



Grado en Psicología

Trabajo Fin de Grado

Curso 2025/2026

Convocatoria: Ordinaria Junio 2026

Modalidad: Investigación empírica

Título: Sintomatología disejcutiva, impacto de la publicidad de apuestas y conductas de juego en estudiantes universitarios

Autor: German Ryazanov

Tutor: Olga Pellicer Porcar

Cotutor: Sergio Molina Rodríguez

COIR: TFG.GPS.OPP.GR.251029

Elche, 5 de Junio de 2026

ÍNDICE

1. Resumen.....	3
2. Introducción.....	4
3. Método.....	8
3.1. Participantes.....	8
3.2. Procedimiento.....	8
3.3. Variables e instrumentos.....	9
3.3.1. Variables dependientes.....	9
3.3.2. Variables independientes.....	10
3.4. Análisis.....	11
4. Resultados.....	11
4.1. Descriptivos.....	11
4.2. Análisis de normalidad.....	12
4.3. Correlaciones entre variables.....	12
5. Discusión.....	13
6. Referencias bibliográficas.....	16



1. Resumen

La sintomatología disejecutiva y el impacto de la publicidad de apuestas se han señalado como posibles factores asociados a las conductas de juego, especialmente en población joven. El presente estudio analiza su relación con la frecuencia de juego, el gasto y la intención de apostar en estudiantes universitarios. Se llevó a cabo un estudio cuantitativo, no experimental, transversal y correlacional con una muestra de 57 estudiantes universitarios de 18 a 28 años. La sintomatología disejecutiva se evaluó con el Inventario de Síntomas Prefrontales abreviado y el impacto de la publicidad con el Inventario de Impacto de la Publicidad de Apuestas en la Conducta de Juego. Los análisis no paramétricos (correlación de Spearman) no mostraron asociaciones significativas entre la sintomatología disejecutiva y las conductas de juego. Únicamente la dimensión de participación publicitaria correlacionó de forma significativa con la intención de apostar ($p = ,307$; $p = ,020$). Estos resultados, condicionados por la baja prevalencia de juego y el reducido tamaño muestral, ofrecen una señal exploratoria de que, en esta muestra de baja prevalencia de juego, la participación publicitaria mostró una asociación puntual con la intención de apostar, sin que los datos permitan establecer una comparación de peso relativo entre factores.

Palabras clave: funciones ejecutivas, publicidad de apuestas, conductas de juego, universitarios.

2. Introducción

El juego de apuestas consiste en arriesgar de forma irreversible algo de valor en un acontecimiento cuyo resultado está determinado por el azar (Sancho et al., 2023). Aunque a menudo se percibe como una actividad de ocio legítima y se encuentra ampliamente extendida en la sociedad gracias al impulso de corporaciones supranacionales y al rápido avance de las tecnologías, el juego no es una actividad inofensiva, sino una práctica basada en el riesgo que perjudica la salud (Wardle et al., 2021). Las personas que desarrollan problemas con el juego pueden llegar a experimentar daños significativos y de gran alcance a nivel económico, social, físico y mental. Además, estos perjuicios trascienden al individuo: se estima que por cada persona con problemas de juego, aproximadamente seis personas de su entorno más directo se ven afectadas, impactando severamente en las familias, las comunidades y la sociedad en su conjunto (Sancho et al., 2023; Wardle et al., 2021). De hecho, la evidencia advierte que la magnitud de estos daños llega a equipararse con la carga que suponen el trastorno depresivo mayor o la dependencia moderada al alcohol (Sancho et al., 2023; Wardle et al., 2021). Por todas estas razones, existe un creciente reconocimiento a nivel internacional que categoriza el juego de apuestas y sus consecuencias como un problema emergente de salud pública que requiere de la implementación de medidas preventivas y políticas enfocadas en reducir su impacto y las desigualdades en salud que genera (Sancho et al., 2023; Wardle et al., 2021).

Según el Estudio de Prevalencia de Juego 2022-2023 elaborado por la Dirección General de Ordenación del Juego (2023), los jóvenes de entre 18 y 25 años son los que mayor riesgo tienen de padecer trastornos del juego, y un 22% de los jugadores en España es menor de 25 años. En la modalidad online, el 36,5% de los jóvenes de esa franja que ha jugado en el último año ha participado en apuestas y, de ellos, un 12,45% ha desarrollado síntomas de juego problemático. En la misma línea, el Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones (OEDA, 2025) señala que son los jóvenes de 15 a 34 años quienes registran las mayores prevalencias de juego de azar online, con un 7,4% en la franja de 15 a 24 años y un 8,8% en la de 25 a 34 años, situando a la población universitaria, mayoritariamente comprendida entre los 18 y 28 años, en el núcleo del grupo de mayor riesgo. Esta realidad no es exclusiva de España: Gavriel-Fried et al. (2024) encontraron que, durante la adultez emergente, en la franja de 18 a 29 años, los individuos son más susceptibles a los problemas de salud mental y más propensos a desarrollar conductas problemáticas de juego que a partir de los 30 años. En el contexto universitario específicamente, López-del-Hoyo et al. (2022) evidenciaron que el juego se ha convertido en una forma habitual de

entretenimiento para muchos estudiantes universitarios, constituyendo una población de especial riesgo.

