

Validación al castellano de la escala Brief Problem Gambling Screen en pacientes con Trastorno por Uso de Sustancias

Spanish validation of the Brief Problem Gambling Screen in patients with substance use disorders

PEDRO SERRANO-PÉREZ MD *, **, ***, ****, JORGE LUGO-MARIN PHD *, **, ***, ****, RAÚL FELIPE PALMA-ÁLVAREZ PHD *, **, ***, ****, RACHEL VOLBERG PHD *****, SUSANA JIMÉNEZ-MURCIA *****, JOSEP ANTONI RAMOS-QUIROGA PHD *, **, ***, ****, LARA GRAU-LÓPEZ, PHD *, **, ***, ****.

* Department of Psychiatry, Hospital Universitari Vall d'Hebron, Barcelona, España.

** Department of Psychiatry and Forensic Medicine, Universitat Autònoma de Barcelona, Bellaterra, España.

*** Group of Psychiatry, Mental Health and Addiction, Vall d'Hebron Institut de Recerca (VHIR), Barcelona, España.

**** Biomedical Network Research Centre on Mental Health (CIBERSAM), Madrid, España.

***** School of Public Health and Health Science, University of Massachusetts Amherst, USA.

***** Department of Psychiatry, Hospital Universitari Bellvitge, Barcelona, España.

***** Ciber Fisiopatología Obesidad y Nutrición (CIBEROBn), Instituto de Salud Carlos III, Madrid, España.

Resumen

El juego patológico (JP) puede actuar iniciando y manteniendo el problema de la adicción a sustancias. A pesar de ello, no existen herramientas de cribado rápido validadas en español. La Breve evaluación del juego problemático (BPGS) ha demostrado ser una de las herramientas más sensibles para detectar JP y poblaciones en riesgo. Este estudio tiene como objetivo validar la versión en español de la BPGS original de cinco factores. Se reclutó una muestra de 100 adultos hispanohablantes con trastorno por uso de sustancias de un centro de tratamiento de adicciones. A los participantes se les administró la versión en español de la BPGS. El instrumento mostró propiedades de fiabilidad de los ítems evaluados ($\Omega = 0,93$). Los valores de sensibilidad y especificidad fueron excelentes (0,93 cada uno), también los valores predictivos positivos (0,7) y negativos (0,99) sugieren un alto poder discriminante en comparación con los sujetos sin JP. Se encontró una fuerte correlación significativa con la medida gold-estándar (índice de severidad del juego problemático, PGSI) ($r = 0,8, p < 0,01$). Se encontraron propiedades psicométricas similares en pacientes en riesgo de JP. En conclusión, la BPGS parece un buen instrumento de cribado en la población clínica española, y también identifica a los sujetos en riesgo de desarrollar JP.

Palabras clave: Juego problemático; juego patológico; validación; psicometría; prevalencia.

Abstract

Problematic Gambling or Gambling Disorder (GD) can act by initiating and maintaining the problem of substance addiction. Despite this, there are no rapid screening tools validated in Spanish. The Brief Problem Gambling Screen (BPGS) has proven to be one of the most sensitive tools for detecting GD and populations at risk. This study aims to validate the Spanish version of the original five-item BPGS. A sample of 100 Spanish-speaking adults with substance use disorder were recruited from an addiction treatment center. The participants were administered the Spanish version of BPGS. It showed strong item reliability properties ($\Omega = 0.93$). Sensitivity and specificity values were excellent (0.93 each), also positive (0.7) and negative (0.99) predictive values suggest high discriminant power when compared to non-GD subjects. Statistically significant strong correlation with a gold-standard measure (Problem Gambling Severity Index) was found ($r = 0.8, p < 0.01$). Similar psychometric properties were found in at-risk gambler patients. In conclusion, the BPGS seems to be an adequate screening instrument in Spanish-speaking clinical population, and also identifies at-risk of GD subjects.

Key words: Problem gambling; validation; gambling disorder; psychometrics; prevalence.

Recibido: Octubre 2021; Aceptado: Junio 2022.

Enviar correspondencia a:

Pedro Serrano-Pérez. Department of Psychiatry, Hospital Universitari Vall d'Hebron, Barcelona, España. Passeig de la Vall d'Hebron, 119-129, 08035, Barcelona. Tel: +34 93 489 38 80. Fax: +34 93 489 45 87. E-mail: pedro.serrano@vhebron.net; pedrogserrano@gmail.com

Hasta la fecha, el juego patológico (JP) o trastorno del juego es la única adicción conductual reconocida en el Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales de la Asociación Americana de Psiquiatría o DSM-5 (American Psychiatric Association, 2013; Johansson, Grant, Kim, Odlaug y Götestam, 2009) y la CIE-11 (Organización Mundial de la Salud, 2019). Esta condición está caracterizada por un patrón de juego inadaptado, persistente y recurrente que ocasiona daño personal y social al sujeto (Dirección General de Ordenación de Juego, 2017). La prevalencia global es de alrededor del 2,3% de la población adulta (Parhami, Mojtabai, Rosenthal, Afifi y Fong, 2014). Sin embargo, en España la incidencia ronda el 0,3-0,6%, con una prevalencia de vida del 0,9% (Dirección General de Ordenación de Juego, 2017; Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones, 2020). En los últimos años, con el aumento del juego en línea, el JP se ha convertido en un problema aún más relevante desde el punto de vista social, educativo y de Salud Pública (Abbott, 2020).

