

UNIVERSIDAD DE OVIEDO
FACULTAD DE PSICOLOGÍA



Universidad de Oviedo
Universidá d'Uviéu
University of Oviedo

GRADO EN PSICOLOGÍA
curso 2022-2023

***EL JUEGO PATOLÓGICO EN JÓVENES: UN ENFOQUE DESDE LA TERAPIA
DE ACEPTACIÓN Y COMPROMISO (ACT)***

*Pathological gambling in youth: an Acceptance and Commitment Therapy (ACT)
approach*

Trabajo empírico

NIDIA MAGNI DACAL

Oviedo, julio 2023

Resumen

Introducción. Los jóvenes son la población que presenta mayor riesgo de padecer juego patológico. En esta investigación se analizó esta problemática desde el modelo de inflexibilidad psicológica propuesto por la Terapia de Aceptación y Compromiso (ACT). **Método.** Se utilizó una muestra de 101 participantes ($n=101$) con edad media de 22,1. Se pasaron cuestionarios del juego (SOGS y PGSI) y relacionados con la inflexibilidad psicológica (AAQ-II y UPPS-P). **Resultados.** El SOGS y PGSI no mostraron variabilidad significativa y quedaron excluidos del estudio, aunque se pudo comprobar que el juego más frecuente es la lotería. Se realizó un análisis correlacional entre el AAQ-II y UPPS-P donde se obtuvo una $r=.354$ y un análisis inferencial que mostró que la inflexibilidad psicológica puede predecir un 35,4% la variabilidad de la impulsividad medida por el UPPS-P. **Conclusiones.** Aunque el 48,5% de la muestra informó haber participado en actividades de juego no se detectó nivel significativo de juego patológico. Se sugiere que esta falta de variabilidad se debe a la mayoría femenina en la muestra, el tamaño reducido, la pertenencia a una clase cultural alta y la propia negación del problema. Además, quedó demostrado que la variable transdiagnóstica de inflexibilidad psicológica explica la impulsividad.

Palabras clave: juego patológico, adultos jóvenes, inflexibilidad psicológica, impulsividad

Abstract

Background. Young people are the population with the highest risk of suffering from pathological gambling. In this research this problem was analyzed from the model of psychological inflexibility proposed by Acceptance and Commitment Therapy (ACT).

Method. A sample of 101 participants (n=101) with a mean age of 22.1 was used.

Game questionnaires (SOGS and PGSI) and questionnaires related to psychological inflexibility (AAQ-II and UPPS-P) were administered. **Results.** The SOGS and PGSI did not show significant variability and were excluded from the study, although it was found that the most frequent game was lottery. A correlational analysis was performed between the AAQ-II and UPPS-P where an $r=.354$ was obtained and an inferential

analysis showed that psychological inflexibility can predict 35.4% of the variability of impulsivity measured by the UPPS-P. **Conclusions.** Although 48.5% of the sample reported having participated in gambling activities no significant level of pathological gambling was detected. It is suggested that this lack of variability is due to the female majority in the sample, small sample size, belonging to a high cultural class and self-denial of the problem. In addition, it was demonstrated that the transdiagnostic variable of psychological inflexibility explains impulsivity.

Key words: pathological gambling, young adults, psychological inflexibility, impulsivity

Introducción

Los juegos de apuestas están muy normalizados y aceptados en la sociedad actual ya que tienen una función lúdica y en ocasiones de socialización. En estas situaciones se podría hablar de juego social o juego controlado en el que las personas juegan por diversión, apuestan de manera prudente y ocasional y establecen límites de duración de las apuestas (Echeburúa, 2016).

Sin embargo, para algunas personas el juego controlado se convierte en una conducta incontrolada. Hablamos entonces de juego patológico, gambling o ludopatía. En la última versión DSM 5 (APA, 2013), el juego patológico se encuadra dentro de las adicciones conductuales o adicciones sin sustancias (Chamberlain y Grant, 2019). El problema se define como el patrón persistente y recurrente de conducta de juego que conlleva una pérdida de control sobre el mismo y una persistencia pese a las consecuencias negativas (Álvarez, 2020; APA, 2013).

En España, en el año 2022, el 58,1% de las personas entre 15 y 64 años ha participado en juego de azar con dinero, siendo la lotería de manera presencial y las apuestas deportivas de manera online las más jugadas (EDADES, 2022). De este porcentaje se estima que entre un 0,1%-0,8% de la población adulta sufra algún trastorno asociado al juego y un 1,7% mostraría un trastorno del juego (Echeburúa, 2016; EDADES, 2022). La edad de inicio de estas apuestas suele ser alrededor de los 23 años (EDADES, 2022), coincidente con el inicio de la problemática de la ludopatía que sería en los primeros años de edad adulta (Blanco et al., 2015; Chamberlain et al., 2020).

La adolescencia/adulthood temprana es una etapa de desarrollo vital caracterizada por la vulnerabilidad ante las adicciones tanto con sustancia como comportamentales (Chambers et al., 2003). Actualmente, este periodo de vida se ve influenciado mayoritariamente por las nuevas tecnologías, por lo que el estilo de vida de las personas ha cambiado. Este cambio se ve plasmado en la evolución que ha tenido el juego patológico, en donde los jóvenes presentan cifras muy altas del gambling on-line. Se estima que en España un 18% de los jóvenes de entre 12 y 20 años, mayoritariamente hombres, ya ha jugado con dinero de manera online siendo casi la mitad de ellos jugadores habituales (Echeburúa, 2016). La forma más extendida entre la población joven son las conocidas "loot boxes" de los video juegos. Son cajas que se pagan con dinero real en donde te pueden aparecer de manera aleatoria distintos contenidos. De

hecho, aquellos jóvenes que empiezan comprando “loot boxes” es más probable que tengan problemas de gambling mucho más graves (Zendle et al., 2019)

El juego patológico se relaciona con la falta de control de impulsos o impulsividad (Ioannidis et al., 2019; Steward, 2017). La impulsividad parece ser un factor fundamental en el origen y persistencia del gambling (Lutri et al., 2018) y se define como aquellas respuestas rápidas no planificadas ante estímulos percibidos como gratificantes sin realizar un análisis de las consecuencias que puede acarrear esa reacción (Moeller et al., 2001; Blaszczynski y Nower, 2006). Un componente de la impulsividad es la urgencia negativa, entendida como la tendencia a actuar impulsivamente ante un estímulo o estado emocional negativo, como puede ser la autorreflexión o rumiación (Krause et al., 2018; Whiteside y Lynam, 2001). Las personas con una alta urgencia negativa tienen más probabilidades de buscar actividades placenteras, como puede ser el juego, para evitar esos estados emocionales, funcionando, así como una forma de evitación.

Un trastorno emocional muy conocido es la depresión que se encuentra altamente relacionada con la rumiación o autorreflexión negativa. Esto explica que haya tanta comorbilidad entre este trastorno y la ludopatía (Krause et al., 2018; Nilsson et al., 2020; Rizeanu, 2013).

Tal es la relación entre la impulsividad y juego patológico que inicialmente, cuando este último se clasificó como trastorno en el DSM-IV (APA, 1994) se categorizaba dentro del grupo de trastornos del control de los impulsos, un grupo de problemas psicológicos caracterizados por la urgencia y la impulsividad.

Distintos modelos psicológicos han intentado explicar la problemática tan compleja que engloba el juego patológico. Desde perspectivas neuropsicológicas, donde se entiende que la ludopatía no es más que un desajuste cerebral (Antons et al., 2020; Blaszczynski y Nower, 2006; Quintero, 2016); a perspectivas conductuales basadas en la teoría de aprendizaje de Skinner (1953) que explican el gambling desde el refuerzo positivo (ganancia económica, excitación) y desde el refuerzo negativo (reducir el malestar psicológico jugando) (Álvarez, 2020); y perspectivas cognitivas que explican el juego desde pensamientos irracionales y distorsiones cognitivas que hacen creer a la persona que tiene un total control sobre las máquinas y el juego (Emond y Marmurek, 2010; Labrador et al., 2020). Pero los modelos que mejor explican esta problemática

son: el modelo cognitivo-conductual de Raylu et al., (2016) y el modelo de vías del juego de Blaszczynski y Nower (2002).