Ante esta evidencia, la pregunta que orienta el presente estudio es: ¿qué factores neurocognitivos y ambientales se relacionan con las conductas de juego en jóvenes universitarios? La respuesta apunta a dos factores clave: las funciones ejecutivas y el impacto de la publicidad de apuestas.

Las funciones ejecutivas (FE) constituyen un conjunto de procesos cognitivos de orden superior que permiten planificar, regular y supervisar la conducta orientada a metas. El modelo más influyente, propuesto por Miyake et al. (2000), identifica tres componentes nucleares: la *actualización* de información en memoria de trabajo, la *inhibición* de respuestas prepotentes y la *flexibilidad cognitiva*. El sustrato neuroanatómico principal de las funciones ejecutivas es la corteza prefrontal, que presenta un patrón de maduración tardía especialmente relevante para la franja de edad estudiada.

Si las funciones ejecutivas regulan el autocontrol y la toma de decisiones, su deterioro, aunque sea subclínico, debería asociarse a un mayor nivel de implicación en el juego. A nivel meta-analítico, Peixoto et al. (2025) concluyeron que el trastorno por juego se asocia a déficits significativos en los dominios de inhibición, planificación y flexibilidad cognitiva. Estos déficits operarían a través de mecanismos diferenciables: una menor capacidad de inhibición dificulta interrumpir una conducta reforzante y favorecería una mayor frecuencia de juego, mientras que las alteraciones en la toma de decisiones basada en la recompensa, replicadas en jugadores mediante tareas como la Iowa Gambling Task y los paradigmas de descuento, se vinculan a elecciones más arriesgadas y costosas (Wiehler y Peters, 2015).

Especialmente relevante es que estos déficits se detectan también en personas sin diagnóstico clínico consolidado. La sintomatología disejecutiva constituye la expresión cotidiana y subclínica de estas alteraciones ejecutivas: se ha mostrado que estos síntomas, evaluados en la vida diaria, convergen con las medidas neuropsicológicas clásicas de las funciones ejecutivas (Pedro-Pérez et al., 2016; Pedro-Pérez y Ruiz-Sánchez de León, 2022), por lo que cabría esperar que se asociaran al juego siguiendo un patrón análogo al descrito para los déficits ejecutivos, aunque más atenuado en población no clínica. Willie et al. (2022) demostraron que la urgencia positiva, entendida como la tendencia a actuar de forma impulsiva ante emociones positivas intensas, y la urgencia negativa, su equivalente ante emociones negativas, son predictores significativos de conductas problemáticas de juego en

adultos emergentes de 18 a 32 años. Muela et al. (2023) replicaron en muestras clínicas y no clínicas que estas dimensiones de la impulsividad actúan como predictores bien establecidos de los problemas relacionados con el juego. En jugadores jóvenes, además, la preferencia por la recompensa inmediata se asocia a la urgencia y media en la severidad del juego, un patrón que no aparece en edades más avanzadas (Steward et al., 2017); esta orientación hacia la gratificación inmediata sugiere que la impulsividad podría reflejarse no solo en la conducta de juego ya consolidada, sino también en una mayor disposición o intención de apostar.

Junto a los factores neuropsicológicos, la publicidad de apuestas constituye uno de los predictores ambientales más relevantes de la conducta de juego en jóvenes. Di Censo et al. (2024), en un estudio con jóvenes de 18 a 24 años durante la Copa del Mundo FIFA 2022, encontraron que el 95,6% recordaba haber visto publicidad de apuestas, con una media de entre 10 y 14 anuncios semanales en redes sociales, siendo los apostadores de mayor frecuencia quienes más publicidad recordaban. McGrane et al. (2025), en una revisión sistemática de estudios cuantitativos publicados hasta 2024, concluyen que la exposición a publicidad de apuestas deportivas se asocia de forma significativa con conductas de juego más frecuentes y con mayor gasto, siendo los jóvenes el grupo más susceptible.

La publicidad contribuye a la normalización del juego presentándolo como una actividad socialmente aceptable, generando actitudes favorables hacia las apuestas y aumentando la percepción de accesibilidad (Gervilla et al., 2022). En población joven española, Labrador et al. (2021) constataron que la publicidad no solo modifica las actitudes hacia el juego, sino también la intención de jugar, predisponiendo a la implicación, de forma convergente, Tessier et al. (2025) hallaron que una mayor exposición publicitaria se asociaba a actitudes más favorables y a una mayor intención de apostar, siendo los perfiles de mayor riesgo los más susceptibles. En España, este fenómeno motivó la aprobación del Real Decreto 958/2020 de comunicaciones comerciales sobre actividades de juego, que establece restricciones significativas a la publicidad del juego orientada a públicos jóvenes, aunque los datos de prevalencia demuestran que el problema persiste (Dirección General de Ordenación del Juego, 2023).