Las consecuencias negativas del JP incluyen la aparición de problemas emocionales, el deterioro de la salud general, conflictos relacionales, problemas económicos, la disminución del rendimiento laboral o académico e incluso la aparición de actos delictivos (Langham et al., 2016). Diferentes modelos teóricos han sido descritos que demuestran que el JP es un trastorno heterogéneo y multidimensional. Hay una estrecha relación entre consumo de sustancias y JP, provocando un empeoramiento tanto de la patología psiquiátrica como de la adicción. Ambas aparecen como resultado de una compleja interacción de elementos genéticos, biológicos, psicológicos y ambientales. Todos los modelos teóricos han destacado la importancia de la identificación temprana y la oferta de alternativas de tratamiento a los pacientes de riesgo o con JP (Blaszczynski y Nower, 2002). Incluso, estudios longitudinales han demostrado que el JP predice el desarrollo de trastornos por consumo de alcohol, de ansiedad o de afectividad (Parhami et al., 2014). La prevalencia de esta asociación muestra gran variación según la jurisdicción, el tiempo de vida, el tipo de muestra y el instrumento utilizado. Revisiones sistemáticas, predominantemente de Estados Unidos, informan una comorbilidad de JP y trastorno por uso de sustancias (TUS) del 57,5% en la población general y hasta del 22,2% en pacientes en tratamiento en unidades clínicas (Dowling et al., 2018). Varias revisiones sistemáticas y metaanálisis indican que los problemas de juego en pacientes con TUS están sobrerrepresentados (10,0%-43,4%) (Cowlshaw, Merkouris, Chapman y Radermacher, 2014; Himelhoch et al., 2015; Lorrains, Stout, Bradshaw, Dowling y Enticott, 2014; Manning et al., 2017). A pesar de esto, incluso estudios más estrictos evidencian tasas de prevalencia del 14% en JP y del 23% si nos referimos a todo el espectro de juego (Cowlshaw et al., 2014). En España existen pocos estudios sobre la prevalen-

cia de problemas relacionados con el juego en pacientes con TUS a pesar de que ocupa uno de los primeros puestos de gasto per cápita en juego (Becoña, 1996). Es todavía más importante un instrumento de detección para estudiar la verdadera magnitud del problema, dada la escasa investigación existente en nuestro entorno. En un estudio realizado en una unidad ambulatoria de tratamiento de adicciones, se encontró que el 20% de los pacientes tratados también presentaba un trastorno de juego (Pérez, 2010).

En TUS, el JP puede jugar un papel tanto en iniciar como en mantener o dificultar el tratamiento de TUS (Grant y Chamberlain, 2015; Spunt, Lesieur, Liberty y Hunt, 1996). Esta población es especialmente vulnerable por la peor adherencia y el bajo cumplimiento terapéutico que presentan estos pacientes (Steinkamp et al., 2019; Zhang, Friedmann y Gerstein, 2003), ya que la comorbilidad de JP y TUS se asocia a un mayor riesgo de presentar otros trastornos psiquiátricos, en comparación con pacientes sin TUS (Abdollahnejad, Delfabbro y Denson, 2014; Cowlshaw y Hakes, 2015). No identificar correctamente JP en pacientes con TUS podría tener importantes consecuencias, como un empeoramiento de la adherencia, un peor pronóstico y la no consecución de los objetivos terapéuticos (Clausen, Anchersen y Waal, 2008; Zhang et al., 2003).

Los centros ambulatorios de drogodependencias son un lugar ideal para identificar y tratar adecuadamente a estos pacientes y son uno de los lugares donde se debe realizar la detección precoz de esta patología. A pesar de ello, existen datos que sugieren que las tasas de cribado realizadas por los médicos en estos servicios siguen siendo muy bajas (Cowlshaw et al., 2014; Holtgraves, 2009). Se han identificado diferentes barreras ante la realización del cribado y la detección de JP en pacientes con TUS en estos centros, entre ellas la falta de tiempo, la falta de conocimientos para realizarlo, la poca información sobre su eficacia, la percepción de que los problemas relacionados con el juego no son una enfermedad, la falta de intervenciones efectivas o el acceso limitado a unidades de tratamiento específicas (Dowling et al., 2019; Manning et al., 2017).

Por tanto, a la hora de realizar un cribado, la herramienta utilizada debe ser de fácil y rápida aplicación ya que son muchos los aspectos que deben valorarse en una entrevista clínica. Al reducir los costos de atención médica, los instrumentos de detección pueden aumentar la disponibilidad de atención clínica (Tiet, Finney y Moos, 2008). En los últimos años, se han desarrollado diferentes herramientas breves de detección de JP, la mayoría de ellas derivadas de instrumentos de medición más complejos (Dowling et al., 2019).

En la actualidad, el Problem Gambling Severity Index (PGSI) se considera el gold-estándar internacional (Dellis et al., 2014) y ha ido reemplazando a otras herramientas utilizadas para evaluar la prevalencia de o detectar el JP (Calado y Griffiths, 2016; López-González, Estévez y Griffiths, 2018). Este instrumento se ha evaluado y comparado

con varios instrumentos de detección de JP (Calado y Griffiths, 2016). Sin embargo, la extensión del PGSI puede comprometer su aplicación para el cribado en la práctica clínica habitual (Ferris, Wynne, Ladouceur, Stinchfield y Turner, 2001; Lubman et al., 2017).