El modelo cognitivo-conductual de Raylu et al. (2016) postula que, inicialmente el juego se mantiene por condicionamiento, tanto clásico (asociación del juego con estímulos de excitación) como operante (reforzadores positivos y negativos). Cuando pasa a haber un juego habitual comienzan a desarrollarse pensamientos distorsionados sobre el propio juego como, por ejemplo, los “casi errores”. Los jugadores cuando pierden no consideran que pierden, sino que “casi ganan” (Clark et al, 2009), lo que mantiene la excitación y por tanto la conducta. Los modelos cognitivo-conductuales defienden que existen tres variables cruciales para explicar esta conducta: estados psicológicos negativos (ansiedad, estrés, depresión...), afrontamiento de esos estados psicológicos por evitación y cogniciones del juego que predicen la misma conducta (Oei y Goh, 2014). Desde este modelo se afirma que los estados de depresión, ansiedad y estrés predicen de manera directa el juego (Raylu et al., 2016).

El modelo de Blaszczynski y Nower (2006) se trata de un modelo alternativo que explica la existencia de diferentes tipos de jugadores, cada uno influenciado por variables comunes y distintas. Aquellas comunes serían: el propio acceso al juego (factores ecológicos), el condicionamiento clásico e instrumental que aumentan la probabilidad de juego y su habituación y, como consecuencia la aparición sesgos cognitivos. Los diferentes subtipos de jugadores son los siguientes: jugadores problemáticos condicionados o jugadores sociales que son aquellos que presentan menor problemática inducida por el juego; jugadores vulnerables emocionalmente que se diferencian de los anteriores en que éstos presentan ansiedad y/o depresión antes de iniciarse en el juego; y jugadores con problemas antisociales e impulsividad. Con múltiples conductas desadaptativas graves (Hearn et al., 2021).

Durante la última década del siglo pasado surgieron las novedosas terapias de tercera generación o contextuales (Hayes, 2004), siendo la más famosa de ellas la Terapia de Aceptación y Compromiso (ACT). Esta terapia tiene su base en el contextualismo funcional, conductismo radical de Skinner y la Teoría de los Marcos Relacionales (TMR o RFT en inglés). Lejos de diagnosticar trastornos mentales y centrarse en síntomas, esta terapia propone la aceptación, la defusión cognitiva, la atención plena y los valores como mecanismo de cambio ante el sufrimiento psicológico (Christodoulou et al., 2019; Hayes, 2004). Por lo tanto, el juego patológico no se

consideraría a una enfermedad que haya que eliminar o reducir. Lo que se pretende es que la persona conviva con los pensamientos y emociones que desencadenan el juego, pero guiando su vida hacia sus propios valores (Obando y Parrado, 2015).

El sufrimiento psicológico surge de la inflexibilidad psicológica o “Inflexahex” (Hayes et al., 2006) de los individuos y se refiere al rechazo de las vivencias internas aversivas y a la consecuente implicación en conductas para evitar esas experiencias (Hayes et al., 1996). Se compone de seis factores diferentes: evitación experiencial, fusión cognitiva, apego al yo conceptualizado, inacción, falta de clarificación de valores y dominio del pasado conceptualizado y futuro temido. Estos componentes son desadaptativos para la persona, por lo tanto, es crucial trabajar con ellos para promover la flexibilidad psicológica. De esta manera, se consigue que el paciente sea capaz de adaptarse y enfrentarse a estímulos dañinos. La flexibilidad psicológica o “Hexaflex” se compone de los siguientes factores: aceptación, defusión cognitiva, contacto con el momento presente, el yo como contexto, valores y acción comprometida (Dixon et al., 2016; Christodoulou et al., 2019). El objetivo final de ACT es la flexibilidad psicológica, que en última instancia conduce al resultado de un cambio de conducta dirigida a valores (Dixon et al., 2016; Nastally y Dixon, 2012).

Aquellos estímulos verbales, ya sean pensamientos o emociones dolorosas, que el ludópata quiere evitar, lo hace a través del juego. La defusión trata de crear contextos nuevos para esos pensamientos (Hayes, 2006) a fin de dismantelar los sesgos cognitivos, como la ilusión del control y la falacia del jugador (Nastally y Dixon, 2012). Además, se ha demostrado que trabajar la defusión corrige esas reglas verbales que los jugadores se autoimponen (“si selecciono la máquina amarilla me dará más dinero”) (Belisle et al., 2019). Desde el yo como contexto y contacto con el momento presente, se anima al sujeto a centrarse estímulos presentes alejándose de las etiquetas de “ludópata”, “adicto”. La idea es que el gambling puede mantenerse por una preocupación excesiva sobre el pasado (“cuantas deudas tengo”) y sobre el futuro (“seguro que a la próxima gano”). Se consigue así que el sujeto vea que evitar ese malestar psicológico jugando, lo único que genera es mayor malestar (Hayes, 2006; Obando y Parrado, 2015). Para ello, se propone que el sujeto trabaje en valores, en aquello que quiere conseguir que, por culpa del juego no está pudiendo alcanzar (pasar más tiempo con los hijos, sacar una carrera universitaria...). Esto se consigue a través del uso de metáforas que muestran al cliente lo vinculado que está al juego y como ello

le hace perder la realidad (Obando y Parrado, 2015). Trabajando desde el modelo de inflexibilidad psicológica se ha conseguido reducir también la impulsividad (Morrison et al., 2019) característica del juego patológico.

Objetivo

Son pocos los estudios que han trabajado el juego patológico desde el modelo transdiagnóstico de inflexibilidad psicológica pese a las evidencias que hay sobre esta relación (Belisle et al., 2019; Dixon et al., 2016; Nastally y Dixon, 2012). Es por ello que, el objetivo de este trabajo ha sido analizar la posible relación existente entre el juego en jóvenes de 18 a 25 años y el modelo de inflexibilidad psicológica propuesto ACT.

Se presentan por tanto tres diferentes hipótesis a comprobar en el presente estudio:

1. Hipótesis 1: en la muestra se podrá observar un nivel medio de juego.
2. Hipótesis 2: las puntuaciones del cuestionario AAQ-II y UPPS-P estarán correlacionadas, ya que se considera que la inflexibilidad psicológica es una variable transdiagnóstica que puede mediar la impulsividad.
3. Hipótesis 3: existirá una correlación positiva entre el gambling y la inflexibilidad psicológica.

Método

Participantes

El total de la muestra estuvo formado un total de 101 participantes, en su mayoría estudiantes. De este total, 83 (82,2%) fueron mujeres y 18 (17,8%) fueron hombres. Todos se encuentran en el rango de edad de 18 a 25 años, con una media de edad de 22,1 años. En relación al nivel de estudios, la gran mayoría, 49 (48,5%), se encuentran realizando un grado universitario. De seguido, formación profesional de grado superior 27 (26,7%), cursando un máster o posgrado 18 (17,8%), cursando bachillerato 4 (4%), formación profesional de grado medio 2 (2%) y finalmente 1 (1%) ha realizado la ESO. De todos aquellos estudiantes, 58 (57,4%) tan solo estudiaban y 23 (22,8%) compaginaban el estudio con trabajo. Del resto que no estudiaba, trabajaban 15 (14,9%), buscaban trabajo 4 (4%) y no buscaban trabajo 1 (1%). Finalmente, 58 (57,8%) había recibido tratamiento psicológico a lo largo de su vida, mientras que 43 (42,6%) no había recibido ningún tipo de tratamiento.

Instrumentos

Por un lado, dentro de los relacionados con el juego patológico se encuentran el *South Oaks Gambling Screen* (SOGS) y el *Problem Gambling Severity Index* (PGSI).

