


Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10): un meta-análisis de generalización de la fiabilidad

Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10): a reliability generalization meta-analysis

Sergio Hidalgo-Fuentes^{*1,2} 

¹ Profesor del Departamento de Psicología y Salud, Facultad de Ciencias de la Salud y de la Educación, Universidad a Distancia de Madrid (UDIMA), España; ² Profesor asociado del Departamento de Psicología Básica, Facultad de Psicología y Logopedia, Universitat de València, España

Resumen

A pesar de que el uso de videojuegos no es intrínsecamente negativo, un pequeño porcentaje de jugadores puede desarrollar un uso patológico de los videojuegos con características similares a otros tipos de comportamientos adictivos. El trastorno de juego por Internet ha despertado un interés creciente durante la última década. Desde su inclusión en la 5ª Edición del Manual Diagnóstico y Estadístico de Trastornos Mentales (DSM-5), numerosas medidas han sido desarrolladas utilizando los criterios del DSM-5, incluido el Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10). El objetivo de este trabajo es realizar un meta-análisis de generalización de la fiabilidad del IGDT-10 mediante el que estimar la fiabilidad de este instrumento. Se realizó una búsqueda en PsycINFO, PubMed, Web of Science y Scopus y un total de 29 artículos fueron incluidos en este meta-análisis. La fiabilidad combinada del IGDT-10 es de $\alpha = .81$ para la versión tipo Likert y de $\alpha = .72$ para la versión con puntuaciones dicotomizadas. Los análisis de riesgo de sesgo de publicación fueron no significativos. El presente trabajo muestra como el IGDT-10 presenta una adecuada fiabilidad para su uso con propósitos de investigación. Se presentan las limitaciones del estudio.

Palabras clave: meta-análisis, generalización de la fiabilidad, coeficiente alfa, trastorno de juego por Internet.

* Para correspondencia: Sergio Hidalgo-Fuentes sergio.hidalgo.f@udima.es
Departamento de Psicología y Salud, Facultad de Ciencias de la Salud y de la Educación, Universidad a Distancia de Madrid (UDIMA). Vía de Servicio A-6, 15, 28400 Collado Villalba, Madrid, España.

Abstract

Although video game use is not inherently negative, a small percentage of players may develop pathological video game use with characteristics similar to other types of addictive behaviors. Internet gaming disorder has been increasingly interest over the last decade. Since its inclusion in the 5th Edition of Diagnostic Statistical Manual, numerous measures have been developed using the DSM-5 criteria, including the Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10). The purpose of this work is to carry out a reliability generalization meta-analysis of the IGDT-10 by means of which to estimate the reliability of this instrument. PsycINFO, PubMed, Web of Science and Scopus were searched and a total of 29 papers were included in this meta-analysis. The pooled reliability of the IGDT-10 is $\alpha = .81$ for the Likert-type version and $\alpha = .72$ for the version with dichotomized scores. Analyses of risk of publication bias were nonsignificant. The present work shows how the IGDT-10 presents an adequate reliability for its use for research purposes. The limitations of the study are presented.

Keywords: meta-analysis, reliability generalization, alpha coefficient, internet gaming disorder.

INTRODUCCIÓN

A pesar de que el uso de videojuegos, incluso en cantidades de tiempo elevadas, no es intrínsecamente negativo (Király et al., 2017), un pequeño porcentaje de personas puede desarrollar un uso patológico de los videojuegos con características similares a otros tipos de comportamientos adictivos (Kuss y Griffiths, 2012). La adicción a los videojuegos fue incluida bajo la denominación de trastorno de juego por Internet (IGD, por sus siglas en inglés) en el apartado condiciones para un mayor estudio de la quinta edición del Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales (American Psychiatric Association, 2013), descrito como la utilización persistente y recurrente de videojuegos, habitualmente junto a otros jugadores, que conlleva un deterioro o malestar clínicamente significativo durante un periodo de 12 meses. Posteriormente, en el año 2018, la Organización Mundial de la Salud también incluyó el trastorno por videojuego en su Clasificación internacional de enfermedades (CIE-11; World Health Organization, 2018).

El progresivo interés por el estudio del IGD, especialmente desde 2013 en el que se incluyó en la Sección III del DSM-5, ha llevado a la validación de numerosos instrumentos enfocados a la medición de este trastorno, identificando una reciente revisión sistemática 32 herramientas dedicadas a su detección y evaluación (King et al., 2020). Dentro de esas herramientas se encuentra el Ten-Item Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10), desarrollada por Király et al. (2017). La IGDT-10 es una escala unifactorial que evalúa el IGD siguiendo los criterios propuestos en el DSM-5. Cada uno de los nueve criterios se operacionalizó usando un único ítem a excepción del último criterio, referido a haber

puesto en peligro o perdido relaciones significativas, su trabajo u oportunidades educativas o laborales debido a su participación en juegos por Internet, que se dividió en dos ítems debido a su complejidad y a que no describía un único constructo. Los ítems de la IGDT-10 se valoran sobre una escala Likert de tres puntos, etiquetados como 0 (*Nunca*), 1 (*Algunas veces*) y 2 (*A menudo*), implicando una mayor puntuación, mayores niveles de IGD. Debido a la estructura dicotómica del IGD en el DSM-5, las puntuaciones de 0 y 1 pueden recodificarse como 0 (*no*) y las puntuaciones de 2 como 1 (*si*). En caso de optar por la puntuación dicotomizada, los ítems 9 y 10 cuentan como un solo ítem al hacer referencia al mismo criterio, por lo que una respuesta de *A menudo* a cualquiera de los dos es recodificada como un 1 en relación a ese constructo, encontrándose la puntuación en un rango de 0-9. En el caso de la puntuación dicotómica, el punto de corte para diagnosticar IGD se encuentra en una puntuación igual o mayor de 5. La IGDT-10 ha sido adaptada a numerosos idiomas como japonés, chino, húngaro, español, persa, noruego, francés o checo, habiéndose posicionado en la actualidad como una de las principales herramientas para valorar el IGD (King et al., 2020).