Por tanto, se han desarrollado nuevos instrumentos que tienen las mismas o incluso mejores propiedades psicométricas. Se han realizado diferentes estudios sobre la sensibilidad, la especificidad y la precisión diagnóstica general de diferentes instrumentos de detección con resultados variables, a veces incluso contradictorios. Una de las escalas que ha mostrado resultados más interesantes es la Brief Problem Gambling Screen (BPGS) que se puede utilizar en 4 versiones diferentes de entre 2 y 5 ítems. En un estudio relacional con 837 participantes, se compararon nueve herramientas de cribado breves con el PGSI como estándar de referencia (Calado y Griffiths, 2016), y se concluyó que la única que mostró una sensibilidad adecuada al detectar cualquier nivel de juego problemático, en comparación con las otras ocho herramientas de cribado, fue la versión de 5 ítems de la BPGS (Dowling et al., 2018), lo que también indica que podría ser una herramienta óptima para usar en una población clínica (Lorains et al., 2014). En ese estudio, la BPGS de 5 ítems mostró una sensibilidad del 100% y una especificidad del 86% para pacientes con JP. En pacientes con riesgo de JP, tanto la sensibilidad como la especificidad fueron del 94%. Los valores predictivos positivos (VPP) y negativos (VPN) también mostraron resultados excelentes (VPP = 70%; VPN = 99%), lo que mostró un fuerte poder discriminante al diferenciar con sujetos sin JP (Dowling et al., 2018). También se confirmó su adecuada capacidad para detectar población de riesgo, lo que consolida la idea de que es una herramienta útil para la detección precoz del JP. Además de una alta sensibilidad, su valor predictivo positivo sugiere que es un instrumento eficaz para detectar pacientes con cualquier nivel de trastorno de juego. Mostró que el 93% de los pacientes identificados en la muestra utilizada tenían al menos un riesgo bajo que se confirmó con la medida gold-estándar PGSI, aunque este disminuyó al 33% en pacientes con JP (Dowling et al., 2018). Mientras que en algunos estudios la versión de 5 ítems aparece como la mejor herramienta para detectar cualquier tipo de juego problemático, en otros estudios su precisión diagnóstica es menor y, sin embargo, la versión de dos ítems sí muestra mejores resultados tanto en la población de riesgo como en los pacientes con JP (Browne, Greer, Rawat y Rockloff, 2017). De manera coherente, se ha visto que la proporción de jugadores en riesgo de desarrollar JP es responsable de gran parte del problema, debido a la alta prevalencia existente. Identificar, por tanto, no solo el JP sino también a poblaciones en riesgo y poder hacer una intervención temprana es otra característica importante de una herramienta de cribado (Volberg y Williams, 2011). A pesar de la capacidad de diagnóstico de JP y de detección de población de riesgo

descrita, una reevaluación de la escala está justificada por la variabilidad obtenida en diferentes muestras. Además, este es el primer estudio que conocemos que se lleva a cabo en una población clínica con TUS.

A pesar de haber sido evaluada como un instrumento valioso para la detección precoz en poblaciones clínicas, la BPGS no ha sido validada en español. Su falta de validación en español limita su uso, la comparación entre diferentes estudios y su utilización con una validación inadecuada puede dar lugar a sesgos (Browne et al., 2017). La principal hipótesis del estudio es que la validación al español de la escala puede ser exitosa y útil para su uso habitual en centros ambulatorios de adicciones.

Por este motivo, se plantea como objetivo la adaptación cultural y validación de la BPGS de 5 ítems en español en una población con TUS de forma que se favorezca su uso y promoción en países de habla hispana o con altos índices de población hispanohablante.

Métodos

Participantes

La muestra estaba compuesta de pacientes en tratamiento por TUS en una unidad de tratamiento ambulatorio de Barcelona. Es uno de los centros de referencia en el tratamiento de las adicciones desde hace años. Se reclutó una muestra de conveniencia mediante un método de muestreo consecutivo. Por tanto, dado que un objetivo era estudiar la prevalencia de JP en población clínica con TUS, los pacientes fueron reclutados de forma consecutiva si aceptaban participar y cumplían los criterios de inclusión. Los criterios de inclusión eran 1) edad entre 18 y 65 años, 2) capacidad para comprender y completar el cuestionario de investigación y 3) voluntad de firmar el consentimiento informado. Los criterios de exclusión eran 1) presentar estado de embriaguez en el momento de la entrevista, 2) descompensación del trastorno psiquiátrico y 3) no comprender el idioma español. Dado que el centro pertenece a un hospital universitario y los pacientes están acostumbrados a participar en estudios, solo 15 pacientes se negaron a participar. El cuestionario fue autocumplimentado en un despacho para proteger la identidad. La Tabla 1 muestra las características sociodemográficas de la muestra. El protocolo fue evaluado y aceptado por el Comité de ética de investigación con medicamentos del Hospital Vall d'Hebron. Todos los participantes firmaron el consentimiento informado antes de completar los cuestionarios. No hubo compensación económica por la participación.

Mediciones

Variables sociodemográficas y clínicas

La información se obtuvo a través de una entrevista cara a cara semiestructurada realizada por psicólogos y psiquiatras formados y un cuestionario de elaboración propia en

el que se registraron las siguientes variables sociodemográficas: edad, sexo, ocupación, nivel de estudios y estado civil (Tabla 1).

La *Breve evaluación del juego problemático (BPGS)* (Volberg y Williams, 2011) fue desarrollada para la detección precoz de problemas de juego en la población clínica. Resultó de combinar determinados parámetros considerados la mejor combinación de elementos con el poder de identificar a jugadores patológicos, jugadores problemáticos y aquellos en riesgo de convertirse en ellos. Consta de cinco preguntas sobre problemas relacionados con el juego patológico en los últimos 12 meses, aunque se especifica que el marco temporal puede ser anterior o incluso a lo largo de la vida. Una respuesta afirmativa a una o más preguntas es indicativa de un problema con el juego y, por tanto, requiere una evaluación más detallada (Lubman et al., 2017).

