jóvenes con problemas de juego, $n = 65$ (12,6%) en transición y $n = 421$ (81,7%) sin problemas de juego. La prueba SOGS-RA contabilizó $n = 42$ (8,2%) jóvenes con problemas de juego, $n = 56$ (10,9%) en riesgo y $n = 417$ (81%) sin problemas de juego. Un 75,8% (DSM: $n = 25$), un 69,1% (MAG: $n = 65$) y un 75,5% (SOGS-RA: $n = 74$) de los jugadores con problemas de juego o en riesgo/transición jugaban tanto a juegos de azar como de estrategia.

El porcentaje de hombres clasificados como patológicos o en riesgo/transición es mayor que el de las mujeres (DSM: $\chi^2 = 20,506, p = ,0001$; MAG: $\chi^2 = 39,017, p = ,0001$; SOGS-RA: $\chi^2 = 30,490, p = ,0001$). No existen diferencias en función de la edad en DSM ($t_{(513)} = -,901, p = ,368$) ni en MAG ($F_{(2,512)} = 1,313, p = ,270$), pero sí en SOGS-RA ($F_{(2,512)} = 4,782, p = ,009$). Los jugadores patológicos ($M = 20,81; DT = 2,14$) tienen una edad media mayor que los que se encuentran en riesgo/transición ($M = 19,25; DT = 2,59$).

Un 6,1% (DSM: $n = 2$), un 12,8% (MAG: $n = 12$) y un 12,2% (SOGS-RA: $n = 12$) eligió juegos de azar y un 3% (DSM: $n = 1$), un 8,5% (MAG: $n = 8$) y un 7,1% (SOGS-RA: $n = 7$) a juegos estratégicos. Hubo entre un 15,1% (DSM: $n = 5$) y 5,1% (SOGS-RA: $n = 5$) que no seleccionó ninguno de los juegos listados.

Análisis descriptivos de los ítems de la escala

El análisis descriptivo de la escala GBQ (Steenbergh et al., 2002) mostró que la media de ningún ítem se encuentra por encima de la media teórica de la escala (4) (ver Tabla 2). La puntuación media para toda la muestra de participantes fue 57,93 ($DT = 24,72$), con puntuaciones que van de 21 a 138. Los ítems con puntuaciones más altas corresponden al 5 y 7 de la dimensión “ilusión de control”, y las puntuaciones más bajas a los ítems 10 y 15 de la dimensión “suerte/perseverancia”. Se calcularon los índices de asimetría y curtosis para examinar la distribución de los ítems. Solo el coeficiente de

Tabla 2
Análisis descriptivos de los ítems de la Versión Española del Gamblers Belief Questionnaire

ITEMS	M	DT	Asimetría	Curtosis
1.- Pienso en el juego como un reto.	3,34	1,80	,24	-,85
2.- Mi conocimiento y habilidad en el juego contribuyen a la posibilidad de ganar dinero.	3,36	1,95	,29	-1,05
3.- Mis elecciones o acciones afectan al juego en el que estoy apostando.	3,65	2,06	,10	-1,25
4.- Si estoy jugando y voy perdiendo, debería continuar porque no quiero perder una victoria.	2,70	1,94	,87	-,43
5.-Debería llevar un registro de las apuestas que han ganado anteriormente para poder descubrir cómo debería apostar en un futuro.	3,77	2,02	,02	-1,19
6.-Cuando estoy jugando y estoy a punto de perder o cuando casi gano me recuerda que si sigo jugando ganaré.	2,93	1,82	,59	-,67
7.-Los juegos de azar son algo más que sólo suerte.	3,76	2,08	,03	-1,31
8.-Mis victorias en los juegos de azar son la prueba de que tengo habilidad y conocimiento sobre el juego.	2,99	1,84	,49	-,87
9.-Tengo una “técnica de la suerte” que utilizo cuando juego.	2,49	1,76	,84	-,47
10.-A la larga, voy a ganar más dinero del que pueda perder jugando.	2,09	1,66	1,52	1,45
11.-Incluso cuando puede que esté perdiendo con mi estrategia o técnica de juego, debo mantenerla porque sé que volveré a ganar.	2,90	1,73	,56	-,57
12.-Hay ciertas cosas que hago cuando estoy apostando (p.e.: tocar algo cierto número de veces, sostener una moneda de la suerte en la mano, cruzar los dedos, etc.) que aumentan las posibilidades de ganar.	2,46	1,91	1,07	-,10
13.-Si pierdo dinero jugando, debo intentar ganarlo de nuevo.	2,79	1,94	,76	-,61
14.-Aquellos quienes no juegan mucho no entienden que el éxito en el juego requiere dedicación y la voluntad de invertir algo de dinero.	2,78	1,84	,64	-,70
15.-No importa de dónde saco el dinero para jugar porque voy a ganar y devolverlo.	1,87	1,59	1,97	3,03
16.-Soy bastante preciso prediciendo cuando se producirá una victoria o éxito.	2,71	1,76	,75	-,41
17.-El juego es la mejor manera para mí de experimentar entusiasmo.	2,15	1,68	1,37	,84
18.-Si continúo jugando con el tiempo seré recompensado y ganaré dinero.	2,18	1,58	1,36	1,21
19.-Tengo más conocimientos y habilidades relacionadas con el juego que la mayoría de la gente que juega.	2,22	1,69	1,27	,68
20.-Cuando pierdo jugando, no es tan malo si no se lo digo a la gente que quiero.	2,19	1,73	1,41	1,01
21.-Debo mantener la misma apuesta incluso cuando últimamente no ha salido porque está destinada o ligada a ganar.	2,59	1,70	,80	-,25
Escala Total	57,93	24,72	,73	,42

curtosis del ítem 15 mostró un valor superior a $\pm 2,0$ que no se considera aceptable (George y Mallery, 2011).