Debido al significativo número de pruebas disponibles para evaluar el IGD, el hecho de disponer de una estimación combinada de la fiabilidad del IGDT-10 podría servir como argumento a la hora de decidir utilizar esta prueba, dado que la fiabilidad obtenida mediante un meta-análisis de generalización de la fiabilidad proporciona una base más segura que la fiabilidad reportada únicamente en su validación o adaptación. Por tanto, el objetivo de este estudio es obtener una evaluación combinada de la fiabilidad del IGDT-10 así como evaluar la posible función moderadora de diferentes variables sobre la fiabilidad de la prueba.

MÉTODO

Búsqueda sistemática

El presente meta-análisis de generalización de la fiabilidad fue realizado siguiendo las directrices presentadas en la guía REGEMA (Sánchez-Meca et al., 2021). Con el objetivo de localizar todos aquellos estudios empíricos que hubieran utilizado la IGDT-10, se realizó una búsqueda sistemática en las bases de datos PsycINFO, Pubmed, Scopus y WoS Core Collection, utilizando como términos de búsqueda “Internet Gaming Disorder Test” o “IGDT-10” en todos los campos. La búsqueda se llevó a cabo durante el mes de abril de 2022 y se impuso como limitación temporal documentos publicados a partir del 2015, año en el que se publicó online el estudio de validación del IGDT-10. Así mismo, de manera adicional, se revisaron todas las citas al artículo de Király et al. (2017) en el que se validó el IGDT-10.

Los estudios se incluyeron en el meta-análisis de generalización de fiabilidad si cumplían los siguientes criterios de inclusión: 1) estudios empíricos en los que se aplicó el IGDT-10 o cualquiera de sus adaptaciones que mantenían su estructura original, 2) se informa del coeficiente alfa de Cronbach para la muestra del estudio, 3) se identifica si el alfa de Cronbach hace referencia a la versión con respuestas sobre la escala Likert de tres puntos o a la versión con respuestas recodificadas en formato dicotómico, 4) publicados en revistas científicas revisadas por pares, 5) se informa del tamaño de la muestra, 6) publicados en español o inglés y 7) texto completo accesible. En relación al criterio 3, se contactó con el autor principal o de correspondencia de aquellos estudios que no hacían referencia al tipo de escala de respuesta utilizada solicitando dicha información, obteniendo una tasa de respuesta del 57.14%.

Extracción y codificación de los datos

Los siguientes datos de todos los estudios incluidos fueron extraídos en dos bases de datos preparadas a tal efecto, una por cada versión de la prueba: 1) autor y año de publicación; 2) tipo de estudio (aplicado vs. psicométrico); 3) tamaño de la muestra, 4) edad media de los participantes; 5) sexo de los participantes, codificado como porcentaje de hombres en la muestra, 6) idioma de aplicación del IGDT-10; 7) continente en el que se realizó el estudio, y 8) alfa de Cronbach.

Siguiendo la recomendación de Lipsey y Wilson (2001) para meta-análisis realizados por un único autor, los datos fueron codificados en dos ocasiones diferentes no encontrándose ninguna discrepancia entre ambas codificaciones.

Análisis estadísticos

Se realizaron dos meta-análisis, uno para cada formato de respuesta (escala Likert de tres puntos y respuestas dicotomizadas). Ambos meta-análisis de generalización de fiabilidad se realizaron mediante un modelo de efectos aleatorios, que presentan frecuentemente estimaciones más precisas que los modelos de efectos fijos (Kisamore y Brannick, 2008), ponderando los coeficientes de fiabilidad por la inversa de la varianza (Botella y Sánchez-Meca, 2015).

Con el fin de estimar la fiabilidad del IGDT-10 se utilizó el coeficiente alfa de Cronbach, ya que es estadístico más utilizado para evaluar la fiabilidad (Sijtsma, 2009). Antes de realizar los análisis meta-analíticos, se realizó la transformación de Bonnett (2002) a los coeficientes alfa de Cronbach de los estudios incluidos con el objetivo de normalizar sus distribuciones y estabilizar sus varianzas. Una vez calculada la fiabilidad combinada, se procedió a transformarla de vuelta a puntuaciones alfa de Cronbach con el objetivo de facilitar su interpretación.

La heterogeneidad mostrada en los coeficientes alfa de los diferentes estudios se evaluó mediante los estadísticos Q de Cochran e I^2 . Un valor Q significativo indica la existencia de variabilidad entre los estudios, mientras que el estadístico I^2 señala el porcentaje de variabilidad no debida a la variabilidad muestral. La interpretación del estadístico I^2 se realizó en base al criterio propuesto por Higgins, Thompson, Deeks, y Altman et al. (2003), que identifica valores de 25%, de 50% y de 75% como bajos, medios y altos, respectivamente. Se calculó también un intervalo predictivo al 95% para determinar el rango de fiabilidad en futuras aplicaciones del IGDT-10.

Se realizaron análisis de sensibilidad del tipo “dejar uno fuera”, en los que se estima la fiabilidad combinada omitiendo sucesivamente cada uno de los estudios, para evaluar la influencia individual de los estudios incluidos en el meta-análisis en la estimación de la fiabilidad obtenida. También se estimó la fiabilidad combinada de los estudios con los coeficientes alfa sin transformar como un análisis de sensibilidad adicional.

El riesgo de sesgo de publicación se evaluó mediante la inspección visual de los gráficos de embudo y el test de regresión de Egger. En caso de no existencia de sesgo de publicación, el gráfico de embudo debe mostrar una apariencia simétrica en torno a la fiabilidad promedio. Asimismo, en caso de ausencia de sesgo de publicación, la prueba de regresión de Egger presentará un resultado no significativo.