La literatura revisada ha abordado los factores relacionados con el juego de forma predominantemente aislada: por un lado, estudios neuropsicológicos que examinan los déficits ejecutivos en muestras clínicas de jugadores problemáticos; por otro, investigaciones sobre el impacto de la publicidad de apuestas realizadas mayoritariamente con muestras

adolescentes. Raramente se han estudiado ambos tipos de factores, neuropsicológicos y ambientales, de forma conjunta en una misma muestra, y prácticamente ningún estudio lo ha hecho en población universitaria española no clínica.

Esta laguna es especialmente relevante porque los estudiantes universitarios de 18 a 28 años representan una población en la que ambos factores confluyen de forma singular: se encuentran en plena maduración prefrontal, lo que incrementa su vulnerabilidad al riesgo y la impulsividad, y están sometidos a una exposición masiva a publicidad de apuestas a través de redes sociales y retransmisiones deportivas (Di Censo et al., 2024; McGrane et al., 2025), y viven en un contexto de estrés académico e incertidumbre económica que puede actuar como catalizador adicional del riesgo (López-del-Hoyo et al., 2022).

Examinar de forma conjunta, en una misma muestra, la relación entre la sintomatología disejecutiva subclínica y el impacto de la publicidad de apuestas, con las conductas de juego tiene además implicaciones prácticas directas: si los síntomas disejecutivos se relacionan con el juego, las intervenciones preventivas deberían incorporar componentes de entrenamiento en autocontrol y toma de decisiones; si es el impacto publicitario el que se relaciona, el foco debería estar en la alfabetización mediática y el pensamiento crítico ante los mensajes persuasivos de las casas de apuestas.

El presente trabajo tiene como objetivo general analizar la relación entre la sintomatología disejecutiva y el impacto de la publicidad de apuestas con las conductas de juego en una muestra de estudiantes universitarios de 18 a 28 años. A partir de este objetivo general se plantean tres objetivos específicos. El primero consiste en describir el perfil de la muestra en relación con las conductas de juego, la sintomatología disejecutiva y el impacto de la publicidad de apuestas. El segundo se dirige a analizar la relación entre la sintomatología disejecutiva y las conductas de juego. El tercero pretende analizar la relación entre el impacto de la publicidad de apuestas y las conductas de juego.

Como hipótesis general se plantea que mayores niveles de sintomatología disejecutiva subclínica y un mayor impacto de la publicidad de apuestas se asociarán con una mayor implicación en las conductas de juego en estudiantes universitarios de 18 a 28 años. En relación con la sintomatología disejecutiva, se espera que mayores niveles de esta se asocien con una mayor frecuencia de juego (H1), con un mayor gasto en el juego (H2) y con una mayor intención de apostar (H3). Por su parte, en relación con el impacto de la publicidad de apuestas, se espera que un mayor impacto de esta se asocie con una mayor

frecuencia de juego (H4), con un mayor gasto en el juego (H5) y con una mayor intención de apostar (H6).

3. Método

El presente estudio responde a un diseño cuantitativo, no experimental, transversal y correlacional, centrado en analizar la relación entre la sintomatología disejecutiva y el impacto de la publicidad de apuestas con las conductas de juego en población universitaria no clínica.

3.1. Participantes

La muestra inicial estuvo compuesta por 110 participantes y se aplicaron los siguientes criterios de exclusión: se excluyeron 18 casos por no haber respondido al primer ítem del cuestionario o por estar fuera del rango de edad establecido; se excluyeron 29 participantes que no completaron el último instrumento del cuestionario (ISP-20), reteniéndose únicamente los casos con el cuestionario completo; se excluyeron 3 casos con tiempos de respuesta atípicos extremos; se excluyó 1 participante que indicó una categoría que presentó un patrón de respuesta con valores extremos en todos los ítems; y se excluyeron 2 casos por presentar un patrón de respuesta incoherente con el resto del cuestionario, detectado mediante revisión manual. Tras aplicar estos criterios, la muestra final se compuso por 57 participantes de entre 18 y 28 años con una media de 21 años y una DT = 1,78, con un 28,1% de hombres y un 71,9% de mujeres pertenecientes a la Universidad Miguel Hernández de Elche (UMH), de los cuales el 89,5% están cursando estudios de grado y el 10,5% estudios postgrado. Como criterios de inclusión se establecieron: estar matriculado en estudios universitarios de grado o postgrado, tener una edad comprendida entre 18 y 28 años, y aceptar de forma voluntaria la participación mediante consentimiento informado.

El estudio fue evaluado y autorizado por la Oficina de Investigación Responsable de la Universidad Miguel Hernández de Elche, y se desarrolló conforme a los principios éticos para la investigación con personas y la normativa vigente de protección de datos.