Evidencias de validez de estructura interna

Se dividió la muestra en dos mitades de manera aleatoria. Se realizó el AFE con la mitad de la muestra ($n = 258$). Con la segunda muestra se validó mediante AFC la estructura fac-

torial ($n = 257$). Los índices de “adecuación muestral” obtenidos (KMO= ,94; Bartlett, $\chi^2 = 2987,64$, $p \leq ,001$) indican que la aplicación del AFE era plausible y factible. Se realizó un análisis factorial de componentes principales con rotación Varimax. La solución factorial arrojó 3 factores con el 58,47% de la varianza explicada. Como no se ajustaba a la estructura original, se aplicó un AFE forzado a dos factores que explicó el 53,55% de la varianza. La primera dimensión explicaba el 45,78%, con 14 ítems correspondientes al factor de “suerte/perseverancia”. La segunda dimensión (7,77% de la varianza) compuesta por 7 ítems, correspondía al factor de “ilusión de control”. A diferencia de la versión original, en el AFE el ítem 9 y 19 cargaron en el primer factor. Además, los ítems 6, 8, 11 y 14 cargaron con un peso próximo o mayor de ,40 en ambos factores. Los ítems 6 y 8 con un peso factorial mayor para la dimensión 2 y los ítems 11 y 14 en la dimensión 1 (ver Tabla 3).

Por otro lado, se llevó a cabo un AFC para confirmar el modelo bidimensional obtenido en el AFE forzado. Se plantearon tres modelos (ver Tabla 4): modelo 1 original, modelo 2 según el resultado del AFE y el modelo 3 que mejor ajuste mostraba

Tabla 3
Análisis Factorial Exploratorio de la Escala Gambler’s Beliefs Questionnaire: Modelo original y Modelo de la Versión Española

Ítems	Versión original		Versión Española: AFE Forzado	
	I	II	I	II
1	,11	,56	,30	,65
2	,14	,61	,22	,71
3	-,03	,61	,07	,74
4	,48	,07	,58	,34
5	,15	,51	,14	,63
6	,52	,12	,46	,53
7	-,10	,57	,17	,49
8	,12	,67	,41	,58
9	,33	,40	,65	,30
10	,46	,21	,79	,25
11	,51	,31	,62	,42
12	,56	,11	,60	,33
13	,65	,13	,60	,38
14	,43	,19	,51	,49
15	,74	-,12	,81	,15
16	,43	,30	,68	,32
17	,61	-,02	,75	,20
18	,73	,05	,83	,28
19	,34	,41	,75	,20
20	,84	-,21	,79	,05
21	,70	,02	,57	,33

Figura 1
Análisis Factorial Confirmatorio de la Versión Española de Gambler’s Beliefs Questionnaire (GBQ-E): Modelo 3

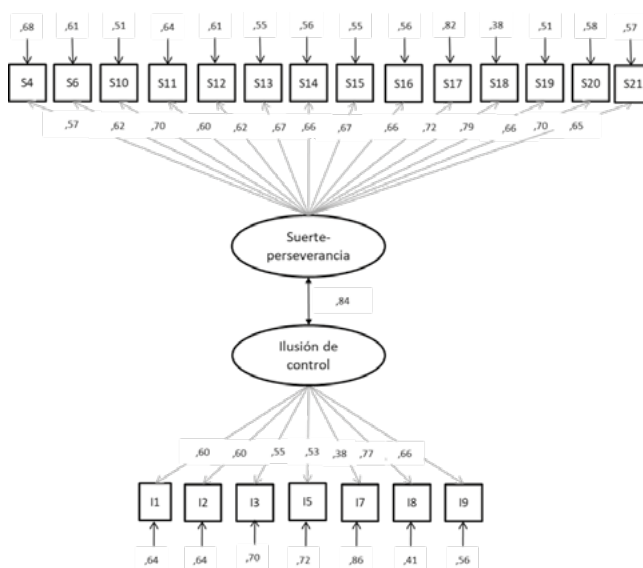


Tabla 4
Análisis Factorial Confirmatorio de la Escala Gambler’s Beliefs Questionnaire

	Nº ítems	S-B χ	df	CFI	TLI	RMSA	90% CI of RMSA	AIC	$\Delta\chi^2$ (Δdf) ¹
Modelo 1	21	399,85	188	,88	,87	,066	,057; ,075	19642,18	
Modelo 2	21	382,82	188	,89	,88	,063	,054; ,073	19619,37	17,03, $p = ,0001$
Modelo 3	21	342,73	188	,91	,90	,057	,048; ,067	19571,12	40,09, $p = ,0001$