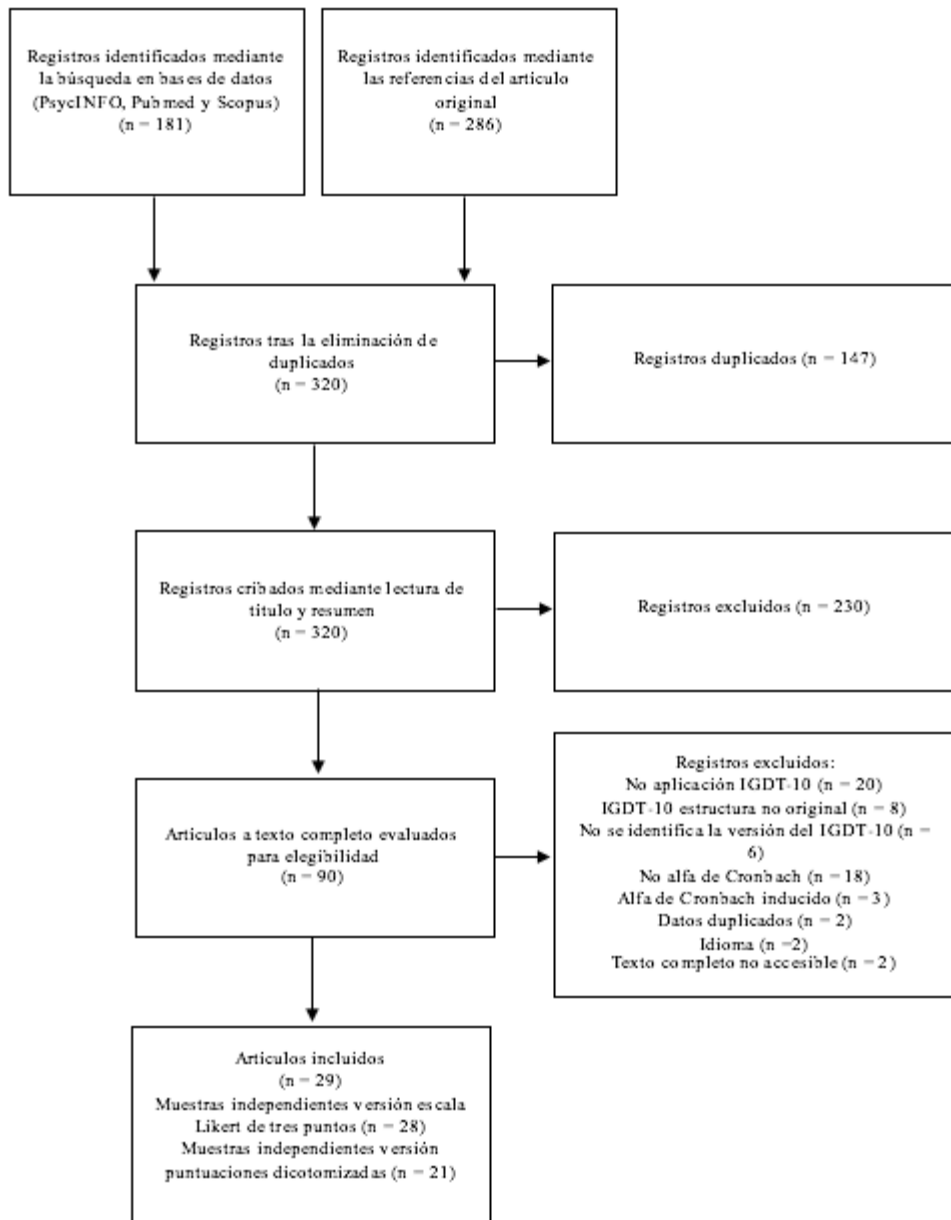
Para evaluar la posible existencia de variables moderadoras de la fiabilidad de la escala, se llevaron a cabo análisis de meta-regresión en el caso de variables continuas, y análisis de subgrupos para las variables categóricas. En los análisis de subgrupos, siguiendo la recomendación de Fu et al. (2011), cada subgrupo debía estar compuesto de al menos cuatro estudios; en los casos en los que esto no fue posible por contar con un menor número de estudios, se agruparon en el subgrupo “otros” cuando entre ellos sumaban al menos cuatro estudios o se dejaron fuera de los análisis en el caso de que el número de estudios fuera inferior a cuatro.

Todos los análisis se realizaron en el entorno R Studio mediante el paquete metafor (Viechtbauer, 2010).

RESULTADOS

La búsqueda sistemática en las tres bases de datos utilizadas dio como resultado un total de 181 referencias, mientras que el estudio original en el que se validó el IGDT-10 fue citado en 286 trabajos. En la Figura 1 puede observarse el diagrama de flujo con el proceso completo de búsqueda y selección de estudios.

Figura 1
Diagrama de flujo del proceso de búsqueda y selección



Los artículos incluidos fueron publicados entre los años 2017 y 2023. Para la versión con puntuaciones en escala Likert de tres puntos, el número total de participantes incluidos fue de 39,431 sujetos (73.37% hombres), con una media de edad de 23.15 años. Para la versión del IGDT-10 con respuestas dicotomizadas, la muestra total estuvo compuesta por 44,256 participantes (77.70% hombres), con una media de edad de 21.32 años. En las Tablas 1 y 2 pueden observarse las características de los estudios incluidos en el meta-análisis de generalización de la fiabilidad de la IGDT-10 para la versión escala Likert de tres puntos y la versión con respuestas dicotomizadas, respectivamente.