El *South Oaks Gambling Screen* (Lesieur y Blume, 1987) o *Cuestionario de Juego Patológico de South Oaks* (adaptación española de Echeburúa et al., 1994) es un cuestionario de autoinforme de 20 ítems que analiza el tipo de juego de cada individuo y cuestiones financieras relacionadas con el mismo. El formato de respuesta es principalmente dicotómico de “sí/no” aunque también tiene algún ítem en escala Likert. En la hoja de corrección que incluye el propio cuestionario, se proporcionan unas instrucciones de corrección que serían las siguientes: 0 indicaría que la persona no tiene problemas con el juego; 1-2 indicaría que la persona tiene algún problema con el juego; 3-4 indicaría que la persona es un jugador con problemas; y un 5 más indicaría un jugador patológico probable. (Nowak, 2017)

Se trata de cuestionario altamente validado en la población española ($\alpha = .94$) ya que las diferencias en las puntuaciones entre los jugadores patológicos y población normal son muy notables (Echeburúa et al., 1994; Esparza-Reig et al., 2021). En el presente estudio se obtuvo un $\alpha = .518$

El *Problem Gambling Severity Index* (Ferris y Wynne, 2001; versión española de López-González et al., 2018) se trata de un índice de gravedad extraído del instrumento *Canadian Problem Gambling Index* (CPGI; Ferris y Wynne, 2001). Está compuesto por 9 ítems en escala Likert (0=nunca/3=casi siempre) que sirven para evaluar tanto los comportamientos problemáticos como las consecuencias que éstos acarrear (Holtgraves, 2009a). Este índice establece que aquellas puntuaciones de 0 serían jugadores sin problemas, puntuaciones de 1 a 2 indicaría jugadores de bajo riesgo, del 3 al 7 jugadores con riesgo moderado y más de una puntuación de 8 serían jugadores de alto riesgo (Echeburúa, 2016; Ferris y Wynne, 2001)

El PGSI se trata de un instrumento altamente validado tanto en su versión original con una fiabilidad de 0,84, como en la versión española con una fiabilidad incluso mayor de 0,97 (López-González, 2018). La fiabilidad que se obtuvo en esta investigación fue de $\alpha = 0,228$

Por otro lado, están los cuestionarios relacionados con flexibilidad/inflexibilidad psicológica e impulsividad, siendo éstos el Acceptance and Action Questionnaire – II (AAQ-II) y el UPPS-P.

El *Acceptance and Action Questionnaire – II* (Bond et al., 2011; versión adaptada al español de Ruíz y Luciano, 2009) es una escala autoaplicable que mide la evitación experiencial o inflexibilidad y la flexibilidad psicológica. Consta de 10 ítems que se miden a través de una escala Likert que va desde el 1, siendo éste “nunca es verdad” al 7, siendo éste “siempre es verdad”.

La versión española está altamente validada ya que se han obtenido resultados que han demostrado una buena consistencia interna ($\alpha=0.86$), validez de constructo, validez discriminante (tanto en población normal como en población clínica) y validez externa (Patrón, 2010). Estos resultados son muy similares a los que encontraron Bond et al. (2011) en la versión inglesa. La interpretación de este cuestionario es sencilla y es que, a mayor puntuación mayor evitación experiencial y por tanto mayor inflexibilidad psicológica. Los resultados de consistencia interna de esta escala fueron de un alfa de Cronbach de 0,861.

La *UPPS-P versión reducida de 20 ítems* (Lynam, 2013; versión adaptada al español por Cándido et al., 2012) se trata de una escala de 20 ítems de tipo Likert que van desde el 1, siendo éste “totalmente de acuerdo” hasta el 4, siendo éste “totalmente en desacuerdo. Estos 20 ítems se dividen en cinco rasgos de cuatro ítems cada uno: urgencia negativa, falta de premeditación, falta de perseverancia, búsqueda de sensaciones y urgencia positiva. En los rasgos de urgencia (positiva y negativa) y búsqueda de sensaciones la puntuación se invierte, pudiendo corregir todo el cuestionario de la misma manera: a mayor puntuación mayor impulsividad (Pedrero et al., 2022). Este instrumento presentó una consistencia interna de $\alpha= .843$.

La versión reducida en español tiene buenos índices de fiabilidad, además la validez externa queda apoyada debido a la asociación que se realizó con una escala de evaluación de estrategias de regulación emocional (Cándido et al., 2012). Además, se trata de la escala más adecuada para comprender el papel que desempeña la impulsividad en el trastorno del juego (Canale et al., 2017).

Procedimiento

Para llevar a cabo esta investigación se diseñó un Google forms que se dividió en tres apartados: datos sociodemográficos, datos del juego y cuestiones psicológicas. En el apartado de datos sociodemográficos se preguntaron cuestiones básicas como la edad, el sexo, el nivel de estudios y situación de ocupación actual (trabajador y/o estudiante) y si alguna vez habían recibido tratamiento psicológico. En el segundo y tercer apartado se incluyeron los cuestionarios ya explicados en el apartado de instrumentos. En cuando a los datos del juego se incluyeron: el SOGS y el PGSI; y en lo referente a las cuestiones psicológicas el UPPS-P y el AAQ-II.

Este formulario se distribuyó a través de redes sociales: WhatsApp, Instagram y Twitter. Se solicitaba que por favor fuesen tan amables de cumplimentar el cuestionario y difundirlo con demás gente.

El periodo de difusión de este cuestionario fue de aproximadamente un mes y medio, donde a medida que iban llegando respuestas nuevas se eliminaban aquellas que no cumplían los requisitos. Por ejemplo, en varias ocasiones hubo personas de más de 25 años que hicieron el cuestionario por lo que sus respuestas fueron eliminadas. Una vez terminado este periodo de difusión, se procedió a realizar el análisis de los datos en la base de datos de SPSS.

Análisis de datos

Para realizar el análisis de los datos de la muestra, se utilizó la base de datos de SPSS. El primer paso fue realizar un análisis de la consistencia interna de los cuestionarios pasados a la muestra, todos medidos con α de Cronbach. Dos de ellos, el PGSI y el SOGS, los relacionados con el juego, dieron un alfa muy bajo, mostrando una consistencia casi nula. Tras esto, se realizó un análisis estadístico descriptivo y de frecuencias para poder comprobar lo que ocurrió. Se observó que las puntuaciones en estas pruebas eran extremadamente bajas y no se pudo llevar a cabo el análisis correlacional de las mismas.

Los otros dos cuestionarios dieron un alfa de Cronbach bueno, por lo que además de un análisis estadístico descriptivo y de frecuencias se pudo realizar un análisis correlacional. Se pudo observar que tanto en sexo como en nivel de estudios la muestra se distribuye siguiendo la normalidad de acuerdo con la prueba de Kolmogorov-Smirnov, por lo que se emplearon pruebas paramétricas. En lo que

respecta a la edad, no se sigue la normalidad, por lo que en este caso se emplearon pruebas no paramétricas. Para analizar las diferencias en cuanto al sexo se utilizó una prueba T de muestras independientes, para el nivel de estudios un ANOVA de un factor y para la edad se utilizó la Rho de Spearman. Finalmente, para correlacionar los cuestionarios AAQ-II y UPPS-P se utilizó la correlación de Pearson.

El nivel de significación que se estableció para todo el estudio fue de $p < .05$.

Resultados

Análisis descriptivos sociodemográficos

La muestra de esta investigación se compuso de un total de 101 sujetos ($n=101$) con una media de edad de 22,1 ($DE=1,952$), siendo la gran mayoría mujeres (un 82,2% frente a un 17,8% de hombres). En cuanto al nivel de estudios, inicialmente había 6 niveles distintos, pero se recodificó la variable debido al escaso número de sujetos que había en los tres primeros grupos. Los niveles ESO, bachillerato y formación profesional, tanto media como superior, se agruparon en “estudios medios”. Por lo tanto, en cuanto al nivel de estudios encontramos cuatro grupos: estudios medios, grado universitario y máster o postgrado. Los demás datos sociodemográficos son aquellos que se mencionaron en el apartado de “Muestra” y se pueden observar en la Tabla 1.

Tabla 1

Datos sociodemográficos de la muestra

Edad	Media=22,1 \pm 1,952	Rango= 18-25
	Frecuencia	Porcentaje (%)
Sexo		
Mujer	83	82,2
Hombre	18	17,8
Nivel de estudios		
Estudios medios	34	33,7
Grado universitario	49	48,5
Máster o postgrado	18	17,8

Situación laboral/académica		
	Estudiante	58
	Trabajador	15
	Estudiante y trabajador	23
	En busca de trabajo	4
	Ni estudia ni trabaja	1
¿Ha recibido tratamiento psicológico?		
	Sí	58
	No	43

Análisis descriptivo del SOGS y PGSI

En cuanto al análisis de ambos cuestionarios se llevó a cabo un exhaustivo análisis descriptivo. Se analizaron los ítems en conjunto y por separado, se llevaron a cabo sumatorios y se analizó individualmente cada ítem, pero no se encontró variabilidad. Las puntuaciones en el PGSI y SOGS fueron muy bajas, además ambos cuestionarios tienen un alfa de Cronbach de .022 y .0528. Por lo tanto, ambas pruebas quedaron excluidos del estudio.