Nota. N = 257; ¹ $\Delta\chi^2$ = Cambio en chi-cuadrado entre los modelos propuestos (modelo 2 y 3) y original (modelo 1). *** $p \leq ,001$.

con los datos. Los modelos 1 y 2 no mostraron índices de ajuste aceptables. Los resultados del AFC para el modelo 2 indicaron que el ítem 19 pesaba más en el factor 1 suerte/perseverancia que en su dimensión original de ilusión de control. Los IM del modelo 2 además sugirieron cambios significativos para que el ítem 9 (IM:16,81) (factor 2 de ilusión de control) y el ítem 6 (IM: 16,82) (factor 1 de suerte/perseverancia) que finalmente se mantuviesen en su dimensión original. A pesar de que el AFE indicó que los ítems 8, 11 y 14 también cargaban en ambos factores, el ajuste de los datos empeoraba si se cambiaban de dimensión respecto al modelo original. El modelo final o 3 incluyó 14 ítems en la dimensión 1 de suerte perseverancia y 7 en la dimensión 2 de ilusión de control (Versión Española de *Gamblers Belief's Questionnaire*, GBQ-E).

Fiabilidad como consistencia interna

Para obtener la fiabilidad como consistencia interna de la escala GBQ-E se utilizó el coeficiente Alpha de Cronbach. Los índices obtenidos fueron: ,93 para la escala general, ,93 para el F1 “suerte/perseverancia” y ,79 para el F2 “ilusión de control”. Todos los ítems contribuyeron de forma similar a la consistencia interna de la escala global y de los factores. La correlación ítems-total osciló entre ,34 y ,77 (escala global), entre ,60 y ,79 (F1) y entre ,38 y ,63 (F2). Además, los datos mostraron un índice omega de ,80 en T1 y ,93 en T2 para la dimensión de suerte perseverancia (*VME* T1 = 45,36 y *VME* T2 = 51,65) y de ,85 y ,93 para la dimensión de ilusión de control (*VME* T1 = 51,46 y *VME* T2 = 45,97).

Fiabilidad como estabilidad temporal

Para comprobar la estabilidad temporal del estudio, a las dos semanas, se aplicó nuevamente la escala GBQ-E a 130 adolescentes y jóvenes. Se obtuvo una correlación moderada de las puntuaciones obtenidas en ambos tiempos en la escala general ($r = ,69$) y en el primer ($r = ,66$) y segundo factor ($r = ,69$) ($p \leq ,0001$).

Evidencias de validez de relación con variables externas

Para obtener evidencias de la validez convergente se realizaron correlaciones de Pearson entre la escala GBQ-E y

sus factores con el SOGS y el MAGS y sus dimensiones, así como con la frecuencia de juego.

La escala GBQ-E y sus factores correlacionaron con las escalas SOGS-RA, MAGS y sus dimensiones, de forma positiva y significativa (ver Tabla 5). Es decir, cuanto mayor sea la puntuación en la escala GBQ-E y sus dimensiones, mayor es la puntuación en las escalas de screening sobre problemas de juego. También la puntuación total del GBQ-E se asocia de forma positiva con la severidad del juego ($r = ,36, p \leq ,0001$).

Para comprobar si las distorsiones cognitivas predicen ser jugador con problemas o en riesgo/transición se aplicaron varios modelos de regresión logística. El modelo de regresión logística binomial jerárquica de la variable DSM fue estadísticamente significativo ($\chi^2 = 53,045, p = ,0001$). El sexo se ingresó en el primer bloque como variable de control por haberse encontrado diferencias significativas en DSM, y la puntuación total del GBQ-E se ingresó en el segundo bloque. El coeficiente R^2 de Nagelkerke indica que el 11,1% de la variación de DSM se explica por el sexo. Una vez ingresada la puntuación total del GBQ-E, el modelo explicó el 25,8%. El sexo ($B = 1,889, ET = ,516, p = ,0001$) y las distorsiones cognitivas sobre el juego ($B = ,040, ET = ,008, p = ,0001$) explican de forma significativa ser clasificado como persona con problemas de juego. De forma que, ser hombre ($OR = 6,615, 95\% IC: 2,405, 18,197$) y tener creencias distorsionadas ($OR = 1,041, 95\% IC: 1,026, 1,057$) incrementa el riesgo de ser un jugador problemático.

El modelo de regresión logística multinomial de la variable MAG también fue estadísticamente significativo ($\chi^2 = 81,460, p = ,0001$). El coeficiente R^2 de Nagelkerke indica que el 10,9% de la variación de la variable “MAG” es explicada por el sexo. Este porcentaje de la varianza explicada asciende a 21,2% cuando se introduce la puntuación total del GBQ-E. El sexo y las distorsiones cognitivas sobre el juego explican de forma significativa ser clasificado como persona con problemas de juego (Sexo: $B = -1,911, ET = ,521, p = ,0001$; GBQ-E: $B = ,041, ES = ,008, p = ,0001$) o en riesgo/transición (Sexo: $B = -1,263, ET = ,300, p = ,0001$; GBQ-E: $B = ,024, ES = ,006, p = ,0001$). De forma que ser hombre y tener creencias distorsionadas in-

Tabla 5

Coefficientes de correlación del GBQ-E y sus factores (F1: Suerte/Perseverancia y F2: Ilusión de control) con las escalas SOGS-RA, MAG y sus dos subescalas (DSM y MAGS)