3.2. Procedimiento

El procedimiento se organizó en cuatro fases. En primer lugar, se llevaron a cabo la revisión bibliográfica y la selección de instrumentos entre enero y febrero. En segundo lugar,

la recogida de datos tuvo lugar entre febrero y abril. En tercer lugar se procedió a la depuración y análisis de los datos. Finalmente, se redactaron los resultados y la discusión en mayo.

Los datos se recogieron mediante un cuestionario en línea en SurveyMonkey, distribuido con dos estrategias de muestreo no probabilístico: por conveniencia, a través de profesores de la UMH que facilitaron el enlace en clase, y en bola de nieve, difundido por los participantes entre sus contactos universitarios. Al inicio se informó del carácter académico del estudio, la confidencialidad de los datos y la posibilidad de abandonar en cualquier momento; no se recabaron datos de identificación personal. El tiempo estimado de cumplimentación fue de 10 a 15 minutos. Se calculó el tiempo total de respuesta y se excluyeron los casos con tiempos atípicos mediante análisis de valores extremos.

3.3. Variables e instrumentos

3.3.1. Variables dependientes

Frecuencia de juego. Adaptación del cuestionario europeo ESPAD (European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs; ESPAD Group, 2020). Se utilizaron ítems adaptados de la edición 2019 que registran la frecuencia de juego en las distintas modalidades de apuestas en los últimos 30 días. Puntuaciones más altas indican una mayor implicación en el juego. La fiabilidad en la presente muestra fue α de Cronbach = ,852.

Gasto en el juego. Basado igualmente en la adaptación del ESPAD (ESPAD Group, 2020), se registró el gasto económico en las distintas modalidades de apuestas en los últimos 30 días. Puntuaciones más altas indican una mayor implicación en el juego. La fiabilidad en la presente muestra fue α = ,851.

Intención de apostar. Cuestionario ad-hoc de 3 ítems que evalúan la disposición del participante a apostar en el futuro:

1. *¿Tienes intención de jugar a juegos de apuestas?*
2. *¿Tienes planeado apostar on-line próximamente?*
3. *Si tuviera la oportunidad, ¿querría entrar en un salón de juegos?*

Las respuestas se registran en una escala Likert de 7 puntos (0 = *totalmente no*; 6 = *totalmente sí*), donde las puntuaciones 0-2 indican ausencia de intención de juego, la puntuación 3 una intención neutra y las puntuaciones 4-6 una intención positiva hacia el juego. La fiabilidad de la escala en la presente muestra fue α de Cronbach = ,840.

3.3.2. Variables independientes

Sintomatología disejecutiva. Inventario de Síntomas Prefrontales Abreviado (Pedrero-Pérez et al., 2015; Pedrero-Pérez et al., 2016). Consta de 20 ítems que interrogan sobre la presencia de fallos cognitivos, emocionales y comportamentales en actividades de la vida cotidiana, organizados en tres subescalas: *problemas en el control ejecutivo*, engloba dificultades para planificar, tomar decisiones, mantener la atención e iniciar actividades en la vida diaria; *problemas en el control emocional*, recoge síntomas como labilidad emocional, irritabilidad y explosiones emocionales desproporcionadas; y *problemas en la conducta social*, evalúa comportamientos desinhibidos o socialmente inapropiados, como comentarios o acciones embarazosas en contextos inadecuados (Pedrero-Pérez et al., 2015; Pedrero-Pérez et al., 2016). Las respuestas se registran en una escala de frecuencia de 5 puntos (0 = nunca o casi nunca; 4 = siempre o casi siempre), con puntuaciones totales que oscilan entre 0 y 80 puntos. Puntuaciones más altas indican mayor sintomatología disejecutiva. Su validez ecológica ha sido demostrada mediante su convergencia con medidas neuropsicológicas clásicas, avalando su uso en contextos no clínicos (Pedrero-Pérez et al., 2016; Pedrero-Pérez y Ruiz-Sánchez de León, 2022). La fiabilidad de la escala en la presente muestra fue α de Cronbach = ,882 para la escala total, ,844 para *control ejecutivo*, ,825 para *control emocional* y ,791 para *conducta social*.

Impacto de la publicidad de apuestas. Inventario de Impacto de la Publicidad de Apuestas en la Conducta de Juego (Hanss et al., 2015; adaptado a población española por Gervilla et al., 2022). Consta de 9 ítems organizados en tres subescalas: *participación* (influencia de la publicidad en actitudes y conducta de juego), *conciencia* (grado de atención prestada a la publicidad) y *conocimiento* (información adquirida sobre opciones y proveedores de apuestas). Las respuestas se registran en una escala Likert de 4 puntos (0 = muy en desacuerdo; 3 = muy de acuerdo). Puntuaciones más altas indican un mayor impacto percibido de la publicidad sobre la conducta de juego. Los ítems 2 y 5 son inversos y fueron recodificados antes del análisis. La adaptación española confirmó la estructura original de tres factores (CFI = 0,976; RMSEA = 0,097) y obtuvo una consistencia interna de α = 0,782 (Gervilla et al., 2022). La fiabilidad de la escala en la presente muestra fue α de Cronbach = ,825 para la escala total, ,902 para *participación*, ,586 para *conciencia* y ,921 para *conocimiento*. El valor de *conciencia* se sitúa por debajo del criterio mínimo aceptable de ,70, lo que puede atribuirse al reducido número de ítems de esta subescala ($k = 2$).