Lo único que se pudo analizar fueron los tres primeros ítems del SOGS. Estas tres primeras preguntas no se evalúan, pero sirven para conocer la tipología de juego de la muestra. Como se puede observar en la Tabla 2, el tipo de juego que más gente practica es la lotería, un 42,6% lo practica menos de una vez por semana. Seguidamente encontramos el bingo donde un 39,6% lo juega menos de una vez por semana y un 2% lo juega una vez por semana o más. Con puntuaciones muy similares tenemos: jugar a las cartas con dinero de por medio y practicar cualquier deporte o poner a prueba cualquier habilidad por una apuesta, ambas con un 15,8%; y jugar en el casino con un 14,9% (todas menos de una vez por semana). Los demás tipos de juego (apostar en las carreras de caballos, apostar en el frontón o deportes rurales, especular en la bolsa de valores y jugar en las máquinas tragaperras) han obtenido una puntuación de un 5% o menor en “menos de una vez por semana”.

Tabla 2*Frecuencia y tipo de juego*

	Frecuencia	Porcentaje (%)
Jugar a las cartas con dinero de por medio		
Nunca	85	84,2
Menos de una vez por semana	16	15,8
Una vez por semana o más	0	0
Apostar en las carreras de caballos		
Nunca	100	100
Menos de una vez por semana	0	0
Una vez por semana o más	0	0
Apostar en el frontón o deportes rurales		
Nunca	100	99
Menos de una vez por semana	1	1
Una vez por semana o más	0	0
Jugar a la lotería, a la quiniela, a la primitiva		
Nunca	58	57,4
Menos de una vez por semana	43	42,6
Una vez por semana o más	0	0
Jugar en el casino		
Nunca	86	85,1
Menos de una vez por semana	15	14,9
Una vez por semana o más	0	0
Jugar al bingo		
Nunca	60	59,4
Menos de una vez por semana	39	39,6
Una vez por semana o más	2	2
Especular en la bolsa de valores		
Nunca	96	95
Menos de una vez por semana	5	5
Una vez por semana o más	0	0
Jugar en las máquinas tragaperras		
Nunca	97	96
Menos de una vez por semana	4	4
Una vez por semana o más	0	0
Practicar cualquier deporte o poner a prueba cualquier habilidad por una apuesta		
Nunca	85	84,2
Menos de una vez por semana	16	15,8
Una vez por semana o más	0	0

Tal como se puede apreciar en la Tabla 3, aproximadamente la mitad de la muestra, un 51,5%, nunca ha jugado con dinero de por medio. Esto quiere decir que el 48,5% sí que ha apostado dinero. Este porcentaje se desglosa en cuatro secciones que especifican la mayor cantidad de dinero gastada en un día: un 24,8% que ha gastado es menos de 6€; un 17,8% que ha gastado entre 6€ y 30€; un 5% que ha gastado entre 30€ y 60€; y un 2% que ha gastado entre 60€ y 300€.

Tabla 3

Máximo dinero gastado en apuestas

	Frecuencia	Porcentaje
Nunca he jugado dinero	52	51,5
Menos de 6€	25	24,
Entre 6€ y 30€	18	17,8
Entre 30€ y 60€	5	5
Entre 60€ y 300€	0	0

Finalmente, el último ítem que se ha analizado es el de las personas allegadas con problemas de gambling. La mayoría de las personas, un 67,3%, no tiene personas cercanas con problemas de juego, pero dentro de aquellas que sí tienen alguien el que presenta mayores cifras es un amigo con un 14,8%. Seguidamente tenemos otro familiar con un 7,9%, el padre con un 5%, un abuelo con un 4% y por último el cónyuge o pareja con un 1% (tabla 4)

Tabla 4

Gente cercana con problemas de juego

	Frecuencia	Porcentaje
Mi cónyuge o pareja	1	1
Mi padre	5	5
Nadie	68	67,3
Otro familiar	8	7,9
Un amigo	15	14,8
Un abuelo	4	4

Análisis descriptivo AAQ-II y UPPS-P

En lo que respecta a los cuestionarios que evalúan los aspectos psicológicos, los resultados pueden observarse en la tabla 5. La media obtenida en el instrumento AAQ-II fue de 40,851 (DE= 10,887) y en el UPPS-P de 43,802 (DE=8,725).

Tabla 5

Estadísticos descriptivos AAQ-II y UPPS-P

	N	Mínimo	Máximo	Media	D.E.	α
AAQ-II (escala 1-7)	101	15	63	40,851	10,887	.861
UPPS-P (escala 1-4)	101	67	23	43,802	8,725	.843

En la escala AAQ-II, se obtuvieron unas puntuaciones de media muy similares en todos los ítems. En todas las preguntas hay un máximo de puntuación de 7, con un mínimo de 1 menos en el ítem “tengo el control de mi vida”, cuya mínima puntuación fue un 2. La media en todos los ítems gira en torno al 4 siendo el ítem “no hay ningún problema si recuerdo algo desagradable” el que tiene una mayor puntuación (M=4,58; DE=1,538). Aquellos con una menor puntuación serían el ítem “mis experiencias y recuerdos dolorosos hacen que me sea difícil vivir la vida que querría” (M=3,54; DE=1,724) y “me preocupa no ser capaz de controlar mis preocupaciones y sentimientos” (M=3,36; DE=1,831) (Tabla 6)

Tabla 6

Análisis descriptivo de los ítems de AAQ-II

	Mínimo	Máximo	Media	D.E.
No hay ningún problema si recuerdo algo desagradable.	1	7	4,58	1,538
Mis experiencias y recuerdos dolorosos hacen que me sea difícil vivir la vida que querría	1	7	3,54	1,724
Tengo miedo de mis sentimientos.	1	7	3,89	1,583
Me preocupa no ser capaz de controlar mis preocupaciones y sentimientos.	1	7	3,36	1,831
Mis recuerdos dolorosos me impiden llevar una vida plena.	1	7	4,32	1,714

Tengo el control de mi vida	2	7	4,39	1,581
Mis emociones interfieren en cómo me gustaría que fuera mi vida.	1	7	3,62	1,496
Parece que la mayoría de la gente lleva su vida mejor que yo.	1	7	4,44	1,694
Mis preocupaciones interfieren en el camino de lo que quiero conseguir.	1	7	4,31	1,554
Mis pensamientos y sentimientos no interfieren en el camino que quiero llevar en mi vida.	1	7	4,41	1,582

En lo que concierne al cuestionario de impulsividad UPPS-P todos los ítems tuvieron como mínimo de puntuación un 1 y como máximo un 4, excepto el ítem “cuando estoy irritado suelo actuar sin pensar” que tuvo un máximo de 3. La media de todos estuvo en torno al 2, siendo el ítem con más media “Cuando estoy muy feliz, veo bien sucumbir a mis deseos o darme algún capricho de más” (M=2,97; DE=0,714) y el menor “cuando estoy irritado suelo actuar sin pensar” (M=1,50; DE=0,594) (tabla 7).

También, en la tabla 8, se dividió y se analizó por sus respectivas subescalas siendo éstas: urgencia (positiva y negativa; en la que se puede obtener una puntuación máxima de 28), búsqueda de sensaciones (en donde se puede obtener un máximo de 20 puntos), falta de premeditación (con una puntuación alcanzable de máximo 20) y falta de perseverancia (puntuación máxima alcanzable de 12). Los datos obtenidos reflejan que la escala con mayor media de puntuación es la de “urgencia” (M=17,00; DE=4,31), seguida de la subescala “búsqueda de sensaciones” (M=11,35; DE=3,33), posteriormente la subescala “falta de premeditación” (M=8,85; DE=2,52) y finalmente la subescala de “falta de perseverancia” (M= 6,59; DE= 2,50).