Tabla 1
Características de los estudios incluidos (IGDT-10 puntuaciones escala tipo Likert de tres puntos)

Estudio	Lengua	Tipo	Tamaño muestral	Edad media	Sexo (% hombres)	Continente	Alfa de Cronbach
Bányai et al., 2019	Húngaro	Aplicado	4,284	23.08	89.89	Europa	.76
Brandtner et al., 2020	Alemán	Aplicado	118	34.1	55.08	Europa	.84
Cervigón-Carrasco et al., 2023(1)	Inglés	Aplicado	40	24.3	100	Europa	.84
Cervigón-Carrasco et al., 2023(2)	Español	Aplicado	91	25.55	100	Europa	.82
Cervigón-Carrasco et al., 2023(3)	Español	Aplicado	108	23.91	0	Europa	.84
Chiu et al., 2018	Chino	Psicométrico	8,110	13.17	63.29	Asia	.85
Demetrovics et al., 2022	Húngaro	Aplicado	3,600	24.3	92.5	Europa	.79
Evren et al., 2020	Turco	Psicométrico	752	23.09	69	Europa	.85
Giardina et al., 2021	Italiano	Aplicado	664	23.59	91.3	Europa	.72
Király et al., 2017	Inglés	Aplicado	5,222	22.2	92.6	Europa	.79
Király et al., 2019(1)	Checo	Psicométrico	496	26.7	95.5	Europa	.78
Király et al., 2019(2)	Húngaro	Psicométrico	3,924	24.3	91.8	Europa	.79
Király et al., 2019(3)	Persa	Psicométrico	791	23.4	75.4	Asia	.86
Király et al., 2019(4)	Inglés	Psicométrico	754	24	91.6	Europa	.77
Király et al., 2019(5)	Francés	Psicométrico	421	25.8	75.3	Europa	.77
Király et al., 2019(6)	Noruego	Psicométrico	195	23.8	93.8	Europa	.79
Király et al., 2019(7)	Español	Psicométrico	612	21.3	98.7	América	.79
Kircaburun et al., 2020	Turco	Aplicado	478	20.88	96	Europa	.77
Männikkö et al., 2019	Finlandés	Psicométrico	773	17.5	58.86	Europa	.87

Estudio	Lengua	Tipo	Tamaño muestral	Edad media	Sexo (% hombres)	Continente	Alfa de Cronbach
Mihara et al., 2022	Japonés	Psicométrico	244	16.62	51.64	Asia	.80
Muhametjanova et al., 2021	Turco/inglés/ Kirguís	Aplicado	248	17.7	85.5	Asia	.81
Müller et al., 2022a	Alemán/ español	Aplicado	293	20.85	21.5	Europa	.83
Müller et al., 2022b	Otros	Psicométrico	440	45.59	58.86	Europa	.84
Péter et al., 2023	Húngaro	Aplicado	3,890	27.06	48.4	Europa	.90
Stenseng et al., 2021	Otros	Psicométrico	126	18.3	83.33	Europa	.73
Vaarala et al., 2022	Otros	Aplicado	773	17.6	59	Europa	.87
Wang, 2022	Otros	Psicométrico	1,118	25.3	58.6	Asia	.74
Warburton et al., 2022	Inglés	Aplicado	866	14.12	57	Oceanía	.81

Tabla 2
Características de los estudios incluidos (IGDT-10 puntuaciones dicotomizadas)

Estudio	Lengua	Tipo	Tamaño muestral	Edad media	Sexo (% hombres)	Continente	Alfa de Cronbach
Akbari et al., 2023	Persa	Aplicado	2,390	16.01	34.94	Asia	.90
Bányai et al., 2019	Húngaro	Aplicado	4,284	23.08	89.89	Europa	.64
Evren et al., 2020	Turco	Psicométrico	752	23.09	69	Europa	.79
Hébert-Ratté et al., 2023	Francés	Psicométrico	1,851	17.09	84.8	América	.63
Király et al., 2017a	Inglés	Psicométrico	4,887	22.2	92.5	Europa	.68
Király et al., 2017b	Inglés	Aplicado	5,222	22.2	92.6	Europa	.68
Király et al., 2019(1)	Checo	Psicométrico	496	26.7	95.5	Europa	.74
Király et al., 2019(2)	Húngaro	Psicométrico	3,924	24.3	91.8	Europa	.69
Király et al., 2019(3)	Persa	Psicométrico	791	23.4	75.4	Asia	.75
Király et al., 2019(4)	Inglés	Psicométrico	754	24	91.6	Europa	.68
Király et al., 2019(5)	Francés	Psicométrico	421	25.8	75.3	Europa	.62
Király et al., 2019(6)	Noruego	Psicométrico	195	23.8	93.8	Europa	.66
Király et al., 2019(7)	Español	Psicométrico	612	21.3	98.7	América	.72
Kircaburun et al., 2019	Turco	Aplicado	242	18.87	93	Europa	.73
Kircaburun et al., 2020	Turco	Aplicado	478	20.88	96	Europa	.73
Maftei y Enea, 2020	Rumano	Aplicado	139	12.1	47.5	Europa	.69
Murray et al., 2021	Inglés	Aplicado	502	30.34		Europa	.75
Pan et al., 2019	Chino	Psicométrico	10,775	13.06	55.82	Asia	.68
Siste et al., 2022	Indonesio	Psicométrico	1,233	20.3	38.1	Asia	.72
Wang et al., 2021	Chino	Aplicado	2,211	13.04	49.2	Asia	.68
Zsila et al., 2022	Húngaro	Aplicado	2,097	26.2	88.5	Europa	.67

Una vez transformadas las puntuaciones de vuelta a alfa de Cronbach (véase Tabla 3), la fiabilidad combinada de las aplicaciones del IGDT-10 versión escala Likert de tres puntos fue de $\alpha = .81$ (95% CI = .79, .83), mientras que para la versión del IGDT-10 con las puntuaciones dicotomizadas la fiabilidad combinada fue de $\alpha = .72$ (95% CI = .68, .75). Los forest plot de ambas versiones pueden observarse en las figuras 2 y 3. La heterogeneidad se evaluó mediante los estadísticos Q de Cochran e I^2 . La Q de Cochran resultó significativa para ambas versiones de la prueba, por lo que se rechaza la hipótesis de homogeneidad. Por su parte, el resultado de la prueba I^2 fue de 97.20% para la versión escala Likert de tres puntos y de 98.57% para la versión con puntuaciones dicotomizadas, lo que se considera una heterogeneidad alta en ambos casos según el criterio propuesto por Higgins et al. (2003). El intervalo de predicción muestra como la fiabilidad de la escala IGDT-10 en futuras aplicaciones se encontrará entre $\alpha = .70$ y $\alpha = .88$ para la versión con puntuaciones sobre escala Likert de tres puntos y de entre $\alpha = .50$ y $\alpha = .84$ para la versión con puntuaciones dicotomizadas.