En su elaboración se eligieron cinco ítems de una selección de 30 ítems, de los cuales dos pertenecían al Canadian Problem Gambling Index (CPGI) (ítems 1 y 3) (Ferris et al., 2001), dos pertenecían al Problem and Pathological Gambling Measure (PPGM) (ítems 8 y 10C) (Williams y Volberg, 2010) y uno pertenecía a la South Oaks Gambling Screen (SOGS) (ítem 4) (Holtgraves, 2009; Lesieur y Blume, 1987). Cuatro versiones diferentes se evaluaron por separado (BPGS-5, BPGS-4, BPGS-3 y BPGS-2).

El *Problem Gambling Severity Index (PGSI)* fue creado por Ferris et al. (2001). La escala consta de nueve ítems que evalúan la severidad de JP, cinco de los cuales evalúan las consecuencias negativas del juego y cuatro se enfocan en el comportamiento problemático del jugador (Holtgraves, 2009). Cada ítem se puntúa en una escala de cuatro puntos (0-*nunca*; 1-*algunas veces*; 2-*la mayoría de las veces*; 3-*casi siempre*). Las puntuaciones obtenidas de los ítems individuales se suman con puntuaciones que van de 0 a 27 y se utilizan para clasificar los niveles de riesgo de los pacientes (0 = jugador no problemático sin consecuencias negativas; 1-2 = bajo riesgo. Jugador que experimenta pocos problemas y con pocas o ninguna consecuencia negativa; 3-7 = riesgo moderado. Jugador que experimenta problemas moderados con algunas consecuencias negativas; 8 o más = jugador problemático). Para el presente estudio se utilizó la versión validada en español, que ha mostrado consistencia interna por encima del umbral de confiabilidad ($\alpha = ,97$) (Grant y Chamberlain, 2015).

Procedimiento

Se realizaron los trámites habituales para adaptar la BPGS al español. Dos de los autores nativos españoles del manuscrito tradujeron y documentaron de forma independiente la versión original en inglés. Se compararon las dos versiones y se discutieron las diferencias hasta llegar a un consenso total. La versión consensuada en español se envió a un revisor externo (inglés nativo) que tenía experiencia previa en la validación de escalas. Este individuo hizo la re-

trotraducción de la herramienta para identificar palabras que se habían traducido incorrectamente o posibles inconsistencias. Se hicieron las correcciones necesarias hasta llegar al acuerdo total con el revisor externo. Esta versión fue corregida por un experto en juego español que dirige una unidad de referencia sobre juego patológico en la ciudad (Anexo 1).

Tras la firma del consentimiento informado por el participante, los instrumentos de evaluación se administraron individualmente. La escala se aplicó después de la visita por dos de los investigadores, ambos con experiencia previa en el uso de escalas en psiquiatría.

Análisis estadístico

Todos los análisis se realizaron con el software IBM SPSS 24. Se realizó un análisis de consistencia interna (Omega de McDonald) para el análisis de fiabilidad de los ítems. Las propiedades predictivas de la escala se determinaron mediante la obtención de la sensibilidad, la especificidad, el VPP y el VPN para cada categoría (JP y en riesgo de JP). Asimismo, para cada categoría se realizó el análisis de convergencia de la BPGS en español con el instrumento gold-estándar (PGSI) con el coeficiente de correlación de Spearman. El nivel de significación estadística se fijó en 0,05. Se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) para estudiar la estructura interna de la BPGS. Dado que los ítems de la BPGS son puntuaciones dicotómicas, se usó la matriz de correlación tetracórica, con el software FACTOR (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2006), para el análisis factorial. Se hizo la estimación del modelo mediante la robusta estimación de mínimos cuadrados no ponderados, que es el procedimiento recomendado en el caso de puntuaciones dicotómicas (Ferrando, Lorenzo, Hernández y Muñiz, 2022). Por último, el análisis de las diferencias medias se realizó con pruebas no paramétricas, prueba *U* de Mann-Whitney (para la comparación de dos grupos) y el test de Kruskal-Wallis (para la comparación de 3 o más grupos).

Hubo total disponibilidad de los datos relativos a las escalas. Aunque los datos faltantes eran inferiores al 5% para las variables sociodemográficas, se utilizó un método de sustitución por el valor promedio. El nivel de significación estadística fue de 0,05.

Resultados

La Tabla 1 muestra las características sociodemográficas y clínicas de la muestra. El número total de participantes fue de 100 adultos hispanohablantes diagnosticados con TUS. La edad media de la muestra fue de 45,83 años ($dt = 11,287$). Las mujeres representaron solo una cuarta parte de la muestra (27%). Las sustancias más prevalentes objeto del tratamiento entre los participantes eran alcohol (43%), cocaína (32%) y opiáceos (19%), presentando el 63% de los

Tabla 1. Características sociodemográficas y clínicas de los participantes.