Tabla 7

Análisis descriptivo de los ítems de UPPS-P

	Mínimo	Máximo	Media	D.E.
Normalmente pienso cuidadosamente antes de hacer cualquier cosa	1	4	1,77	,747

Cuando estoy realmente animado, no suelo pensar en las consecuencias de mis acciones	1	4	2,49	,879
A veces me gusta hacer cosas que dan un poco de miedo	1	4	2,44	,984
Cuando estoy irritado suelo actuar sin pensar	1	3	1,50	,594
En general me gusta asegurarme de llevar las cosas a buen término	1	4	2,26	1,026
Mi manera de pensar es normalmente meticulosa y centrada	1	4	1,85	,841
En el acaloramiento de una discusión, con frecuencia digo cosas de las que luego me arrepiento	1	4	1,61	,692
Termino lo que empiezo	1	4	2,28	,929
Disfruto mucho corriendo riesgos.	1	4	2,11	,904
Cuando estoy rebosante de alegría, siento que no puedo evitar “tirar la casa por la ventana”	1	4	2,29	,952
Casi siempre termino los proyectos que empiezo	1	4	2,18	,899
Con frecuencia empeoro las cosas porque actúo sin pensar cuando estoy irritado	1	4	2,55	,954
Normalmente tomo mis decisiones mediante un cuidadoso razonamiento	1	4	1,82	,780
Generalmente busco experiencias y sensaciones nuevas y excitantes	1	4	2,13	,902
Cuando estoy realmente contento por algo, tiendo a hacer cosas que pueden tener malas consecuencias	1	4	2,15	,792
Soy una persona que siempre deja el trabajo hecho	1	4	2,72	,939
Cuando me siento rechazado, frecuentemente digo cosas de las que luego me arrepiento	1	4	2,60	,981

Me gustan experiencias y sensaciones nuevas y excitantes, aunque causen un poco de miedo y sean poco convencionales	1	4	1,90	,866
Antes de implicarme en una nueva situación me gusta informarme sobre qué puedo esperar de ella	1	4	2,19	,913
Cuando estoy muy feliz, veo bien sucumbir a mis deseos o darme algún capricho de más	1	4	2,97	,714

Tabla 8

Subescalas de la UPPS-P

	Media	D.E.
Urgencia	17,00	4,31
Búsqueda de sensaciones	11,36	3,33
Falta de premeditación	8,85	2,52
Falta de perseverancia	6,59	2,50

A la hora de analizar los resultados por sexo en ambos cuestionarios se llevó a cabo una prueba T de muestras independientes para hacer una comparación de medias (tabla 9). Al obtener un valor mayor de $p < 0,05$ en la prueba de Levene, concretamente $p = 0,701$ en el AAQ-II y $p = 0,857$ en el UPPS, y no ser estadísticamente significativo, se asume que las varianzas son iguales.

Tabla 9

Prueba T de muestras independientes por sexos (AAQ-II y UPPS-P)

	Media	DE	Prueba de Levene	Sig.
AAQ			,148	,701
Mujer	41,457	10,688		
Hombre	38,055	11,664		
UPPS-P			,032	,857
Mujer	43,698	8,662		
Hombre	44,277	9,253		

En lo que respecta a los estudios, se llevó a cabo una prueba de ANOVA de un factor y la prueba post-hoc de Bonferroni para hacer una comparación de medias. Se obtuvo una F de 0,721 en el AAQ-II y de 1,924 en el UPPS-P. En ninguno de los dos

cuestionarios se obtuvieron datos estadísticamente significativos, con una sig. de 0,489 en el AAQ-II y de 0,152 en el UPPS-P (tabla 10). Para todas las variables de estudio en ambos cuestionarios, no se obtuvieron diferencias estadísticamente significativas en la prueba de Bonferroni.

Tabla 10

ANOVA de un factor por estudios (AAQ-II y UPPS-P)

	Media	DE	F	Sig.
AAQ-II			,721	,489
Estudios medios	41,088	10,663		
Grado universitario	41,693	10,702		
Máster o postgrado	38,111	11,955		
Total	40,851	10,887		
UPPS-P			1,924	,152
Estudios medios	45,882	8,827		
Grado universitario	43,346	9,182		
Máster o postgrado	41,111	6,452		
Total	43,802	8,725		

Finalmente, en lo que respecta a la edad no se sigue una distribución normal por lo que se llevó a cabo la prueba de correlación Rho de Spearman. Se obtuvo un coeficiente de -0,104 en el AAQ-II y de 0,085 en el UPPS con una significación de 0,302 y 0,399 respectivamente. Por lo tanto, no se encontraron diferencias estadísticamente significativas (tabla 11).

Tabla 11

Prueba Rho de Spearman por edad (AAQ-II y UPPS-P)

Edad	Coefficiente de correlación	Sig.
AAQ-II	-,104	,302
UPPS-P	,085	,399

Relación entre el AAQ-II y el UPPS-P

Inicialmente se realiza un análisis correlacional de ambos cuestionarios. Al seguir la normalidad, se lleva a cabo una correlación de Pearson. Esta correlación es significativa ($\text{sig.} = <,001$) con una puntuación de $r = 0,354$ (tabla 12).

Tabla 12

Correlación entre el AAQ-II y la UPPS-P

Correlación de Pearson	AAQ-II	Sig.
UPPS-P	,354	<,001

Posterior a este análisis, se llevó a cabo un análisis inferencial para analizar en qué medida la inflexibilidad psicológica, medida en el AAQ-II, puede predecir la impulsividad en el UPPS-P. Los resultados obtenidos muestran que la inflexibilidad psicológica puede predecir un 35,4% la variabilidad del UPPS-P siendo éste significativo ($p <,001$).

Tabla 13

Regresión lineal AAQ-II y UPPS-P

UPPS-P	Coefficientes estandarizados Beta	Sig.
AAQ-II	,354	<,001

Discusión

Para la realización de este TFG se plantearon inicialmente tres hipótesis, siendo éstas que en la muestra iba a haber un nivel de juego medio (hipótesis 1), que la inflexibilidad psicológica y la impulsividad debían estar relacionadas (hipótesis 2) y que, por tanto, algún tipo de relación debíamos encontrar entre la inflexibilidad psicológica y el gambling (hipótesis 3).

Con relación a la primera y tercera hipótesis se encontraron fallos metodológicos importantes dado que los dos cuestionarios que medían el juego (SOGS y PGSI) tuvieron que quedar invalidados. Esto se debió a la falta de variabilidad en la muestra del juego y a que se obtuvo un alfa de Cronbach muy por debajo de lo aceptable ($\alpha = 0,228$ en el PGSI; $\alpha = 0,518$ en el SOGS) (Gok y Alkar, 2020) Por lo tanto, de ninguna manera estas hipótesis pudieron ser comprobadas. Estos hallazgos resultaron sorprendentes debido a que la mayoría de la literatura previa muestra que ambos

cuestionarios son muy útiles y fiables (Koivula et al., 2022; Turner et al., 2018). Se descarta por tanto que el problema sea de los instrumentos elegidos y se plantea que el problema es de la muestra seleccionada, debido a que no ha aparecido nivel de juego. Este hecho puede deberse a múltiples factores como el hecho de que la gran parte de la muestra es femenina con un nivel cultural alto. Cabe la posibilidad también se que los participantes falseasen los datos, no de manera voluntaria, sino por una negación del propio problema (todos estos factores están desarrollados en el apartado de limitaciones).

A pesar de ello, fue posible examinar una serie de ítems del SOGS que mostraron una discrepancia con esta información, revelando que el 48,5% de la muestra ha participado en actividades de juego con dinero en algún momento. Esta cifra resulta algo diferente de la proporcionada por la encuesta EDADES en 2022, donde un 58,1% de las personas entre 15 y 64 años alguna vez han apostado dinero en juego de azar. De manera similar se han encontrado datos relacionados con las loot boxes y las apuestas online en el estudio de Li et al. (2019). En este estudio casi la mitad de la muestra, un 44,2%, gastó dinero en loot boxes.