3.4. Análisis

Los datos fueron procesados y analizados mediante *IBM SPSS Statistics v27.0*. Se realizó un análisis descriptivo de las variables utilizadas, con el objetivo de caracterizar el perfil de la muestra. Para analizar la relación entre las variables de sintomatología disejecutiva y de impacto de publicidad de apuestas con las variables de conducta de juego se emplearon correlaciones bivariadas. Dado al tamaño muestral reducido, se aplicó la prueba de Shapiro-Wilk para contrastar el supuesto de normalidad. En función de los resultados, se utilizó el coeficiente de correlación de Pearson en caso de cumplirse la normalidad, o el coeficiente de Spearman como alternativa no paramétrica en caso de no cumplirse. La magnitud de las correlaciones se interpretó siguiendo los criterios de Cohen (1988): $r = ,10$ como efecto pequeño, $r = ,30$ como efecto mediano y $r = ,50$ como efecto grande. El nivel de significación se fijó en $p < ,05$.

4. Resultados

4.1. Descriptivos

En relación con la participación en conductas de juego, el ítem de cribado reveló que el 87,7% de los participantes nunca habían jugado a juegos de apuestas, frente a un 12,3% que sí habían jugado.

Los estadísticos descriptivos de las variables principales se presentan en la Tabla 1. Las conductas de juego mostraron medias muy bajas y valores mínimos de 0 en frecuencia, gasto e intención de apostar, lo que refleja la escasa implicación general de la muestra en el juego. En la sintomatología disejecutiva, la variable de control ejecutivo obtuvo la puntuación media más elevada, seguida del control emocional y la conducta social. En el impacto de la publicidad de apuestas, la variable de conocimiento presentó la media más alta, seguida de conciencia y participación.

Tabla 1

Estadísticos descriptivos de las variables del estudio

Variable	M	DT	Mín	Máx
Frecuencia de juego	1,67	7,49	0	55
Gasto en el juego	1,07	4,35	0	30
Intención de apostar	1,16	2,77	0	18
Conducta social	2,67	2,96	0	12

Control emocional	5,33	4,00	0	15
Control ejecutivo	13,63	8,05	0	31
Sintomatología disejecutiva total	21,63	12,24	0	52
Participación	1,84	3,10	0	12
Conciencia	2,00	2,03	0	6
Conocimiento	2,42	2,00	0	6
Impacto publicidad apuestas total	6,26	5,39	0	23

Nota. N=57. M = media; DT = desviación típica; Mín = mínimo; Máx = máximo. Las puntuaciones son sumatorias.

4.2. Análisis de normalidad

Los resultados de la prueba de Shapiro-Wilk indicaron que la mayoría de las variables no seguían una distribución normal ($p < ,05$), a excepción de *control ejecutivo* ($W = ,968$; $p = ,142$). Por tanto, no se cumple el supuesto de normalidad en la mayoría de las variables.

4.3. Correlaciones entre variables

Con el objetivo de analizar la relación entre las variables, se realizaron correlaciones bivariadas de Spearman. Los resultados se presentan en la Tabla 2.

Tabla 2

Correlaciones de Spearman entre las variables del estudio

Variable	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. Frecuencia	—										
2. Gasto	,842**	—									
3. Intención	,223	,146	—								
4. Conducta social	,020	-,043	,221	—							
5. Control emocional	-,235	-,202	,027	,480**	—						
6. Control ejecutivo	-,064	-,142	-,056	,363**	,462**	—					
7. Sintomatología disejecutiva total	-,127	-,178	,037	,607**	,702**	,907**	—				
8. Participación	,157	,077	,307*	,210	,001	-,027	,021	—			
9. Conciencia	,234	,154	-,073	-,189	-,162	-,175	-,218	,416**	—		
10. Conocimiento	,173	,223	,131	-,026	-,031	,040	-,021	,376**	,161	—	

11. Impacto												
publicidad	,239	,148	,175	-,053	-,095	-,115	-,139	,737**	,727**	,673**	—	
apuestas total												

Nota. $N = 57$. * $p < ,05$. ** $p < ,01$.

Ninguna de las variables de conducta de juego (frecuencia, gasto e intención de apostar) mostró correlaciones significativas con la sintomatología disejecutiva total ni con sus dimensiones (conducta social, control emocional y control ejecutivo).

Respecto al impacto de la publicidad de apuestas, la frecuencia de juego y el gasto tampoco correlacionaron significativamente con ninguna de sus dimensiones (participación, conciencia y conocimiento). Sin embargo, la intención de apostar sí correlacionó significativamente con la variable de participación, sin observarse asociaciones significativas con las variables de conciencia, conocimiento ni con la puntuación total.