	SOGS-RA	MAGS	MAG	DSM
GBQ-E	,35***	,40***	,30***	,42***
GBQ-E F1	,37***	,41***	,32***	,42***
GBQ-E F2	,26***	,30***	,21***	,33***

Nota. SOGS-RA: South Oaks Gambling Screen Revisada para Adolescentes (Winters et al., 1993); MAGS: Massachusetts Gambling Screen (Shaffer et al., 1994). MAG: subescala del MAGS; DSM: subescala del MAGS, criterios DSM-IV; GBQ-E F1: Suerte/Perseverancia; GBQ-E F2: Ilusión de Control. $p \leq ,001$.

crementan el riesgo de ser un jugador problemático (Sexo: OR = 0,148, 95% IC: 0,053, 0,411; GBQ-E: OR = 1,042, 95% IC: 1,026, 1,058) o en riesgo/ transición (Sexo: OR = 0,283, 95% IC: 0,157, 0,510; GBQ-E: OR = 1,024, 95% IC: 1,013, 1,036).

En el caso del SOGS-RA, en un primer modelo se incluyeron el sexo y la edad por haberse encontrado diferencias significativas y en el segundo modelo la puntuación del GBQ-E. El modelo de regresión logística multinomial global de la variable SOGS-RA fue estadísticamente significativo ($\chi^2 = 95,734, p = ,0001$). Los coeficientes R^2 de Nagelkerke indican que el 10,9% de la varianza de la variable SOGS-RA son explicadas por el sexo y la edad, ascendiendo hasta un 23,9% cuando se introduce la puntuación total del GBQ-E. El sexo, la edad y las distorsiones cognitivas sobre el juego explican de forma significativa ser clasificado como jugador problemático (Sexo: B = -1,984, ET = ,486, $p = ,0001$; Edad: B = ,153, ET = ,075, $p = ,040$; GBQ-E, MAG: B = ,047, ES = ,007, $p = ,0001$). Ser hombre, una

mayor edad y tener creencias distorsionadas aumentan el riesgo de ser una persona con problemas de juego (Sexo: OR = 0,137, 95% IC: 0,053, 0,356; Edad: OR = 1,165, 95% IC: 1,007, 1,349; GBQ-E: OR = 1,048, 95% IC: 1,033, 1,064). Solo la puntuación total del GBQ-E es un predictor significativo de ser un jugador en riesgo/transición (GBQ-E: B = ,022, ET = ,006, $p = ,0001$, OR = 1,022, 95% IC: 1,011, 1,034).

Evidencias de validez discriminante

Para comprobar la capacidad de discriminación de la escala GBQ-E se realizó una T de student para muestras independientes y ANOVAs. Primero, se utilizó la subescala DSM del MAGS para clasificar la conducta de juego (año anterior) de los participantes. Como ya se ha indicado, se identificaron 33 posibles jugadores con problemas de juego según el punto de corte de 5 (Shaffer et al., 1994). Se encontraron diferencias significativas en las puntuaciones del GBQ-E y sus dimensiones obtenidas por ambos grupos.

Tabla 6

Comparación de las puntuaciones medias en la escala GBQ-E y sus dos factores en función de la clasificación basada en DSM y MAG y en SOGS-RA

		N	M	DT	t/F	p	d
GBQ-E/DSM	Sin problemas de juego	482	56,12	23,76	-6,58	,0001	1,18
	Con problemas de juego	33	84,27	23,87			
GBQ-E F1/DSM	Sin problemas de juego	482	33,20	16,68	-7,05	,0001	1,27
	Con problemas de juego	33	54,45	17,85			
GBQ-E F2/DSM	Sin problemas de juego	482	22,92	8,96	-4,31	,0001	,78
	Con problemas de juego	33	29,82	7,61			
	Sin problemas de juego	421	54,38	23,78			
GBQ-E/MAG	Con problemas de juego	29	82,07 ^a	24,72	28,89	,0001	1,08
	En transición	65	70,12 ^a	20,84			
	Sin problemas de juego	421	32,06	16,61			
GBQ-E F1/MAG	Con problemas de juego	29	53,79 ^a	17,35	31,17	,0001	1,18
	En transición	65	42,20 ^{ab}	16,07			
	Sin problemas de juego	421	22,32	9,04			
GBQ-E F2/MAG	Con problemas de juego	29	28,28 ^a	8,87	16,27	,0001	,78
	En transición	65	27,92 ^a	6,77			
	Sin problemas de juego	417	53,98	23,25			
GBQ-E/SOGS-RA	Con problemas de juego	42	83,05 ^a	22,35	36,57	,0001	,90
	En riesgo	56	68,50 ^{ab}	23,15			
	Sin problemas de juego	417	31,67	16,24			
GBQ-E F1/SOGS-RA	Con problemas de juego	42	53,55 ^a	17,10	40,71	,0001	,93
	En riesgo	56	41,93 ^{ab}	16,35			
	Sin problemas de juego	417	22,31	8,93			
GBQ-E F2/SOGS-RA	Con problemas de juego	42	29,50 ^a	7,98	17,02	,0001	,63
	En riesgo	56	26,57 ^a	8,02			

Nota. GBQ-E F1 = Factor Suerte/Perseverancia; GBQ-E F2: Ilusión de Control. ^a Sin problemas de juego, ^b Patológico, ^c En riesgo.