Resulta algo extraño que de ese 48,5% ningún participante dé puntuaciones significativas en los cuestionarios del gambling y más teniendo en cuenta que es población joven. En estudios previos con una muestra similar en cuanto al rango de edad, se ha encontrado que el 5,6% de los jóvenes tenía un nivel de gambling moderado-severo y un 19,5% un nivel de juego con daño intermedio que se reducía con el tiempo (Chamberlain et al., 2020). Es por ello que se esperaba que en esta investigación apareciese nivel de juego. Sin embargo, cabría resaltar que en la muestra de este TFG el 82,2% fueron mujeres y tan solo el 17,8% fueron hombres. En investigaciones anteriores donde se ha comprobado que existe nivel de gambling, la mayor parte de la muestra, siempre más de un 60%, fueron hombres (Canale et al., 2016; Chamberlain et al., 2020; López-González et al., 2018). Está demostrado que los hombres tienen más probabilidades de presentar nivel de juego frente a las mujeres (Calado y Griffiths, 2016; Toneatto y Brennan, 2002). Por esto mismo, se plantea que una de las razones por las que en esta investigación no ha aparecido nivel de juego es porque la muestra es primordialmente femenina.

Dentro de esta población que sí ha apostado dinero en juegos de azar, el tipo de juego más frecuente es la lotería y de seguido el bingo. Estos resultados coinciden con

la investigación realizada por Holtgraves (2009), quien llevó a cabo un análisis factorial de múltiples cuestionarios que evalúan el juego, incluyendo el PGSI. El análisis reveló la presencia de dos factores distintos. El primer factor abarcaba el juego en línea, las apuestas deportivas y las carreras de caballos, mientras que el segundo factor se asociaba con las loterías, las rifas y el bingo. Los participantes del factor uno eran principalmente hombres y los participantes del factor dos mujeres. Esto concuerda con los resultados obtenidos en esta investigación donde la muestra es principalmente femenina y el tipo de juego de azar más jugado es la lotería seguida del bingo. Además, Holtgraves (2009) demostró que en el factor dos compuesto por mujeres existía una menor problemática de gambling, lo que concuerda con los datos obtenidos en este TFG.

Se considera que tener amigos o familiares cercanos con problemas de gambling es un factor de riesgo para tener la misma problemática. Dicho dato que avala el hecho de que la muestra no haya dado nivel de juego es que la mayoría, un 67,3%, no tiene a nadie cercano que tenga o haya tenido problemas de ludopatía.

En lo referente al análisis del AAQ-II y UPPS-P, se llevó a cabo una comparación de medias en cuanto a la variable sexo (prueba T de muestras independientes), nivel de estudios (ANOVA de un factor) y edad (Rho de Spearman) en ambos cuestionarios. En ninguna de las pruebas se obtuvieron datos estadísticamente significativos para ningún instrumento, lo que significa que la muestra puede considerarse bastante homogénea. Es decir, la muestra tanto en edad, nivel de estudios y género dio puntuaciones muy similares en ambos cuestionarios. Esto implica que, aunque pueda haber diferencias entre los grupos, estas diferencias son mínimas o insignificantes en términos estadísticos.

A la hora de confirmar la segunda hipótesis, se ha encontrado una relación entre el AAQ-II y el UPPS-P. La inflexibilidad psicológica se refiere a un patrón inflexible de regulación del comportamiento en el cual la persona trata de evitar o escapar de forma persistente las experiencias internas que se perciben como desagradables (como pensamientos, recuerdos, emociones, sensaciones, etc.), incluso si ello implica actuar de una manera que entra en conflicto con los valores personales (Hayes et al., 2006). Esta variable es considerada una variable transdiagnóstica por múltiples autores (Faustino et al., 2023; Levin et al., 2014), es decir, es responsable del desarrollo de numerosos trastornos psicológicos y diversas problemáticas, siendo una de ellas la impulsividad

(Morrison et al., 2019). En esta investigación se ha visto la relación entre IP e impulsividad ($r=,354$; $p <,001$). Además, el análisis inferencial cuestionarios que reveló que la inflexibilidad psicológica tiene un poder predictivo significativo sobre la impulsividad, siendo capaz de explicar el 35,4% de la variabilidad en esta última variable. Por lo tanto, esta segunda hipótesis queda demostrada.

Limitaciones

El presente estudio muestra una serie de limitaciones que cabe destacar. Principalmente la muestra es muy reducida y además se cuenta con un porcentaje de varones muy escaso. Se propone que este hecho ha sesgado los datos obtenidos en los cuestionarios del juego (PGSI y SOGS), ya que la inmensa mayoría de la muestra ha estado compuesta por mujeres y éstas por normal general dan un nivel de juego mucho menor.

Otra limitación que se puede encontrar es que la manera de difundir los datos ha sido a través de amigos y redes sociales, donde la inmensa mayoría es de una clase cultural alta y se encuentra cursando o ha cursado un grado universitario. Esto ha afectado a la heterogeneidad de la muestra y también puede explicar por qué no se han evidenciado niveles de juego. Hay datos que demuestran que una menor conectividad social está asociada con una mayor probabilidad de gambling (Wang y Bellringer, 2022) y que pertenecer a una clase social baja también es un factor de riesgo (Economou et al., 2019; Rocheleau et al., 2020). Se entiende que, al tener una muestra mayoritariamente universitaria o con estudios superiores, pertenecen a una clase cultural alta, lo que puede ser una razón para que los cuestionarios del juego diesen valores tan bajos.

Además, los cuestionarios aplicados son instrumentos auto aplicados que en ocasiones pueden verse afectados por la propia percepción del sujeto. Concretamente, el juego patológico genera mucho estigma en la sociedad aparte de vergüenza por lo que mucha gente no busca ayuda o incluso deniega el problema no siendo consciente de las consecuencias negativas del mismo (Baxter et al., 2016; Shah et al., 2020). Este hecho ha podido afectar en lo que respecta a las puntuaciones en el SOGS y PGSI.

Finalmente, otro problema que se encontró en la investigación fue sobreestimar el nivel de juego que iba a dar la muestra. Para obtener unos resultados validos en el juego hubiese sido recomendable haber incluido una pregunta inicial en los cuestionarios para descartar aquellas personas que nunca han jugado. De esta manera,

existiría una mayor probabilidad de tener una muestra con un nivel de juego más alto y por lo tanto hubiese sido posible correlacionarlo con la inflexibilidad psicológica.

De cara a futuras investigaciones sobre gambling e inflexibilidad psicológica es importante tener en cuenta el sexo y que la mezcla sea lo más homogénea posible en este ámbito. Se deberá tener en cuenta también el rango de edad de la muestra. Al tratarse de una población joven, el gambling online y las loot boxes están más extendidas por lo que sería recomendable pasar cuestionarios que abarquen esta temática.

Conclusión

El estudio investigó tres hipótesis relacionadas con el juego y la inflexibilidad psicológica. Sin embargo, se encontraron fallos metodológicos en los cuestionarios de juego utilizados, lo que llevó a la invalidez de los mismos. Aunque se encontró que el 48,5% de la muestra había participado en actividades de juego, no se detectó ningún nivel significativo de juego problemático. Se sugiere que la falta de variabilidad en la muestra y el predominio de participantes femeninas pueden haber influido en estos resultados. Además, se señala que los cuestionarios utilizados para el gambling pueden verse afectados por el estigma y la vergüenza asociados a la ludopatía

Se encontró una correlación significativa entre la inflexibilidad psicológica y la impulsividad, respaldando la segunda hipótesis planteada. Parece que la inflexibilidad psicológica explica un 35,4% la variabilidad de la impulsividad. Sin embargo, no se encontraron diferencias significativas en las puntuaciones de inflexibilidad psicológica e impulsividad en función del sexo, nivel de estudios o edad

Referencias

- Álvarez, A. (2020). Revisión del Juego Patológico: modelos, déficits y tratamiento. *Revista española de drogodependencias*, 45(3), 8–26.
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4a ed.). American Psychiatric Press.
- American Psychiatric Association (APA) (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5a. ed, DSM-5).
- Antons, S., Brand, M., & Potenza, M. N. (2020). Neurobiology of cue-reactivity, craving, and inhibitory control in non-substance addictive behaviors. *Journal of the Neurological Sciences*, 415(116952), 116952.
<https://doi.org/10.1016/j.jns.2020.116952>
- Baxter, A., Salmon, C., Dufresne, K., Carasco-Lee, A., & Matheson, F. I. (2016). Gender differences in felt stigma and barriers to help-seeking for problem gambling. *Addictive Behaviors Reports*, 3, 1–8.
<https://doi.org/10.1016/j.abrep.2015.10.001>
- Belisle, J., Paliliunas, D., Dixon, M. R., & Speelman, R. C. (2019). Decreasing influence of arbitrarily applicable verbal relations of recreational gamblers: A randomized controlled trial. *Journal of Applied Behavior Analysis*, 52(1), 60–72.
<https://doi.org/10.1002/jaba.511>
- Blanco, C., Hanania, J., Petry, N. M., Wall, M. M., Wang, S., Jin, C. J., & Kendler, K. S. (2015). Towards a comprehensive developmental model of pathological gambling: Developmental model of pathological gambling. *Addiction* (Abingdon, England), 110(8), 1340–1351. <https://doi.org/10.1111/add.12946>