Tabla 3
Fiabilidad estimada, intervalos de confianza y de predicción al 95% y estadísticos de heterogeneidad

Versión	k	α	IC95%		IP95%		Q	I^2
			LI	LS	LI	LS		
Escala Likert de tres puntos	28	.81	.79	.83	.70	.88	1313.251***	97.20%
Puntuaciones dicotomizadas	21	.72	.68	.75	.50	.84	1519.471***	98.57%

Notas. k = número de estudios. α = alfa de Cronbach. IC = intervalo de confianza. IP = intervalo de predicción. LI = límite inferior. LS = límite superior. Q = estadístico de heterogeneidad de Cochran; con $k - 1$ grados de libertad. I^2 = índice de heterogeneidad.

El análisis de sensibilidad del tipo “dejar uno fuera” no mostró excesiva influencia individual de ninguno de los estudios para ninguna de las dos versiones, ya que los resultados oscilaron entre $\alpha = .81$ y $\alpha = .82$ en el caso de la versión con puntuaciones sobre escala Likert de tres puntos, y de $\alpha = .70$ y $\alpha = .72$, en el caso de la versión con las puntuaciones dicotomizadas. Así mismo, los análisis con las puntuaciones alfa sin transformar presentan una fiabilidad de $\alpha = .81$ para la versión escala Likert de tres puntos y de $\alpha = .71$ para la versión con puntuaciones dicotomizadas, puntuaciones muy similares a la fiabilidad combinada obtenida mediante la transformación de Bonett.

Figura 2

Forest plot para la generalización de la fiabilidad del IGDT-10 (versión escala Likert de tres puntos)

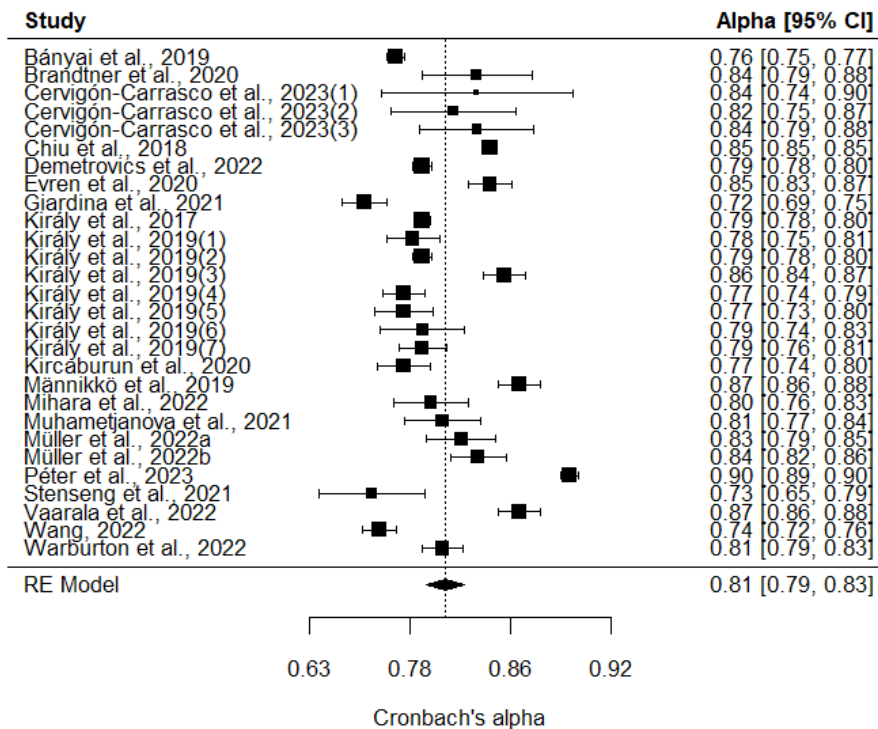
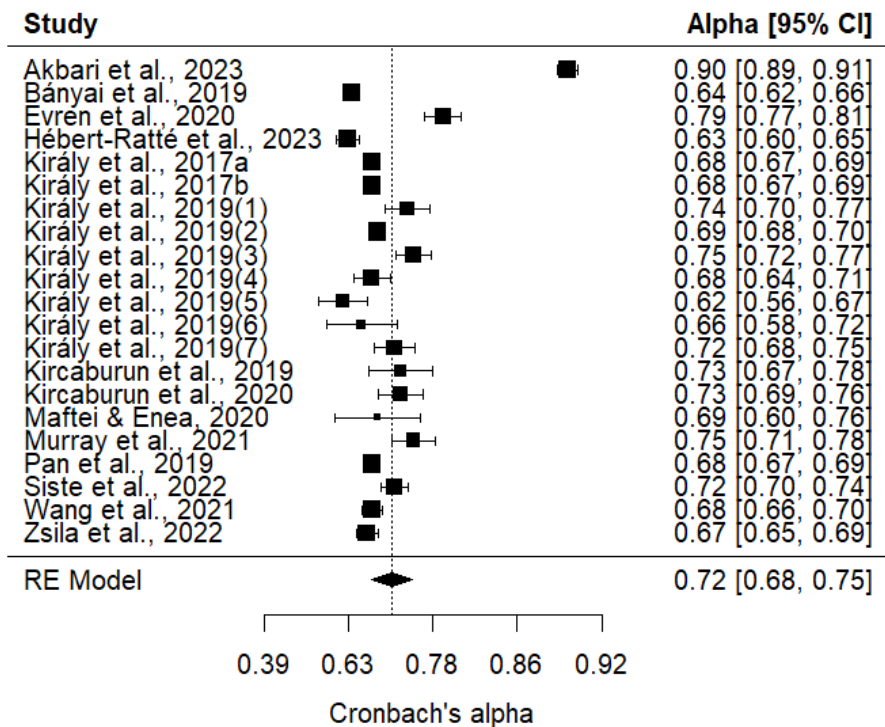


Figura 3

Forest plot para la generalización de la fiabilidad del IGDT-10 (versión puntuaciones dicotomizadas)



En los análisis de meta-regresión para examinar el posible papel moderador de las variables continuas no presentaron ningún valor estadísticamente significativo (véase Tabla 4), solo el sexo de los participantes, codificado como porcentaje de hombres en la muestra, se presentó como moderador estadísticamente significativo para ambas versiones de la prueba, mostrando la IGDT-10 una mayor fiabilidad en mujeres que en hombres. Por el contrario, el año de publicación del estudio, el tamaño de la muestra y la edad media de los participantes no resultaron significativos por lo que estas variables no influyen en la variabilidad de la consistencia interna de los estudios incluidos.