Los jugadores con problemas de juego obtuvieron puntuaciones superiores que los jugadores sin problemas de juego, es decir, manifestaban más distorsiones cognitivas hacia el juego (ver Tabla 6).

En base a la segunda subescala MAG, se identificaron 29 jugadores con problemas de juego, 65 en transición y 421 jugadores sin problemas. En el caso de la SOGS-RA, se obtuvieron 42 jugadores con problemas de juego, 56 en riesgo y 417 sin problemas. Los ANOVAS mostraron diferencias significativas en las medias obtenidas en GBQ y sus dos dimensiones por los grupos establecidos por MAG y SOGS-RA. Para comprobar entre qué grupos existían diferencias se realizó el análisis post hoc de Bonferroni. Los resultados mostraron un mismo patrón para las dos escalas (MAG y SOGS-RA). El grupo de jóvenes “sin problemas de juego” mantenía diferencias significativas con los grupos con “problemas de juego” y “en riesgo/transición”. Además, los jugadores en riesgo se diferenciaron de los que tenían problemas de juego en la escala GBQ-E y el F1 para la escala SOGS-RA y en el F1 según la MAG (ver Tabla 6).

Los resultados también revelaron diferencias en el GBQ-E en función del tipo de juego (no jugadores = 0, azar = 1, estrategia = 2, ambos tipos de juego = 3) ($F_{(3,510)} = 12,98, p = ,0001$). Los/as participantes que jugaban a ambos tipos de juego ($M = 64,22, DT = 22,74$) mostraron puntuaciones más altas en el GBQ-E que los no jugadores ($M = 49,08, DT = 24,20$) y los jugadores de juegos de azar ($M = 54,08, DT = 25,16$). Además, las puntuaciones del GBQ-E fueron significativamente mayores en los juegos de estrategia ($M = 62,13, DT = 26,18$) que en los no jugadores.

Relación de GBQ-E con la escala de deseabilidad social

Siguiendo las recomendaciones de los autores originales (Steenbergh et al., 2002), para obtener más evidencias sobre la validez de la escala, se examinó la relación entre la escala GBQ-E y la escala de deseabilidad social (Crowne y Marlowe, 1960). Las correlaciones indicaron una asociación negativa y significativa con la escala total ($r = -,16, p = ,0001$), el factor suerte ($r = -,17, p = ,0001$) e ilusión de control ($r = -,12, p = ,007$). Las personas con mayores distorsiones cognitivas presentaban menor deseabilidad social. También existían correlaciones significativas y negativas entre la escala de deseabilidad social y la escala global MAGS ($r = -,13, p = ,004$), sus dimensiones, MAG ($r = -,10, p = ,018$) y DSM ($r = -,13, p = ,003$), y la escala SOGS-RA ($r = -,09, p = ,046$).

Discusión

El estudio tuvo como objetivo validar el GBQ (21 ítems) (Steenbergh et al., 2002) una de las medidas más comúnmente utilizadas de las distorsiones cognitivas relacionadas con el juego problemático (Goodie y Fortune, 2013). Se

analizan diferentes fuentes de validez para proporcionar más evidencia de la adecuación de esta versión española del GBQ-E. La estructura bifactorial (suerte/perseverancia e ilusión de control) de la escala original ha sido confirmada en distintos países (Marchetti et al., 2016; Pilatti, Cupani, Tuzinkievich y Winfree, 2016; Steenbergh et al., 2002; Wong y Tsang, 2012). En este estudio con población española de adolescentes y jóvenes, el AFE forzado confirmó la estructura de 21 ítems y dos factores, aunque 3 ítems (9, 19 y 6) no cargaban en la misma dimensión que la versión original. En nuestro caso, los AFC sobre la estructura original de la escala (modelo 1) y el AFC forzado (modelo 2) no muestran un buen ajuste. Según el CFA del modelo 3, el ítem 19 inicialmente en ilusión de control se situó en la dimensión de suerte/perseverancia, incrementando los índices de ajuste de la escala, como ya se había encontrado en un estudio previo con población hispana (Winfree, Meyers y Whelan, 2013). Los ítems 6 y 9 se mantuvieron en su dimensión original de suerte/perseverancia y de ilusión de control respectivamente. Estos hallazgos sugieren que existen los mismos constructos generales en todas las culturas y poblaciones de jugadores.

Este estudio mostró que entre un 5,6 y un 8,2% de los jóvenes participantes eran personas con problemas de juego y entre un 10,9 y un 12,6% jugadores en riesgo o transición. Estos datos son similares a los encontrados en España previamente con el SOGS-RA (6,3%) (Oksanen et al., 2021) e inferiores a los hallados con el DSM (17,6%) (Jiménez-Murcia et al., 2021). La mayoría de las personas clasificadas como jugadores con problemas o en riesgo/en transición jugaban tanto a juegos de azar como estratégicos. La consistencia interna de la escala general y sus factores fueron altas y similares a la versión original, sugiriendo que este instrumento es apropiado para medir las creencias distorsionadas sobre el juego en esta muestra de adolescentes y jóvenes.