Por último, las dimensiones de sintomatología disejecutiva correlacionaron positiva y significativamente entre sí, al igual que las dimensiones de impacto publicitario, lo que muestra un patrón de asociaciones internas coherente con la estructura de ambos instrumentos.

5. Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo analizar la relación de la sintomatología disejecutiva y del impacto de la publicidad de apuestas con las conductas de juego, en una muestra de estudiantes universitarios de 18 a 28 años. La hipótesis general planteaba que mayores niveles de sintomatología disejecutiva subclínica y un mayor impacto de la publicidad de apuestas se asociarían con una mayor implicación en las conductas de juego. En conjunto, los resultados no permiten confirmar esta hipótesis general: la mayoría de las asociaciones previstas no alcanzaron la significación estadística y solo se obtuvo un apoyo puntual en el plano publicitario. Esta hipótesis general se concretó en seis hipótesis específicas que vinculaban, por un lado, los síntomas disejecutivos con las tres conductas de juego y, por otro, el impacto de la publicidad con esas mismas conductas, cuyo grado de cumplimiento se detalla a continuación.

Respecto a la sintomatología disejecutiva, ninguna de sus variables ni la puntuación total se asoció significativamente con la frecuencia, el gasto o la intención de apostar, por lo que no se confirmaron H1, H2 ni H3. Este resultado contrasta con parte de la evidencia previa, que ha vinculado los déficits en funciones ejecutivas con la severidad del trastorno de juego (Peixoto et al., 2025). No obstante, es coherente con Wirkus et al. (2026), quienes

tampoco hallaron asociaciones significativas entre las funciones ejecutivas y la severidad sintomática tras la corrección por comparaciones múltiples. Esta aparente discrepancia se explica por el tipo de contraste que aborda cada estudio. La evidencia sintetizada por Peixoto et al. (2025) procede sobre todo de diseños de casos y controles que comparan a pacientes con trastorno de juego diagnosticado con personas sin él, de modo que capta la diferencia entre el extremo más grave del continuo y su ausencia, donde los déficits ejecutivos se manifiestan con nitidez. El presente trabajo no comparó grupos clínicos, sino que examinó, de forma dimensional, si la sintomatología disejecutiva correlacionaba con la conducta de juego dentro de una muestra no clínica y de baja implicación. Es este planteamiento el que comparte con Wirkus et al. (2026), cuyos apostadores presentaban una severidad mayoritariamente baja o leve y en quienes las asociaciones iniciales entre funciones ejecutivas y severidad se desvanecieron tras la corrección por comparaciones múltiples. En conjunto, ello sugiere que el deterioro ejecutivo podría diferenciar el trastorno ya consolidado de su ausencia, pero sin reflejar cuánto juega cada persona en poblaciones que apenas juegan, una interpretación coherente con la restricción de rango que se detalla más adelante.

En cuanto al impacto de la publicidad, solo la dimensión de participación correlacionó significativamente con la intención de apostar, mientras que ni la frecuencia ni el gasto se relacionaron con ninguna de las dimensiones publicitarias. En consecuencia, H4 y H5 no se confirmaron y H6 recibió apoyo parcial, ya que la puntuación total del inventario y las dimensiones de conciencia y conocimiento no alcanzaron significación estadística. Este vínculo concreto resulta coherente con la literatura que asocia la exposición publicitaria con actitudes favorables hacia el juego y una mayor predisposición a apostar (Gervilla et al., 2022; Labrador et al., 2021; Tessier et al., 2025), por lo que puede interpretarse como una señal preliminar, aunque insuficiente para respaldar la hipótesis en su formulación completa. La ausencia de relación con la frecuencia y el gasto, pese a que McGrane et al. (2025) sí documentan estos vínculos, resulta esperable en una muestra con una implicación en el juego muy baja, en la que apenas existe variabilidad en dichas conductas, un aspecto que se desarrolla más adelante.

La principal discordancia con la literatura es la ausencia de relación entre la sintomatología disejecutiva y las conductas de juego, que se explica en buena medida por las características de la muestra. El ítem de cribado reveló que el 87,7% de los participantes nunca había jugado a juegos de apuestas, lo que generó una marcada restricción de rango en las variables de conducta de juego. Esta escasa variabilidad limita la posibilidad estadística de detectar asociaciones, aun cuando existieran en la población. Además, la

evidencia que vincula los déficits ejecutivos con el juego procede mayoritariamente de muestras clínicas de jugadores problemáticos (Peixoto et al., 2025), mientras que la presente muestra es universitaria, no clínica y de baja implicación en el juego, en la que cabría esperar asociaciones más débiles. El hecho de que sí hubiera relación entre la participación publicitaria y la intención de apostar podría sugerir, en este caso concreto y de forma exploratoria, que en perfiles de baja implicación los factores ambientales tienen cierta relación con la disposición a apostar, aunque esta interpretación debe tomarse con cautela dado el carácter aislado de la asociación.