Tabla 4
Resultados de los análisis de meta-regresión para las variables continuas

Version	Variable	B_j	SE	z	p	R ²
Escala Likert de tres puntos	Año de publicación	0.0404	0.0501	1.1367	.256	0
	Tamaño de la muestra	0.0000	0.0000	0.6284	.530	0
	Edad media	0.0016	0.0081	0.1959	.845	0
	Sexo (% hombres)	-0.0054	0.0018	-2.9328	.003	25.50%
Puntuaciones dicotomizadas	Año de publicación	0.0639	0.0363	1.7606	.078	0
	Tamaño de la muestra	-0.0000	0.0000	-0.6409	.522	0
	Edad media	-0.0071	0.0137	-0.5182	.604	0
	Sexo (% hombres)	-0.0063	0.0029	-2.1602	.031	14.42%

Notas. B_j = coeficiente de regresión de cada variable. SE = error estándar. z = prueba z. p = significación estadística para la prueba z. R² = proporción de la varianza explicada por la variable.

En relación a los análisis de moderación para variables categóricas, no existen diferencias estadísticamente significativas para ninguna de las dos versiones del IGDT-10 en función del continente en el que se realizó el estudio, el tipo de estudio o el idioma de la escala (véase Tabla 5).

Tabla 5
Resultados de los análisis de subgrupos para las variables categóricas

Versión	Variable	Categoría	k	α	IC95%	Q_B	df	p	
Escala Likert de tres puntos	Continente	Europa	21	.81	[.79,.83]	0.0272	1	.869	
		Asia	5	.82	[.77,.85]				
	Tipo	Aplicado	14	.82	[.79,.84]	0.2413	1	.623	
		Psicométrico	14	.81	[.78, .83]				
	Lengua	Húngaro	Húngaro	4	.82	[.77,.86]	0.3455	2	.841
			Inglés	4	.80	[.74, .85]			
Otros			19	.81	[.79,.84]				
Puntuaciones dicotomizadas	Continente	Europa	14	.77	[.70,.82]	2.8306	1	.092	
		Asia	5	.70	[.65,.74]				
	Tipo	Aplicado	9	.73	[.68,.78]	0.8428	1	.359	
		Psicométrico	12	.70	[.65,.75]				
	Lengua	Inglés	Inglés	4	.70	[.60,.77]	0.1887	1	.664
			Otros	17	.72	[.68,.76]			

Notes. k = número de estudios. α = alfa de Cronbach. IC = intervalo de confianza. $Q_B = Q_{between}$. df = grados de libertad.

El riesgo de sesgo de publicación fue evaluado mediante la inspección visual de los gráficos de embudo y el test de regresión de Egger. La distribución simétrica del gráfico de embudo correspondiente al IGDT-10 versión escala Likert de tres puntos sugiere que no existe riesgo de sesgo de publicación (véase Figura 4), lo que se corrobora con el test de regresión de Egger que presenta un resultado no significativo ($z = 0.0625, p = .950$). En relación al IGDT-10 con puntuaciones dicotomizadas, aunque el gráfico de embudo presenta cierta asimetría, (véase Figura 5), el test de regresión de Egger presentó un resultado no significativo ($z = -0.1284, p = .898$), lo que sugiere que no hay riesgo de sesgo de publicación.

Figura 4
Gráfico de embudo para la generalización de la fiabilidad del IGDT-10 (versión escala Likert de tres puntos)