Participantes (N)	100
Mujer	27
Hombre	73
Edad media (DT, rango)	45, 83 (11,287, 22-67)
Nivel de estudios (%)	
Analfabeto	1
Primarios	2
Secundarios	59
Bachiller/formación profesional	35
Universitarios	3
Estado civil (%)	
Soltero/a	47
Casado/a-Tiene pareja	45
Separado/a-Divorciado/a	8
Situación laboral (%)	
Activo/a	34
Inactivo/a	28
Baja por enfermedad	6
Pensionista-Jubilado/a	31
Otro	1
Sustancia principal objeto de tratamiento (%)	
Opiáceos	19
Cocaína	32
Alcohol	43
Cánnabis	2
Benzodiazepinas	2
Anfetaminas	1
Analgésicos	1
Sustancia secundaria objeto de tratamiento (%)	
Opiáceos	6
Cocaína	14
Alcohol	24
Cánnabis	10
Benzodiazepinas	3
Policonsumo	6
Ninguna	37
Comorbilidad psiquiátrica (%)	
Cualquier trastorno psiquiátrico	27
Esquizofrenia	5
Trastorno esquizoafectivo	1
Trastorno depresivo	10
Trastorno de ansiedad	7
TDAH	1
Psicosis inducida	3
Ninguna	73
Patología dual (%)	
Sí	21
No	79

participantes una segunda sustancia objeto del tratamiento. El 21% de los participantes presentó comorbilidad psiquiátrica, siendo depresión (10%), ansiedad (7%) y esquizofrenia (5%) los trastornos comórbidos más prevalentes.

Estadísticas descriptivas y diferencias por TUS y género

La Tabla 2 muestra las estadísticas descriptivas de la BPGS. En relación a género, los participantes masculinos obtuvieron puntuaciones estadísticamente significativas más alta en la BPGS en comparación con las participantes femeninas (BPGS: $z = -2,43$, $p = 0,02$), con bajo tamaño del efecto ($r = 0,24$). La prueba H de Kruskal-Wallis indicó que no hubo diferencia estadísticamente significativa en la variable dependiente entre los diferentes grupos ($\chi^2(6) = ,74$, $p = ,69$).

Estructura interna de la BPGS

La Tabla 3 muestra los resultados del AFE. En la solución final, los eigenvalores mayores de 1 mostraron la existencia de un solo factor. Esta solución explica el 94% de la varianza. Los ítems presentan cargas factoriales superiores a ,50 y comunalidades superiores a ,35. La prueba de esfericidad de Bartlett fue significativa (1111,0, $gl = 10$, Sig. = ,001) y la medida de la adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (Coeficiente KMO) fue adecuado (,86).

Tabla 2. Estadísticas descriptivas y diferencias medias en los resultados de la BPGS.

	BPGS	Diferencias intergrupales
Puntuación total (media, dt)	7 (1,53)	
Sexo (media, dt)		
Hombre	,90 (1,69)	$z = -2,43$, $p = 0,02$, $r = ,24$
Mujer	,15 (,77)	
TUS (media, dt)		
Opiáceos	,42 (,96)	$\chi^2 = ,74$, $p = ,69$
Cocaína	1,03 (1,91)	
Alcohol	,67 (1,51)	
Cánnabis	0 (0)	
Benzodiazepinas	0 (0)	
Anfetaminas	0 (0)	
Analgésicos	0 (0)	

Tabla 3. Resultados del análisis factorial exploratorio de la BPGS.

	Factor 1	Comunalidad
BPGS ítem 1	,99	,99
BPGS ítem 2	,96	,92
BPGS ítem 3	,93	,87
BPGS ítem 4	,97	,95
BPGS ítem 5	,95	,90

Análisis de fiabilidad de ítems

El resultado obtenido en el análisis fue $\Omega = 0,93$ por lo que la BPGS se consideró dentro del rango aceptable ($\Omega > 0,9$ y $\alpha > 0,80$). Asimismo, la correlación de cada ítem individual con la puntuación total de la BPGS reportó valores elevados ($r_s = 0,83-0,91$), lo que sugiere una contribución relevante de cada uno de los ítems a la puntuación total. Todos los ítems de la BPGS alcanzaron buenos valores discriminantes ($D = ,40$) (ítem 1 $D = ,76$; ítem 2 $D = ,90$; ítem 3 $D = 0$; ítem 4 $D = 0$; ítem 5 $D = ,80$).

Análisis de valor predictivo

La versión española de la BPGS mostró valores predictivos aceptables para detectar JP, con una sensibilidad de 0,93 y una especificidad de 0,93 para una puntuación igual o superior a 1. El VPP y VPN también mostraron valores aceptables, con un VPP de 0,7 y un VPN de 0,99. El valor del área bajo la curva fue de 0,95 (IC del 95%, 0,87, 1). Para riesgo de JP, los valores predictivos fueron 0,94 y 0,96 para sensibilidad y especificidad, respectivamente. El VPP y el VPN fueron 0,85 y 0,99, respectivamente. El valor del área bajo la curva fue de 0,97 (IC 95%, 0,91, 1).

Análisis de correlación con el PGSI

La BPGS en idioma español mostró una alta correlación con el instrumento de evaluación gold-estándar (PGSI), con un valor de asociación de 0,8 ($p < 0,01$) para JP y 0,9 ($p < 0,01$) para riesgo de JP.

Discusión

Este es el primer estudio donde la BPGS ha sido utilizada en una muestra clínica de pacientes con TUS. También es una de las primeras investigaciones que intenta evaluar la prevalencia de JP en este tipo de población en España. Los resultados obtenidos en nuestros análisis confirman los obtenidos en estudios previos donde la sensibilidad y el VPN de la prueba obtuvieron un gran poder clasificador para identificar y clasificar correctamente tanto a pacientes de riesgo como a aquellos con un trastorno de juego. Además, en nuestro estudio obtenemos valores muy altos también en especificidad y VPP, en comparación con otros estudios similares (Manning et al., 2017). En una población con JP real (PGSI \Rightarrow 8), la sensibilidad del 93% se encuentra dentro del rango descrito para la prueba con un 95% de confianza, entre 0.91-0.99 (Volberg y Williams, 2011), aunque algo menor que lo encontrado en otros estudios donde se indica una sensibilidad del 100% (Dowling et al., 2018).