- Blaszczynski, A., & Nower, L. (2002). A pathways model of problem and pathological gambling: Pathways model of gambling. *Addiction (Abingdon, England)*, *97*(5), 487–499. <https://doi.org/10.1046/j.1360-0443.2002.00015>.
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., Waltz, T., & Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: a revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy*, *42*(4), 676–688. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.03.007>
- Calado, F., & Griffiths, M. D. (2016). Problem gambling worldwide: An update and systematic review of empirical research (2000-2015). *Journal of Behavioral Addictions*, *5*(4), 592–613. <https://doi.org/10.1556/2006.5.2016.073>
- Canale, N., Griffiths, M. D., Vieno, A., Siciliano, V., & Molinaro, S. (2016). Impact of Internet gambling on problem gambling among adolescents in Italy: Findings from a large-scale nationally representative survey. *Computers in Human Behavior*, *57*, 99–106. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.12.020>
- Cándido, A., Orduña, E., Perales, J. C., Verdejo-García, A., & Billieux, J. (2012). Validation of a short Spanish version of the UPPS-P impulsive behaviour scale. *Trastornos Adictivos*, *14*(3), 73–78. [https://doi.org/10.1016/s1575-0973\(12\)70048-x0](https://doi.org/10.1016/s1575-0973(12)70048-x0)
- Chamberlain, S. R., & Grant, J. E. (2019). Relationship between quality of life in young adults and impulsivity/ compulsivity. *Psychiatric research*, *271*, 253–258.

- Chamberlain, S. R., Stochl, J., & Grant, J. E. (2020). Longitudinal subtypes of disordered gambling in young adults identified using mixed modeling. *Progress in Neuro-Psychopharmacology & Biological Psychiatry*, 97(109799), 109799. <https://doi.org/10.1016/j.pnpbp.2019.109799>
- Chambers, R. A., Taylor, J. R., & Potenza, M. N. (2003). Developmental neurocircuitry of motivation in adolescence: a critical period of addiction vulnerability. *The American Journal of Psychiatry*, 160(6), 1041–1052. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.160.6.1041>
- Christodoulou, A., Michaelides, M., & Karekla, M. (2019). Network analysis: A new psychometric approach to examine the underlying ACT model components. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 12, 285–289. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2018.10.002>
- Clark, L., Lawrence, A. J., Astley-Jones, F., & Gray, N. (2009). Gambling near-misses enhance motivation to gamble and recruit win-related brain circuitry. *Neuron*, 61(3), 481–490. <https://doi.org/10.1016/j.neuron.2008.12.031>
- Dixon, M. R., Wilson, A. N., & Habib, R. (2016). Neurological evidence of acceptance and commitment therapy effectiveness in college-age gamblers. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 5(2), 80–88. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2016.04.004>
- Echeburúa, E., Báez, C., Fernández-Montalvo, J., & Páez, D. (1994). Cuestionario de juego patológico de South Oaks (SOGS): validación española. *Análisis y Modificación de Conducta*, 20(74), 769–791.

- Echeburúa, O. E. (2016). *Abuso de Internet: ¿Antesala para la adicción al juego de azar online?* Pirámide.
- Economou, M., Souliotis, K., Malliori, M., Peppou, L. E., Kontoangelos, K., Lazaratou, H., Anagnostopoulos, D., Golna, C., Dimitriadis, G., Papadimitriou, G., & Papageorgiou, C. (2019). Problem gambling in Greece: Prevalence and risk factors during the financial crisis. *Journal of Gambling Studies*, 35(4), 1193–1210. <https://doi.org/10.1007/s10899-019-09843-2>
- Emond, M. S., & Marmurek, H. H. C. (2010). Gambling related cognitions mediate the association between thinking style and problem gambling severity. *Journal of Gambling Studies*, 26(2), 257–267. <https://doi.org/10.1007/s10899-009-9164-6>
- Esparza-Reig, J., Guillén-Riquelme, A., Martí-Vilar, M., & González-Sala, F. (2021). A reliability generalization meta-analysis of the South Oaks Gambling Screen (SOGS). *Psicothema*, 33(3), 490–499. <https://doi.org/10.7334/psicothema2020.449>
- Ferris, J., y Wynne, H. (2001). The Canadian Problem Gambling Index: Final report.
- Faustino, B., Vasco, A. B., Farinha-Fernandes, A., & Delgado, J. (2023). Psychological inflexibility as a transdiagnostic construct: relationships between cognitive fusion, psychological well-being and symptomatology. *Current Psychology (New Brunswick, N.J.)*, 42(8), 6056–6061. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-01943-w>
- Gok, B. G. & Yalcinkaya-Alka, O. (2020). Brief Fear of Negative Evaluation Scale-II and Brief Fear of Negative Evaluation Scale-Straightforward Items:

psychometric properties of the Turkish versions. *Dusunen Adam The Journal of Psychiatry and Neurological Sciences*.

<https://doi.org/10.14744/dajpns.2020.00109>

Hayes, S. C. (2004). Acceptance and commitment therapy, relational frame theory, and the third wave of behavioral and cognitive therapies. *Behavior Therapy*, 35(4), 639–665. [https://doi.org/10.1016/s0005-7894\(04\)80013-3](https://doi.org/10.1016/s0005-7894(04)80013-3)

Hayes, S. C., Wilson, K. G., Gifford, E. V., Follette, V. M., & Strosahl, K. (1996). Experiential avoidance and behavioral disorders: A functional dimensional approach to diagnosis and treatment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 64, 1152–1168. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.64.6.1152>

Hayes, S. C., Luoma, J. B., Bond, F. W., Masuda, A., & Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: model, processes and outcomes. *Behaviour Research and Therapy*, 44(1), 1–25. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2005.06.006>

Hearn, N. L., Ireland, J. L., Eslea, M., & Fisk, J. E. (2021). Exploring Pathways to gambling: Proposing the Integrated Risk and Protective Factors Model of Gambling Types. *Journal of Gambling Studies*, 37(1), 1–26. <https://doi.org/10.1007/s10899-020-09929-2>

Holtgraves, T. (2009a). Evaluating the problem gambling severity index. *Journal of Gambling Studies*, 25(1), 105–120. <https://doi.org/10.1007/s10899-008-9107-7>

Holtgraves, T. (2009b). Gambling, gambling activities, and problem gambling. *Psychology of Addictive Behaviors: Journal of the Society of*

Psychologists in Addictive Behaviors, 23(2), 295–302.

<https://doi.org/10.1037/a0014181>

Ioannidis, K., Hook, R., Wickham, K., Grant, J. E., & Chamberlain, S. R. (2019).

Impulsivity in Gambling Disorder and problem gambling: a meta-analysis. *Neuropsychopharmacology: Official Publication of the American College of Neuropsychopharmacology*, 44(8), 1354–1361.

<https://doi.org/10.1038/s41386-019-0393-9>

Koivula, A., Oksanen, A., Sirola, A., Savolainen, I., Kaakinen, M., Zych, I., & Paek,

H.-J. (2022). Life satisfaction and online-gambling communities: A cross-national study of gambling activities among young Finnish, American, south Korean and Spanish people. *Journal of Gambling Studies*, 38(4), 1195–1214.

<https://doi.org/10.1007/s10899-021-10081-8>

Krause, K., Bischof, A., Lewin, S., Guertler, D., Rumpf, H.-J., John, U., & Meyer, C.

(2018). Explaining the relation between pathological gambling and depression: Rumination as an underlying common cause. *Journal of Behavioral Addictions*, 7(2), 1–8. <https://doi.org/10.1556/2006.7.2018.38>

Labrador, M., Labrador, F. J., Crespo, M., Echeburúa, E., & Becoña, E. (2020).

Cognitive distortions in gamblers and non-gamblers of a representative Spanish sample. *Journal of Gambling Studies*, 36(1), 207–222.