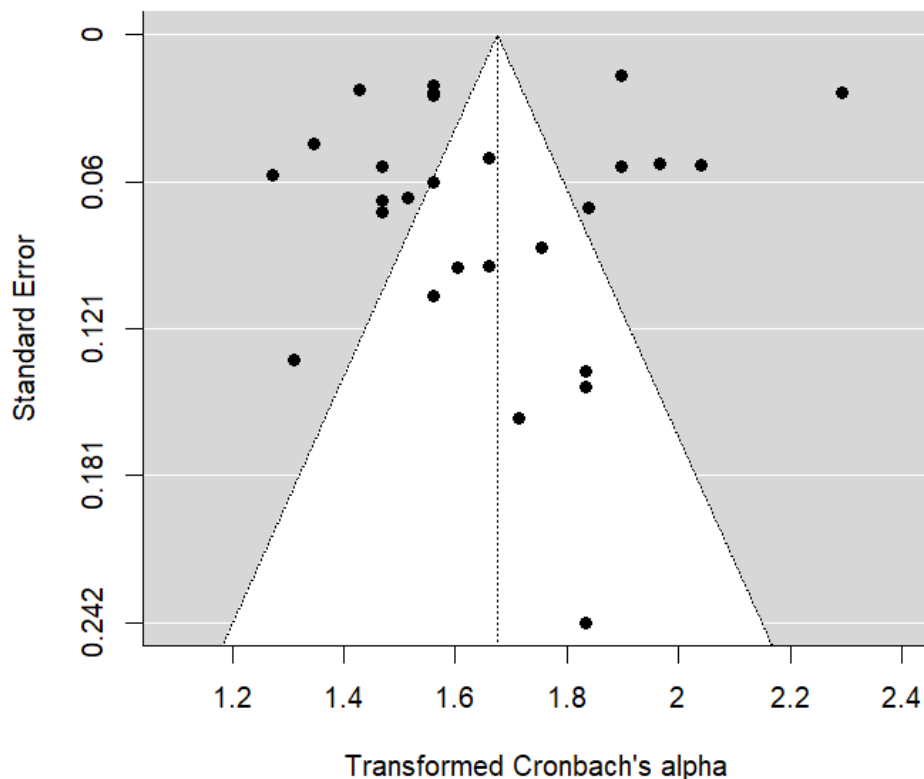
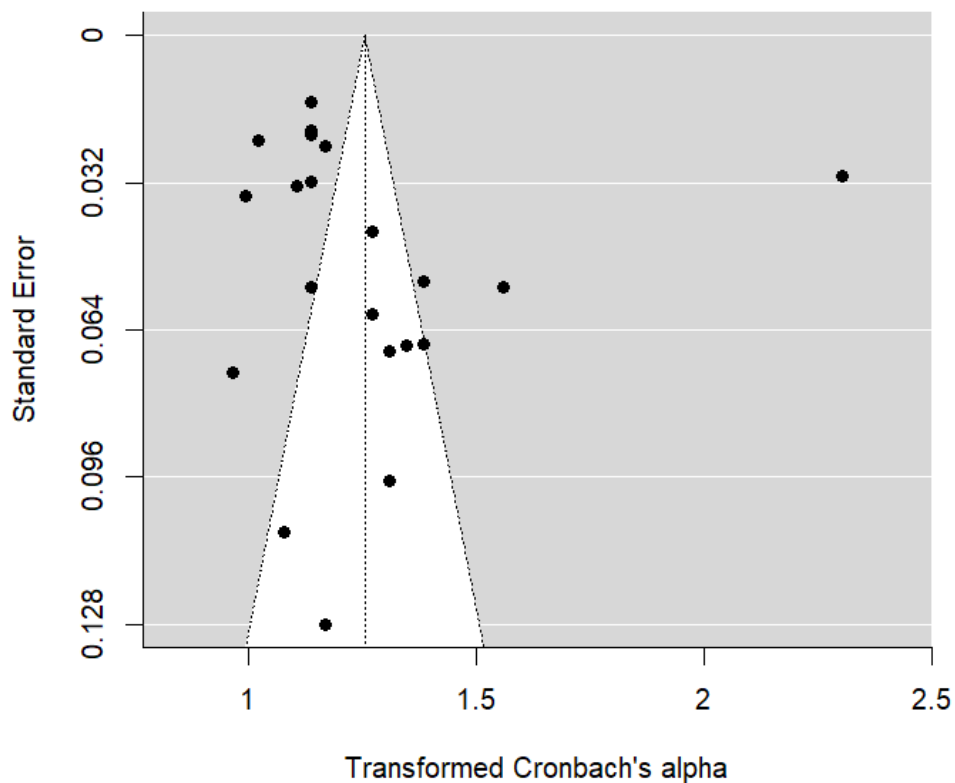


Figura 5
*Gráfico de embudo para la generalización de la fiabilidad del IGDT-10
(versión puntuaciones dicotomizadas)*



DISCUSIÓN

El objetivo del presente trabajo era llevar a cabo un meta-análisis de generalización de la fiabilidad para estimar la consistencia interna del IGDT-10 a través del alfa de Cronbach y examinar si la consistencia interna de la prueba varía en función de diversas características de los estudios en los que se ha aplicado. Para ello, se realizó una búsqueda sistemática de aquellos estudios empíricos que hubieran aplicado el IGDT-10, recuperando 28 reportes del alfa de Cronbach para la versión escala Likert de tres puntos y 21 reportes del alfa de Cronbach para la versión con puntuaciones dicotomizadas.

La fiabilidad estimada mediante los análisis meta-analíticos para la versión escala Likert de tres puntos del IGDT-10 es de $\alpha = .81$, mientras que para la versión con las puntuaciones dicotomizadas la fiabilidad es de $\alpha = .71$. La fiabilidad alcanzada por ambas versiones del IGDT-10 se considera apropiada para propósitos de investigación según los criterios de Nunnally y Bernstein (1994) y Charter (2003) y adecuada según la clasificación propuesta por Cicchetti (1994).

La heterogeneidad de los coeficientes alfa de Cronbach de los estudios incluidos es elevada, con valores de I^2 de 97.20% para la versión escala Likert de tres puntos y de 98.57%. Con el objetivo de examinar las posibles variables moderadoras de la fiabilidad del IGDT-10 se realizaron análisis de meta-regresión para las variables continuas y análisis de subgrupos para las variables categóricas. Solo el sexo de los participantes se mostró como un moderador significativo de la fiabilidad de la prueba, encontrándose tanto en la versión escala Likert de tres puntos como en la versión de puntuaciones dicotomizadas un mayor grado de consistencia interna en aquellos estudios que presentaban un menor porcentaje de varones. El hecho de que los varones presenten mayores tasas de prevalencia del trastorno de juego por Internet que las mujeres podría ser un factor relacionado con este resultado (Darvesh *et al.*, 2020; Gao *et al.*, 2022).

Dado que no se aprecia riesgo de sesgo de publicación y que los análisis de sensibilidad realizados muestran resultados muy similares a la fiabilidad estimada para ambas versiones, se puede afirmar que los resultados del presente meta-análisis presentan un alto grado de robustez y fiabilidad.

Los resultados de este trabajo deben interpretarse teniendo en cuenta ciertas limitaciones. En primer lugar, solo se han incluido artículos publicados en inglés y español, lo que podría considerarse un sesgo en el proceso de selección. En segundo lugar, a excepción del sexo de los participantes, no se han encontrado más variables moderadoras de la fiabilidad del IGDT-10, por lo que un porcentaje alto de la heterogeneidad encontrada no ha podido ser explicada. En tercer lugar, el presente trabajo se ha centrado exclusivamente en la fiabilidad evaluada mediante el coeficiente alfa de Cronbach, por lo que futuras generalizaciones de fiabilidad de este instrumento se beneficiarían de examinar otras características psicométricas como la fiabilidad test-retest o la validez. En cuarto lugar, solo se han tenido en cuenta estudios publicados en revistas científicas revisadas por pares con el objetivo de asegurar que dichos estudios cumplieran con los estándares metodológicos aceptados en la comunidad científica. Aunque algunos autores afirman que el hecho de incluir únicamente artículos revisados por pares podría llevar a una sobrestimación de la fiabilidad encontrada (McAuley *et al.*, 2000); no hay evidencia consistente de que la exclusión de literatura gris produzca diferencias en el tamaño del efecto estimado (Conn *et al.*, 2003). Por último, y también relacionado con los análisis de moderación, solo han podido hacerse análisis de subgrupos de

estudios conducidos en Europa y Asia, por lo que sería conveniente en un futuro actualizar el meta-análisis cuando se cuenten con suficientes estudios en otros continentes para ello.