Cuando se ha estudiado la precisión de diagnosticar correctamente a los pacientes con JP, se ha obtenido una sensibilidad del 99% (Dowling et al., 2019). La especificidad encontrada en nuestro estudio (93%) es opuesta a la observada en estudios previos (Manning et al., 2017). Aunque

se encuentra dentro del rango 0,61-0,99 (95% IC) obtenido en el desarrollo de la escala, el valor está por encima del obtenido al compararlo con el PGSI (+8) en otros estudios (Dowling et al., 2018), cuando se compara con otras escalas de cribado (Himelhoch et al., 2015) y cuando su capacidad diagnóstica obtiene un valor del 69% (Dowling et al., 2019).

Aunque el VPN coincide con el obtenido en estudios previos, llama la atención la gran diferencia encontrada con el VPP de Dowling et al. (2017) del 33%, mientras que en nuestro estudio alcanzó el 70%. A pesar de estos datos, cuando la muestra contiene todo el espectro de riesgo para desarrollar JP, el VPP es del 93% y es coherente con el 85% obtenido en nuestro caso (Dowling et al., 2018).

Al analizar el poder de detección en la población con riesgo de JP, se observa un aumento en todos los parámetros, lo que coincide con los resultados señalados por otros autores (Dowling et al., 2018; Manning et al., 2017), donde ya se identificó un mayor poder para identificar y clasificar correctamente.

Un metaanálisis reciente (Dowling et al., 2019) indica cómo la BPGS presenta mayor capacidad diagnóstica en población de riesgo que en JP real. Estudios previos que también analizaron la capacidad de clasificar correctamente a los pacientes describieron una gran sensibilidad en todo el espectro del juego problemático y señalaron un mayor VPP en pacientes de riesgo que cuando se busca clasificar solo a los de alto riesgo (Manning et al., 2017).

Es de gran utilidad clínica explorar la presencia de problemas con el juego desde una perspectiva dimensional que abarque desde el juego no problemático, hasta el juego problemático y patológico, para identificar los diferentes niveles de severidad de la conducta, y así poder aplicar programas de tratamiento específico y personalizado a los síntomas de cada paciente (Himelhoch et al., 2015).

La principal fortaleza de este estudio es que constituye uno de los primeros estudios realizados en España en pacientes en tratamiento ambulatorio por TUS. Comparado con el único estudio encontrado que se realizó en una población clínica de nuestro país, la prevalencia sería algo menor, 15% vs. 20% (Pérez, 2010). En este sentido, nuestros resultados son coherentes con los estudios más estrictos sobre prevalencia en población general y algo inferiores si hablamos de todo el espectro de juego problemático (Himelhoch et al., 2015). Como se explicó anteriormente, aunque la prevalencia en unidades de tratamiento en países como Estados Unidos es mayor, numerosos estudios indican que parece estar sobrerrepresentada (Clausen et al., 2008). Promover el uso de herramientas de cribado podría ayudar a proporcionar datos fiables sobre la prevalencia de JP en nuestro país.

Como principal limitación del estudio, cabe señalar que el JP se atiende desde hace relativamente poco tiempo en el servicio clínico de donde se recopilaron los datos y que en la ciudad existe una unidad de JP de referencia donde se atiende a pacientes de todo el territorio. En este sentido, la

prevalencia obtenida podría ser inferior a la real. Por otro lado, aunque se utilizó el PGSI como gold-estándar, algunos autores señalan la utilidad clínica de la comparación directa con los criterios diagnósticos del DSM-5 (Himelhoch et al., 2015). Además, utilizamos uno de varios posibles métodos para la retrotraducción; existen varias formas de realizar traducciones de escalas de salud (más de 31 líneas directrices) (Muñiz, Elosua y Hambleton, 2013; Ortiz-Gutiérrez y Cruz-Avelar, 2018). También, puede haber presencia de sesgo debido al método de autoevaluación. Otra limitación del estudio es que la muestra está compuesta mayoritariamente por hombres. Si bien este aspecto describe la realidad de los centros de adicciones, es un aspecto a señalar. Por último, cabe señalar que el instrumento ha sido validado para población hispanohablante con TUS, por lo que queda por evaluar su uso en otras poblaciones clínicas.

A pesar de las limitaciones y en base a lo expuesto anteriormente, se puede concluir que la adaptación a español de la BPGS original de cinco ítems ofrece una correcta validez y fiabilidad de los ítems en población hispanohablante con TUS. Su gran sensibilidad a la hora de identificar, clasificar y diagnosticar tanto a población en riesgo de desarrollar un problema de JP, como a quienes ya tienen JP, la hace una herramienta de cribado de gran utilidad. La inclusión de este instrumento en los protocolos habituales de acogida en las unidades de atención a las drogodependencias podría facilitar la detección precoz y facilitar el abordaje clínico correcto.

Conflicto de intereses

Los autores declaran la inexistencia de conflicto de interés en relación con este artículo. Dr. Palma-Álvarez ha recibido honorarios por impartir charlas para Lundbeck, MSD, Mundipharma y Exeltis. Dr. Ramos-Quiroga ha recibido honorarios como ponente de Janssen-Cilag, Shire, Lilly, Ferrer, Medice y Rubió; ha recibido financiación para investigación de Janssen-Cilag, Lilly, Ferrer, Lundbeck y Rubió. Dr. Grau-López ha recibido honorarios por dar charlas para Janssen-Cilag, Lundbeck, Servier, Otsuka y Pfizer.