<https://doi.org/10.1007/s10899-019-09870-z>

Lesieur, H. R., & Blume, S. B. (1987). The South Oaks Gambling Screen (SOGS): a

new instrument for the identification of pathological gamblers. *The American*

Journal of Psychiatry, 144(9), 1184–1188.

<https://doi.org/10.1176/ajp.144.9.1184>

Lynam, D. R. (2013). Development of a short form of the UPPS-P Impulsive Behavior Scale. Informe técnico no publicado. 2013

Levin, M. E., MacLane, C., Daflos, S., Seeley, J., Hayes, S. C., Biglan, A., & Pistorello, J. (2014). Examining psychological inflexibility as a transdiagnostic process across psychological disorders. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 3(3), 155–163. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2014.06.003>

Lopez-Gonzalez, H., Estévez, A., & Griffiths, M. D. (2018). Spanish validation of the Problem Gambling Severity Index: A confirmatory factor analysis with sports bettors. *Journal of Behavioral Addictions*, 7(3), 814–820. <https://doi.org/10.1556/2006.7.2018.84>

Lutri, V., Soldini, E., Ronzitti, S., Smith, N., Clerici, M., Blaszczynski, A., & Bowden-Jones, H. (2018). Impulsivity and gambling type among treatment-seeking disordered gamblers: An explorative study. *Journal of Gambling Studies*, 34(4), 1341–1354. <https://doi.org/10.1007/s10899-018-9764-0>

Moeller, F. G., Barratt, E. S., Dougherty, D. M., Schmitz, J. M., & Swann, A. C. (2001). Psychiatric aspects of impulsivity. *The American Journal of Psychiatry*, 158(11), 1783–1793. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.158.11.1783>

Morrison, K. L., Smith, B. M., Ong, C. W., Lee, E. B., Friedel, J. E., Odum, A., Madden, G. J., Ledermann, T., Rung, J., & Twohig, M. P. (2020). Effects of

acceptance and commitment therapy on impulsive decision-making. *Behavior Modification*, 44(4), 600–623. <https://doi.org/10.1177/0145445519833041>

Nastally, B. L., & Dixon, M. R. (2012). The effect of a brief acceptance and commitment therapy intervention on the near-miss effect in problem gamblers. *The Psychological Record*, 62(4), 677–690. <https://doi.org/10.1007/bf03395828>

Nowak, D. E. (2018). A meta-analytical synthesis and examination of pathological and problem gambling rates among college athletes. *Journal for the Study of Sports and Athletes in Education*, 12(3), 240–257. <https://doi.org/10.1080/19357397.2018.1525143>

Nilsson, A., Magnusson, K., Carlbring, P., Andersson, G., & Hellner, C. (2020). Behavioral couples therapy versus cognitive behavioral therapy for problem gambling: a randomized controlled trial. *Addiction (Abingdon, England)*, 115(7), 1330–1342. <https://doi.org/10.1111/add.14900>

Nower, L., & Blaszczynski, A. (2006). Impulsivity and pathological gambling: A descriptive model. *International Gambling Studies*, 6(1), 61–75. <https://doi.org/10.1080/14459790600644192>

Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones, & Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas. (2020). *Juego con dinero, uso de videojuegos y uso compulsivo de internet en las encuestas de drogas y otras adicciones en España EDADES y ESTUDES*. https://pnsd.sanidad.gob.es/profesionales/sistemasInformacion/sistemaInformacion/pdf/2020_Informe_adicciones_comportamentales.pdf

Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones, & Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas. (2022). *Juego con dinero, uso de videojuegos y uso compulsivo de internet en las encuestas de drogas y otros trastornos en España EDADES y ESTUDES*.
https://pnsd.sanidad.gob.es/profesionales/sistemasInformacion/sistemaInformacion/pdf/2022_Informe_Trastornos_Comportamentales.pdf

Oei, T. P. S., & Goh, Z. (2015). Interactions between risk and protective factors on problem gambling in Asia. *Journal of Gambling Studies*, *31*(2), 557–572.
<https://doi.org/10.1007/s10899-013-9440-3>

Patrón, F. (2010). La evitación experiencial y su medición por medio de AAQ-II. *Enseñanza e investigación en Psicología*, *15*(1), 5–19.

Pedrero Pérez, E. J., Morales Alonso, S., Gallardo Arriero, V., Blázquez Rollón, L., Folguera Expósito, I., & Ruiz Sánchez de León, J. M. (2022). El modelo UPPS de impulsividad en el abuso de las Tecnologías de la Información y la Comunicación (TIC). *Adicciones*, *34*(3), 197–207.
<https://doi.org/10.20882/adicciones.1449>

Quintero, G. C. (2017). A biopsychological review of gambling disorder. *Neuropsychiatric Disease and Treatment*, *13*, 51–60.
<https://doi.org/10.2147/NDT.S118818>

Obando Ramírez, L., & Parrado Corredor, F. (2015). Aproximaciones conductuales de primera, segunda y tercera generación frente a un caso de ludopatía. *Revista iberoamericana de psicología: ciencia y tecnología*, *8*(1), 51–61.

- Raylu, N., Oei, T. P. S., Loo, J. M. Y., & Tsai, J.-S. (2016). Testing the validity of a cognitive behavioral model for gambling behavior. *Journal of Gambling Studies*, 32(2), 773–788. <https://doi.org/10.1007/s10899-015-9567-5>
- Rizeanu, S. (2013). Pathological gambling and depression. *Procedia, Social and Behavioral Sciences*, 78, 501–505. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.04.339>
- Ruiz, F. J., & Luciano, C. (2009). Eficacia de la Terapia de Aceptación y Compromiso (ACT) en la mejora del rendimiento ajedrecístico de jóvenes promesas. *Psicothema*, 21, 347- 352
- Rocheleau, G. C., Dennison, C. R., Finkeldey, J. G., & Reiber, M. F. (2021). Social class differences in the relationships between problem gambling and deviant behavior. *Criminal Justice Studies (Abingdon, Enggrande)*, 34(1), 68–87. <https://doi.org/10.1080/1478601x.2020.1753042>
- Shah, P., Quilty, L., Kim, J., Graff-Guerrero, A., & Gerretsen, P. (2020). Impaired awareness of problem and pathological gambling: A review. *Journal of Gambling Studies*, 36(1), 39–50. <https://doi.org/10.1007/s10899-019-09926-0>
- Steward, T., Mestre-Bach, G., Fernández-Aranda, F., Granero, R., Perales, J. C., Navas, J. F., Soriano-Mas, C., Baño, M., Fernández-Formoso, J. A., Martín-Romera, V., Menchón, J. M., & Jiménez-Murcia, S. (2017). Delay discounting and impulsivity traits in young and older gambling disorder patients. *Addictive Behaviors*, 71, 96–103. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2017.03.001>

- Toneatto, T., & Brennan, J. (2002). Pathological gambling in treatment-seeking substance abusers. *Addictive Behaviors, 27*(3), 465–469.
[https://doi.org/10.1016/s0306-4603\(00\)00173-8](https://doi.org/10.1016/s0306-4603(00)00173-8)
- Turner, N. E., Van der Maas, M., McCreedy, J., Hamilton, H. A., Schrans, T., Ialomiteanu, A., Ferentzy, P., Elton-Marshall, T., Zaheer, S., & Mann, R. E. (2018). Gambling behaviours and problem gambling among older adults who patronize Ontario casinos or racinos. *Journal of gambling issues, 39*.
<https://doi.org/10.4309/jgi.2018.39.4>
- Wang, G. Y., & Bellringer, M. E. (2022). Social connectedness and associations with gambling risk in New Zealand. *Journal of Clinical Medicine, 11*(23), 7123.
<https://doi.org/10.3390/jcm11237123>
- Whiteside, S. P., & Lynam, D. R. (2001). The Five Factor Model and impulsivity: using a structural model of personality to understand impulsivity. *Personality and Individual Differences, 30*(4), 669–689. [https://doi.org/10.1016/s0191-8869\(00\)00064-7](https://doi.org/10.1016/s0191-8869(00)00064-7)
- Zendle, D., Meyer, R., & Over, H. (2019). Adolescents and loot boxes: links with problem gambling and motivations for purchase. *Royal Society Open Science, 6*(6), 190049. <https://doi.org/10.1098/rsos.190049>