También se aportaron evidencia sobre la validez convergente. La asociación positiva entre las puntuaciones totales del GBQ-E y las obtenidas en instrumentos que miden problemas y frecuencia de juego (SOGS-RA, MAG y sus subescalas DSM y MAGS) (r entre ,21 y ,42) indican que una mayor distorsión en los factores suerte/perseverancia e ilusión de control se asociaría a un mayor impulso de participación en juegos. Los resultados también indicaron que la GBQ-E se relacionó con una mayor probabilidad de ser clasificado con problemas de juego según la DSM, MAGS y SOGS-RA (OR = 1,04) y en riesgo según la MAG y SOGS-RA (OR = 1,02). Estos datos confirman que un alto nivel de distorsiones cognitivas se relaciona con más problemas de juego (Tang y Oei, 2011). Por tanto, aunque el impulso del jugador esté motivado por estados internos o desencadenantes externos, los impulsos se generan a menudo cuando el nivel de activación interactúa con las creencias erróneas asociadas al juego (Ciccarelli, Griffiths, Nigro y Cosenza, 2017; Ciccarelli et al., 2021).

Además, encontramos un patrón general que confirma diferencias entre las puntuaciones obtenidas en la escala GBQ-E y sus dos dimensiones por los participantes sin problemas de juego, con problemas de juego y en riesgo, según MAGS y SOGS-RA. La media de distorsiones cognitivas es mayor en personas con problemas de juego o de riesgo que en jugadores que no presentan problemas (Yakovenko et al., 2016). Este estudio, al igual que investigaciones anteriores, muestra evidencias empíricas de la asociación entre distorsiones cognitivas y problemas relacionados con el juego (Donati, Ancona, Chiesi y Primi, 2015; Pilatti et al., 2016; Steenbergh et al., 2002; Winfree et al., 2013).

Este estudio presenta algunas limitaciones: el diseño transversal no permite confirmar causalidad entre las creencias de los jugadores y los problemas de juego; la muestra incidental limita la generalización de los resultados a otras poblaciones y, los resultados se han visto influidos por el sesgo de deseabilidad social, aunque las correlaciones indican que, de forma marginal, dando solo cuenta entre el 2,9% y el 1,4% de la varianza del GBQ-E. Además, no se incluyeron algunas formas de juego dentro de la clasificación realizada por la escala SOGS-RA y por tanto algunos participantes podrían jugar a otros juegos que no fueron registrados. Pese a esto, la escala GBQ-E demuestra tener unas buenas propiedades psicométricas, una adecuada validez y fiabilidad. Por ello, se sugiere el GBQ-E como un instrumento adecuado para la evaluación de las distorsiones cognitivas asociadas con los juegos de azar en adolescentes y jóvenes. Hasta donde se sabe, este estudio cubre un vacío por la ausencia de una medida que evalúe las distorsiones cognitivas en adolescentes y jóvenes españoles. Por tanto, este recurso ayudará a los investigadores a entender los factores que inician y mantienen la participación excesiva en juegos. Autores como Canale et al. (2016) señalan que la educación relativa a las cogniciones asociadas con el juego es un recurso esencial para la prevención de este problema. Por todo esto, se concluye que la escala tiene una amplia aplicación clínica en la detección temprana de los sesgos cognitivos, en la formulación de planes de prevención e intervención más eficaces y en la monitorización de los cambios en las distorsiones de los pacientes producidos por el tratamiento.

Reconocimientos

Este trabajo está parcialmente financiado por la ayuda concedida por la Universidad de Burgos al grupo de investigación Social Inclusion and Quality of Life [Y133GI].

Conflicto de intereses

Los autores/as del manuscrito declaran no tener conflictos de intereses.

Referencias

- American Psychiatric Association (APA) (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (Fifth Edition). Arlington, VA: American Psychiatric Association.
- American Psychological Association (2017). *Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct*. <https://www.apa.org/ethics/code/index>.
- Becoña, E. y Gestal, C. (1996). El juego patológico en niños del 2º ciclo de E.G.B. *Psicothema*, 8, 13-23.
- Becoña, E., Míguez, M. C. y Vázquez, F. (2001). El juego problema en los estudiantes de Enseñanza Secundaria. *Psicothema*, 13, 551-556.
- Buen, A. y Flack, M. (2021). Predicting problem gambling severity: Interplay between emotion dysregulation and gambling-related cognitions. *Journal of Gambling Studies*, 1-16. doi:10.1007/s10899-021-10039-w.
- Calado, F., Alexandre, J. y Griffiths, M. D. (2017). Prevalence of adolescent problem gambling: A systematic review of recent research. *Journal of Gambling Studies*, 33, 397-424. doi:10.1007/s10899-016-9627-5.
- Canale, N., Vieno, A., Griffiths, M. D., Marino, C., Chieco, F., Disperati, F.,... Santinello, M. (2016). The efficacy of a web-based gambling intervention program for high school students: A preliminary randomized study. *Computers in Human Behavior*, 55, 946-954. doi:10.1016/j.chb.2015.10.012.
- Cerdà, C., Nebot, S., Campos, D. y Quero, S. (2016). Validación española del cuestionario de motivos para el juego (GMQ) en población general. *Agora de Salut*, 3, 95-102. doi:10.6035/agorasalut.2016.3.1.
- Chan, E. C., Ruiz-Pérez, J. I., Morales-Quintero, L. A. y 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, 147-159.
- Chóliz, M., Marcos, M. y Lázaro-Mateo, J. (2019). The risk of online gambling: A study of gambling disorder prevalence rates in Spain. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 1-14. doi:10.1007/s11469-019-00067-4.
- Ciccarelli, M., Griffiths, M. D., Nigro, G. y Cosenza, M. (2017). Decision making, cognitive distortions and emotional distress: A comparison between pathological gamblers and healthy controls. *Journal of behavior therapy and experimental psychiatry*, 54, 204-210. doi:10.1016/j.jbtep.2016.08.012.
- Ciccarelli, M., Nigro, G., D'Olimpio, F., Griffiths, M. D. y Cosenza, M. (2021). Mentalising failures, emotional dysregulation, and cognitive distortions among adolescent problem gamblers. *Journal of Gambling Studies*, 37, 283-298. doi:10.1007/s10899-020-09967-w.
- Cohen, J. (2013). *Statistical power analysis for the behavioral science* (2nd ed.). Routledge. doi:10.4324/9780203771587.
- Cosenza, M. y Nigro, G. (2015). Wagering the future: Cognitive distortions, impulsivity, delay discounting, and time