Los demás autores declaran la inexistencia de potencial conflictos de interés.

El material no ha sido publicado en su totalidad o en parte en otra revista; el documento no se considera actualmente para su publicación en otra revista. Declaramos que todos los autores han participado personal y activamente en la redacción del informe y asumen la responsabilidad individual y conjunta de su contenido.

Referencias

Abbott, M. W. (2020). The changing epidemiology of gambling disorder and gambling-related harm: Public health implications. *Public Health, 184*, 41-45. doi:10.1016/j.puhe.2020.04.003.

- Abdollahnejad, R., Delfabbro, P. y Denson, L. (2014). Psychiatric co-morbidity in problem and pathological gamblers: Investigating the confounding influence of alcohol use disorder. *Addictive Behaviors, 39*, 566-572. doi:10.1016/j.addbeh.2013.11.004.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*. American Psychiatric Association. (trad. cast. en Barcelona: Masson, 2014). doi:10.1176/appi.books.9780890425596.
- Becoña, E. (1996). The problem and pathological gambling in Europe: The cases of Germany, Holland and Spain. *Journal of Gambling Studies, 12*, 179-192. doi:10.1007/BF01539173.
- Blaszczynski, A. y Nower, L. (2002). A pathway model of problem and pathological gambling. *Addiction, 7*, 487-499. doi:10.1046/j.1360-0443.2002.00015.x.
- Browne, M., Greer, N., Rawat, V. y Rockloff, M. (2017). A population-level metric for gambling-related harm. *International Gambling Studies, 17*, 163-175. doi:10.1080/14459795.2017.1304973.
- Calado, F. y Griffiths, M. D. (2016). Problem gambling worldwide: An update and systematic review of empirical research (2000-2015). *Journal of Behavioral Addictions, 5*, 592-613. doi:10.1556/2006.5.2016.073.
- Clausen, T., Anchersen, K. y Waal, H. (2008). Mortality prior to, during and after opioid maintenance treatment (OMT): A national prospective cross-registry study. *Drug and Alcohol Dependence, 94*, 151-157. doi:10.1016/j.drugalcdep.2007.11.003.
- Cowlishaw, S. y Hakes, J. K. (2015). Pathological and problem gambling in substance use treatment: Results from the National Epidemiologic Survey on Alcohol and Related Conditions (NESARC). *American Journal on Addictions, 24*, 467-474. doi:10.1111/ajad.12242.
- Cowlishaw, S., Merkouris, S., Chapman, A. y Radermacher, H. (2014). Pathological and problem gambling in substance use treatment: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Substance Abuse Treatment, 46*, 98-105. doi:10.1016/j.jsat.2013.08.019.
- Dellis, A., Sharp, C., Hofmeyr, A., Schwardmann, P. M., Spurrett, D., Rousseau, J. y Ross, D. (2014). Criterion-related and construct validity of the Problem Gambling Severity Index in a sample of South African gamblers. *South African Journal of Psychology, 44*, 243-257. doi:10.1177/0081246314522367.
- Dirección General de Ordenación de Juego (2017). *Estudio y análisis de los factores de riesgo del trastorno de juego en población clínica española*. Ministerio de Hacienda y Función Pública.
- Dowling, N. A., Merkouris, S. S., Dias, S., Rodda, S. N., Manning, V., Youssef, G. J.,... Volberg, R. A. (2019). The diagnostic accuracy of brief screening instruments for problem gambling: A systematic review and meta-analysis.