En una muestra de estudiantes universitarios de 18 a 28 años, la sintomatología disejecutiva no se asoció con la frecuencia, el gasto ni la intención de apostar, mientras que el impacto de la publicidad de apuestas se relacionó con la conducta de juego únicamente a través de la asociación entre la participación publicitaria y la intención de apostar. Estos hallazgos, condicionados por la baja prevalencia de juego y el reducido tamaño de la muestra, ofrecen una señal preliminar y exploratoria de que, en esta muestra concreta y con escasa conducta de juego, la dimensión de participación publicitaria mostró una asociación puntual con la intención de apostar, sin que pueda concluirse que los factores ambientales pesan más que los déficits ejecutivos.

Pese a su carácter exploratorio, los resultados ofrecen orientaciones prácticas. La asociación entre la participación publicitaria y la intención de apostar refuerza la pertinencia de las medidas dirigidas a regular la publicidad de apuestas y de los programas de alfabetización mediática y pensamiento crítico ante los mensajes de las casas de apuestas, especialmente en población joven. Asimismo, la baja prevalencia de juego observada en la muestra apunta al valor de las intervenciones preventivas en una fase previa a la consolidación de la conducta, cuando los factores ambientales parecen incidir sobre la disposición a apostar.

Este estudio presenta varias limitaciones que condicionan la interpretación de los resultados. En primer lugar, el tamaño muestral fue reducido y la baja prevalencia de juego restó potencia estadística a los análisis. En segundo lugar, el muestreo fue no probabilístico (por conveniencia y bola de nieve), lo que limita la representatividad y la generalización de los hallazgos. En tercer lugar, el diseño transversal y correlacional no permite establecer relaciones causales ni la dirección de las asociaciones observadas. Por último, la variable de conciencia mostró una fiabilidad por debajo del criterio aceptable ($\alpha = ,586$), por lo que los resultados relativos a esta dimensión deben interpretarse con cautela.

Las futuras investigaciones deberían replicar este estudio con muestras de mayor tamaño y representatividad, así como incluir una mayor proporción de participantes con experiencia previa de juego para garantizar suficiente variabilidad en las conductas analizadas. Resultaría igualmente conveniente adoptar diseños longitudinales que permitan examinar la dirección de las relaciones entre la sintomatología disejecutiva, el impacto publicitario y la conducta de juego a lo largo del tiempo, e incorporar medidas que combinen el cribado ecológico con tareas neuropsicológicas de funciones ejecutivas.

6. Referencias bibliográficas

- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Di Censo, G., Delfabbro, P., y King, D. L. (2024). Mapping youth awareness of sports betting advertising during the 2022 FIFA World Cup. *Journal of Gambling Studies*, 40(4), 2005–2025. <https://doi.org/10.1007/s10899-024-10300-y>
- Dirección General de Ordenación del Juego (2023). *Estudio de Prevalencia de Juego 2022-2023*. Ministerio de Consumo. <https://www.ordenacionjuego.es/es/estudio-prevalencia>
- European Monitoring Centre for Drugs and Drug Addiction, *ESPAD report 2019 – Results from the European school survey project on alcohol and other drugs*. Publications Office of the European Union, 2020. <https://data.europa.eu/doi/10.2810/877033>
- Gavriel-Fried, B., Malka, I., y Levin, Y. (2024). The dual burden of emerging adulthood: Assessing gambling severity, gambling-related harm, and mental health challenges. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 21(6), 702. <https://doi.org/10.3390/ijerph21060702>
- Gervilla García, E., Cabrera Perona, V., y Lloret Irles, D. (2022). Adaptación española de la Escala de Impacto de la Publicidad de Apuestas en adolescentes. *Atención Primaria*, 54(2), 102230. <https://doi.org/10.1016/j.aprim.2021.102230>
- Hanss, D., Mentzoni, R. A., Griffiths, M. D., y Pallesen, S. (2015). The impact of gambling advertising: Problem gamblers report stronger impacts on involvement, knowledge,

and awareness than recreational gamblers. *Psychology of Addictive Behaviors*, 29(2), 483–491. <https://doi.org/10.1037/adb0000062>

Labrador, F. J., Bernaldo-de-Quirós, M., Sánchez-Iglesias, I., Labrador, M., Vallejo-Achón, M., Fernández-Arias, I., y Estupiñá, F. J. (2021). Advertising games of chance in adolescents and young adults in Spain. *Journal of Gambling Studies*, 37(3), 765–778. <https://doi.org/10.1007/s10899-020-09988-5>

López-del-Hoyo, Y., Monreal-Bartolomé, A., Aisa, P., Pérez-Aranda, A., Plana, C., Poblador, J. A., Casterad, J., García-Campayo, J., y Montero-Marin, J. (2022). The gambling habits of university students in Aragon, Spain: A cross-sectional study. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(8), 4553. <https://doi.org/10.3390/ijerph19084553>