- perspective in adolescent gambling. *Journal of Adolescence*, 45, 56-66. doi:10.1016/j.adolescence.2015.08.015.
- Crowne, D. P. y Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, 24, 349-354. doi:10.1037/h0047358.
- Donati, M. A., Ancona, F., Chiesi, F. y Primi, C. (2015). Psychometric properties of the Gambling Related Cognitions Scale (GRCS) in young Italian gamblers. *Addictive Behaviors*, 45, 1-7. doi:10.1016/j.addbeh.2015.01.001.
- Downey, R. G. y King, C. V. (1998). Missing data in Likert ratings: A comparison of replacement methods. *The Journal of General Psychology*, 125, 175-191. doi:10.1080/00221309809595542.
- Echeburúa, E. y Báez, C. (1994). Concepto y evaluación del juego patológico. En J.L. Graña (Ed.), *Conductas adictivas. Teoría, evaluación y tratamiento* (pp.521-556). Madrid: Debate.
- Estévez, A., Herrero, D. y Sarabia, I. (2014). *Factores facilitadores de conductas adictivas de juego patológico en jóvenes y adolescentes*. https://www1.juegosonce.es/pdf/juego_responsable/Estudio_conductas.pdf.
- Ferrando, P. J. y Chico, E. (2000). Adaptación y análisis psicométrico de la escala de discapacidad social de Marlowe y Crowne. *Psicothema*, 12, 383-389.
- Ferris, J. y Wynne, H. (2001). *The Canadian problem gambling index: Final report*. Canadian Consortium for Gambling Research. (pp.1-59) Ottawa, ON: Canadian Centre on Substance Abuse. <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.134.6855&rep=rep1&type=pdf>.
- Fisher, S. (1993). Gambling and pathological gambling in adolescents. *Journal of Gambling Studies*, 9, 277-288. doi:10.1007/bf01015923.
- Garson, G. D. (2016). *Validity and reliability*. Asheboro, NC: Statistical Associates Publishers.
- George, D. y Mallery, M. (2011). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. Boston, MA: Allyn y Bacon.
- Goodie, A. S. y Fortune, E. E. (2013). Measuring cognitive distortions in pathological gambling: Review and meta-analyses. *Psychology of Addictive Behaviors*, 27, 730-743. doi:10.1037/a0031892.
- Gooding, P. y Tarrier, N. (2009). A systematic review and meta-analysis of cognitive-behavioural interventions to reduce problem gambling: Hedging our bets?. *Behaviour research and therapy*, 47, 592-607. doi:10.1016/j.brat.2009.04.002.
- Hambleton, R. K. y Patsula, L. (1999). Increasing the validity of adapted tests: Myths to be avoided and guidelines for improving test adaptation practices. *Association of Test Publishers. Journal of Applied Testing Technology*, 1, 1-13.
- Hayes, A. F. y Coutts, J. J. (2020). Use omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. *But... Communication Methods and Measures*, 14, 1-24. doi:10.1080/19312458.2020.1718629.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 1-55. doi:10.1080/10705519909540118.
- Jauregui, P., Estévez, A. y Urbiola, I. (2016). Pathological gambling and associated drug and alcohol abuse, emotion regulation, and anxious-depressive symptomatology. *Journal of Behavioral Addictions*, 5, 251-260. doi:10.1556/2006.5.2016.038.
- Jiménez-Murcia, S., Giménez, M., Granero, R., López-González, H., Gómez-Peña, M., Moragas, L.,... Fernández-Aranda, F. (2021). Psychopathological status and personality correlates of problem gambling severity in sports bettors undergoing treatment for gambling disorder. *Journal of Behavioral Addictions*. Avance de publicación on-line. doi:10.1556/2006.2020.00101.
- Labrador, F. J., Estupiñá, F. J., Vallejo-Achón, M., Sánchez-Iglesias, I., González Álvarez, M., Fernández-Arias, I.,... Bernaldo-de-Quirós, M. (2021). Exposure of adolescents and youth to Gambling advertising: A systematic review. *Anales de Psicología*, 37, 149-160. doi:10.6018/analesps.428921.
- Labrador, M., Labrador, F. J., Crespo, M., Echeburúa, E. y Becoña, E. (2020). Cognitive distortions in gamblers and non-gamblers of a representative Spanish sample. *Journal of Gambling Studies*, 36, 207-222. doi:10.1007/s10899-019-09870-z.
- Labrador, F. J., Mañoso, V. y Alba, A. F. (2008). Distorsiones cognitivas y resultado del tratamiento en el juego patológico. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 8, 387-399.
- MacKay, T. L. y Hodgins, D. C. (2012). Cognitive distortions as a problem gambling risk factor in Internet gambling. *International Gambling Studies*, 12, 163-175. doi:10.1080/14459795.2011.648652.
- Mackillop, J., Anderson, E. J., Castelda, B. A., Mattson, R. E. y Donovick, P. J. (2006). Convergent validity of measures of cognitive distortions, impulsivity, and time perspective with pathological gambling. *Psychology of Addictive Behaviors*, 20, 75-79. doi:10.1037/0893-164X.20.1.75.
- Marchetti, D., Whelan, J. P., Verrocchio, M. C., Ginley, M. K., Fulcheri, M., Relyea, G. E. y Meyers, A. W. (2016). Psychometric evaluation of the Italian translation of the Gamblers' Beliefs Questionnaire. *International Gambling Studies*, 16, 17-30. doi:10.1080/14459795.2015.1088560.
- Mitrovic, D. V. y Brown, J. (2009). Poker mania and problem gambling: A study of distorted cognitions, motivation, and alexithymia. *Journal of Gambling Studies*, 25, 489-502. doi:10.1007/s10899-009-9140-1.
- Muñoz-Molina, Y. (2008). Meta-análisis sobre juego patológico 1997-2007. *Revista de Salud Pública*, 10, 150-159.