- sis. *Clinical Psychology Review*, 74, 101784. doi:10.1016/j.cpr.2019.101784.
- Dowling, N. A., Merkouris, S. S., Manning, V., Volberg, R., Lee, S. J., Rodda, S. N. y Lubman, D. I. (2018). Screening for problem gambling within mental health services: A comparison of the classification accuracy of brief instruments. *Addiction*, 113, 1088–1104. doi:10.1111/add.14150.
- Ferrando, P. J., Lorenzo, U., Hernández, A. y Muñiz, J. (2022). Decálogo para el análisis factorial de los ítems de un test. *Psicothema*, 34, 7-17. doi:10.7334/psicothema2021.456.
- Ferris, J., Wynne, H., Ladouceur, R., Stinchfield, R. y Turner, N. (2001). *The Canadian Problem Gambling Index: Final report*.
- Grant, J. E. y Chamberlain, S. R. (2015). Gambling disorder and its relationship with substance use disorders: Implications for nosological revisions and treatment. *The American Journal on Addictions*, 24, 126–131. doi:10.1111/ajad.12112.
- Himelhoch, S. S., Miles-Mclean, H., Medoff, D. R., Kreyenbuhl, J., Rugle, L., Bailey-Kloch, M.,... Brownley, J. (2015). Evaluation of brief screens for gambling disorder in the substance use treatment setting. *American Journal on Addictions*, 24, 460–466. doi:10.1111/ajad.12241.
- Holtgraves, T. (2009). Evaluating the problem gambling severity index. *Journal of Gambling Studies*, 25, 105–120. doi:10.1007/s10899-008-9107-7.
- Johansson, A., Grant, J. E., Kim, S. W., Odlaug, B. L. y Götestam, K. G. (2009). Risk factors for Problematic Gambling: A critical literature review. *Journal of Gambling Studies*, 25, 67–92. doi:10.1007/s10899-008-9088-6.
- Langham, E., Thorne, H., Browne, M., Donaldson, P., Rose, J. y Rockloff, M. (2016). Understanding gambling related harm: A proposed definition, conceptual framework, and taxonomy of harms. *BMC Public Health*, 16, 80. doi:10.1186/s12889-016-2747-0.
- Lesieur, H. R. y Blume, S. B. (1987). The South Oaks Gambling Screen (SOGS): A new instrument for the identification of Pathological gamblers. *American Journal of Psychiatry*, 144, 1184–1188. doi:10.1176/ajp.144.9.1184.
- López-González, H., Estévez, A. y Griffiths, M. D. (2018). Spanish validation of the Problem Gambling Severity Index: A confirmatory factor analysis with sports bettors. *Journal of Behavioral Addictions*, 7, 814–820. doi:10.1556/2006.7.2018.84.
- Lorains, F. K., Stout, J. C., Bradshaw, J. L., Dowling, N. A. y Enticott, P. G. (2014). Self-reported impulsivity and inhibitory control in problem gamblers. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 36, 144–157. doi:10.1080/13803395.2013.873773.
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavior research methods*, 38, 88-91.
- Lubman, D., Manning, V., Dowling, N., Rodda, S., Lee, S. J., Garde, E. L.,... Volberg, R. (2017). *Problem Gambling in People Seeking Treatment for Mental Illness*. Victorian Responsible Gambling Foundation.
- Manning, V., Dowling, N. A., Lee, S., Rodda, S., Garfield, J. B. B., Volberg, R.,... Lubman, D. I. (2017). Problem gambling and substance use in patients attending community mental health services. *Journal of Behavioral Addictions*, 6, 678–688. doi:10.1556/2006.6.2017.077.
- Muñiz, J., Elosua, P. y Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25, 151–157. doi:10.7334/psicothema2013.24.
- Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones (2020). *Adicciones comportamentales. Juego con dinero, uso de videojuegos y uso compulsivo de internet en las encuestas de drogas y otras adicciones en España EDADES y ESTUDES*. Ministerio de Sanidad.
- Organización Mundial de la Salud (2019). *International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems* (11th ed.; ICD-11).
- Ortiz-Gutiérrez, S. y Cruz-Avelar, A. (2018). Translation and cross-cultural adaptation of health assessment tools. Proceso de traducción y adaptación cultural de instrumentos de medición en salud. *Actas dermo-sifiliográficas*, 109, 202–206. doi:10.1016/j.ad.2017.09.012.
- Parhami, I., Mojtabai, R., Rosenthal, R. J., Afifi, T. O. y Fong, T. W. (2014). Gambling and the onset of comorbid mental disorders: A longitudinal study evaluating severity and specific symptoms. *Journal of Psychiatric Practice*, 20, 207–219. doi:10.1097/01.pra.0000450320.98988.7c.
- Pérez, E. J. P. (2010). Detección de adicciones comportamentales en adictos a sustancias en tratamiento. *Trastornos Adictivos*, 12, 13–18. doi:10.1016/s1575-0973(10)70005-2.
- Spunt, B., Lesieur, H., Liberty, H. J. y Hunt, D. (1996). Pathological gamblers in methadone treatment: A comparison between men and women. *Journal of Gambling Studies*, 12, 431–449. doi:10.1007/BF01539187.
- Steinkamp, J. M., Goldblatt, N., Borodovsky, J. T., LaVertu, A., Kronish, I. M., Marsch, L. A. y Schuman-Olivier, Z. (2019). Technological interventions for medication adherence in adult mental health and substance use disorders: A systematic review. *JMIR Mental Health*, 6, e12493. doi:10.2196/12493.
- Tiet, Q. Q., Finney, J. W. y Moos, R. H. (2008). Screening psychiatric patients for illicit drug use disorders and problems. *Clinical Psychology Review*, 28, 578–591. doi:10.1016/j.cpr.2007.08.002.
- Volberg, R. A. y Williams, R. J. (2011). Developing a brief problem gambling screen using clinically validated samples of at-risk, problem and pathological gamblers. Recuperado de <https://www.uleth.ca/dspace/handle/10133/2561>.

Williams, R. J. y Volberg, R. A. (2010). *Best practices in the population assessment of problem gambling. Guelph: Ontario Problem Gambling Research Centre*. Recuperado de https://www.researchgate.net/publication/228420596_Best_Practices_in_the_Population_Assessment_of_Problem_Gambling.

Zhang, Z., Friedmann, P. D. y Gerstein, D. R. (2003). Does retention matter? Treatment duration and improvement in drug use. *Addiction*, 98, 673–684. doi:10.1046/j.1360-0443.2003.00354.x.

Anexo 1. Versión en castellano del Brief Problem Gambling Screen

Test	Preguntas	Sí	No
PPGM10	En los últimos 12 meses, ¿Dirías que has estado preocupado por el juego o las apuestas?		
CPGI3	En los últimos 12 meses, ¿Has necesitado apostar crecientes cantidades de dinero para obtener el mismo grado de emoción?		
SOGS4	En los últimos 12 meses, ¿Has apostado durante más tiempo, mayor cantidad de dinero o con mayor frecuencia de lo que pretendías inicialmente?		
PPGM8C	En los últimos 12 meses, ¿Has hecho intentos de reducir, controlar o detener las apuestas?		
CPGI5	En los últimos 12 meses, ¿Has pedido prestado dinero o vendido algo para obtener más dinero para jugar o apostar?		