McGrane, E., Pryce, R., Field, M., Gu, S., Moore, E. C., y Goyder, E. (2025). What is the impact of sports-related gambling advertising on gambling behaviour? A systematic review. *Addiction*, 120(4), 589–607. <https://doi.org/10.1111/add.16761>

Miyake, A., Friedman, N. P., Emerson, M. J., Witzki, A. H., Howerter, A., y Wager, T. D. (2000). The unity and diversity of executive functions and their contributions to complex 'Frontal Lobe' tasks: A latent variable analysis. *Cognitive Psychology*, 41, 49–100. <https://doi.org/10.1006/cogp.1999.0734>

Muela, I., Ventura-Lucena, J. M., Navas, J. F., y Perales, J. C. (2023). The associative learning roots of affect-driven impulsivity and its role in problem gambling: A replication attempt and extension of Quintero et al. (2020). *Journal of Behavioral Addictions*, 12(1), 201–218. <https://doi.org/10.1556/2006.2023.00009>

Observatorio Español de las Drogas y las Adicciones. *Informe sobre Adicciones Comportamentales y Otros Trastornos Adictivos 2025: Indicador admitidos a tratamiento por adicciones comportamentales. Juego de azar, uso de videojuegos, uso problemático de internet y otros trastornos adictivos en las encuestas de drogas en España EDADES, ESTUDES y en los indicadores del OEDA*. Madrid: Ministerio de Sanidad. Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas, 2025. 100 p.

https://pnsd.sanidad.gob.es/profesionales/sistemasInformacion/sistemaInformacion/pdf/2026/2025_OEDA_Informe_AdiccionesComportamentales.pdf

Pedrero-Pérez, E. J., Ruiz-Sánchez de León, J. M., Morales-Alonso, S., Pedrero-Aguilar, J., y Fernández-Méndez, L. M. (2015). Sintomatología prefrontal en la vida diaria: evaluación de cribado mediante el inventario de síntomas prefrontales abreviado (ISP-20). *Revista de Neurología*, 60(9), 385–393. <https://doi.org/10.33588/rn.6009.2014545>

Pedrero Pérez, E. J., Ruiz Sánchez de León, J. M., Rojo Mota, G., Morales Alonso, S., Pedrero Aguilar, J., Lorenzo Luque, I. y González, A. (2016). Inventario de síntomas prefrontales (ISP): validez ecológica y convergencia con medidas neuropsicológicas. *Revista de Neurología*, 63(6), 241-251. <https://doi.org/10.33588/rn.6306.2016143>

Pedrero-Pérez, E. J., y Ruiz-Sánchez de León, J. M. (2022). Diez años del inventario de síntomas prefrontales (ISP): una revisión sistemática. *Revista de Neurología*, 75(4), 77–86. <https://doi.org/10.33588/rn.7504.2022120>

Peixoto, M., Dores, A., Monteiro, M., Marques, A. y Barbosa, F. (2025). Executive Function in Gambling Disorder: A Meta-analysis on Neuropsychological Evidence. *Journal of Gambling Studies* 41, 449–488. <https://doi.org/10.1007/s10899-025-10383-1>

Sancho, O., Clotas, C., y Bartroli, M. (2023). El juego de azar como problema de salud pública: propuesta de un modelo conceptual. *Revista Española de Salud Pública*, 97, 6 p. <https://ojs.sanidad.gob.es/index.php/resp/article/view/189>

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., y 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>

Tessier, S., Romo, L., Gonthier, C., y Zerhouni, O. (2025). Betting on influence: The impact of gambling advertising on the attitudes and behaviors of problem gamblers in France. *Psychology of Addictive Behaviors*, 40(1), 99–112. <https://doi.org/10.1037/adb0001102>

- Wardle, H., Degenhardt, L., Ceschia, A., y Saxena, S. (2021). The Lancet Public Health Commission on gambling. *The Lancet Public Health*, 6(1), e2–e3. [https://doi.org/10.1016/S2468-2667\(20\)30289-9](https://doi.org/10.1016/S2468-2667(20)30289-9)
- Wiehler, A., y Peters, J. (2015). Reward-based decision making in pathological gambling: The roles of risk and delay. *Neuroscience Research*, 90, 3–14. <https://doi.org/10.1016/j.neures.2014.09.008>
- Willie, C., Gill, P. R., Teese, R., Stavropoulos, V. y Jago, A. (2022). Emotion-driven problem behaviour: The predictive utility of positive and negative urgency. *Brain and Neuroscience Advances*, 6. <https://doi.org/10.1177/23982128221079573>
- Wirkus, T., Czernecka, R., Bühringer, G. y Kräplin, A. (2026). The relationship between executive functions, decision-making, and changes in symptoms of gambling disorder in online sports bettors. *Scientific Reports*, 16, 12076 (2026). <https://doi.org/10.1038/s41598-026-48449-8>