- Oksanen, A., Sirola, A., Savolainen, I., Koivula, A., Kaakinen, M., Vuorinen, I.,... Paek, H. J. (2021). Social ecological model of problem gambling: A cross-national survey study of young people in the United States, South Korea, Spain, and Finland. *International Journal Environmental Research and Public Health*, 18, 3220. doi:10.3390/ijerph18063220.
- Pilatti, A., Cupani, M., Tuzinkievich, E. y Winfree, W. (2016). Confirmatory factor analysis of the Spanish version of the Gamblers' Beliefs Questionnaire in a sample of Argentinean gamblers. *Addictive behaviors reports*, 4, 44-50. doi:10.1016/j.abrep.2016.09.001.
- Secades, R. y Villa, A. (1998). *El juego patológico. Prevención, evaluación y tratamiento en la adolescencia*. Madrid: Ediciones Pirámide.
- Shaffer, H. J., LaBrie, R., Scanlan, K. M. y Cummings, T. N. (1994). Pathological gambling among adolescents: Massachusetts Gambling Screen (MAGS). *Journal of Gambling Studies*, 10, 339-362. doi:10.1007/bf02104901.
- Steenbergh, T. A., Meyers, A. W., May, R. K. y Whelan, J. P. (2002). Development and validation of the Gamblers' Beliefs Questionnaire. *Psychology of Addictive Behaviors*, 16, 143-149. doi:10.1037/0893-164X.16.2.143.
- Stewart, S. H. y Zack, M. (2008). Development and psychometric evaluation of a three-dimensional Gambling Motives Questionnaire. *Addiction*, 103, 1110-1117. doi:10.1111/j.1360-0443.2008.02235.x.
- Tang, C. S. K. y Oei, T. P. (2011). Gambling cognition and subjective well-being as mediators between perceived stress and problem gambling: A cross-cultural study on White and Chinese problem gamblers. *Psychology of Addictive Behaviors*, 25, 511-520. doi:10.1037/a0024013.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Winfree, W. R., Meyers, A. W. y Whelan, J. P. (2013). Validation of a Spanish translation of the Gamblers' Beliefs Questionnaire. *Psychology of Addictive Behaviors*, 27, 274-278. doi:10.1037/a0030824.
- Winters, K. C., Stinchfield, R. D. y Fulkerson, J. (1993). Toward the development of an adolescent gambling problem severity scale. *Journal of Gambling Studies*, 9, 63-84. doi:10.1007/BF01019925.
- Wong, S. S. y Tsang, S. K. (2012). Validation of the Chinese version of the Gamblers' Belief Questionnaire (GBQ-C). *Journal of Gambling Studies*, 28, 561-572. doi:10.1007/s10899-011-9286-5.
- World Health Organization (WHO) (2017). *The epidemiology and impact of gambling disorder and other gambling-related harm. Discussion paper developed for the WHO Forum on Alcohol, Drugs and Addictive Behaviours*. https://www.who.int/substance_abuse/activities/fadab/abbot_gambling_forum.pdf?ua=1.
- Yakovenko, I., Hodgins, D. C., el-Guebaly, N., Casey, D. M., Currie, S. R., Smith, G. J.,... Schopflocher, D. P. (2016). Cognitive distortions predict future gambling involvement. *International Gambling Studies*, 16, 175-192. doi:10.1080/14459795.2016.1147592.