El presente meta-análisis tiene implicaciones importantes para los profesionales de la salud mental e investigadores. El IGDT-10 es una herramienta sencilla de aplicar que ha sido adaptada a numerosos idiomas y los resultados hallados en este trabajo que ambas versiones de la prueba, escala Likert de tres puntos y dicotomizada, presentan una fiabilidad adecuada. Los resultados también demuestran que los profesionales e investigadores pueden emplear el IGDT-10 en una diferente variedad de muestras y esperar obtener puntuaciones fiables.

Como conclusión, los resultados encontrados en el presente meta-análisis demuestran la adecuada fiabilidad del IGDT-10 para emplearse con propósitos de investigación, lo que, unido a su corta duración y facilidad de aplicación, así como a su fundamentación teórica basada en los criterios del DSM-5, hacen de esta prueba una opción recomendable a la hora de valorar el IGD en diferentes contextos.

REFERENCIAS

Las referencias con un asterisco (*) se encuentran incluidas en el meta-análisis de generalización de la fiabilidad.

*Akbari, M., Bahadori, M. H., Khanbabaei, S., Milan, B. B., Horvath, Z., Griffiths, M. D., y Demetrovics, Z. (2023). Psychological predictors of the co-occurrence of problematic gaming, gambling, and social media use among adolescents. *Computers in Human Behavior*, 140, 107589. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2022.107589>

American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders: DSM-5*. American Psychiatric Publishing

*Bányai, F., Griffiths, M. D., Demetrovics, Z., y Király, O. (2019). The mediating effect of motivations between psychiatric distress and gaming disorder among esports gamers and recreational gamers. *Comprehensive Psychiatry*, 94, 152117. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2019.152117>

Bonett, D. G. (2002). Sample size requirements for testing and estimating coefficient alpha. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 27(4), 335-340. <https://doi.org/10.3102/10769986027004335>

Botella, J. y Sánchez-Meca, J. (2015). *Meta-Análisis en Ciencias Sociales y de la Salud*. Editorial Síntesis.

*Brandtner, A., Wegmann, E., y Brand, M. (2020). Desire thinking promotes decisions to game: The mediating role between gaming urges and everyday decision-making

- in recreational gamers. *Addictive Behaviors Reports*, 12, 100295. <https://doi.org/10.1016/j.abrep.2020.100295>
- *Cervigón-Carrasco, V., Schulze-Steinen, L., Ballester-Arnal, R., Billieux, J., Gil-Juliá, B., Giménez-García, C., y Castro-Calvo, J. (2023). Attentional inhibitory control interference related to videogames, pornography, and TV series exposure: An experimental study in three independent samples. *Computers in Human Behavior*, 143, 107683. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2023.107683>
- Charter, R. A. (2003). A breakdown of reliability coefficients by test type and reliability method, and the clinical implications of low reliability. *The Journal of General Psychology*, 130(3), 290-304. <https://doi.org/10.1080/00221300309601160>
- *Chiu, Y. C., Pan, Y. C., y Lin, Y. H. (2018). Chinese adaptation of the Ten-Item Internet Gaming Disorder Test and prevalence estimate of Internet gaming disorder among adolescents in Taiwan. *Journal of Behavioral Addictions*, 7(3), 719-726. <https://doi.org/10.1556/2006.7.2018.92>
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessments instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6, 284–290. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.6.4.28>
- Conn, V. S., Valentine, J. C., Cooper, H. M., & Rantz, M. J. (2003). Grey Literature in Meta-Analyses. *Nursing Research*, 52(4), 256–261. <https://doi.org/10.1097/00006199-200307000-00008>
- Darvesh, N., Radhakrishnan, A., Lachance, C. C., Nincic, V., Sharpe, J. P., Ghassemi, M., Straus, S. E.; & Tricco, A. C. (2020). Exploring the prevalence of gaming disorder and Internet gaming disorder: A rapid scoping review. *Systematic reviews*, 9, 1-10. <https://doi.org/10.21203/rs.2.19279/v2>
- *Demetrovics, Z., van den Brink, W., Paksi, B., Horváth, Z., y Maraz, A. (2022). Relating Compulsivity and Impulsivity With Severity of Behavioral Addictions: A Dynamic Interpretation of Large-Scale Cross-Sectional Findings. *Frontiers in Psychiatry*, 13, 831992. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2022.831992>
- *Evren, C., Evren, B., Dalbudak, E., Topcu, M., y Kutlu, N. (2020). Psychometric validation of the Turkish Ten-Item Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10). *Dusunen Adam*, 33(1), 19–28. <https://doi.org/10.14744/dajpns.2019.00057>
- Fu, R., Gartlehner, G., Grant, M., Shamliyan, T., Sedrakyan, A., Wilt, T. J., Griffith, L., Oremus, M., Raina, P., Ismail, A., Santaguida, P., Lau, J., y Trikalinos, T. A. (2011). Conducting quantitative synthesis when comparing medical interventions: AHRQ and the Effective Health Care Program. *Journal of Clinical Epidemiology*, 64(11), 1187-1197. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2010.08.010>

- Gao, Y.-X., Wang, J.-Y., & Dong, G.-H. (2022). The prevalence and possible risk factors of internet gaming disorder among adolescents and young adults: Systematic reviews and meta-analyses. *Journal of Psychiatric Research*, *154*, 35–43. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2022.06.049>
- *Giardina, A., Di Blasi, M., Schimmenti, A., King, D. L., Starcevic, V., y Billieux, J. (2021). Online gaming and prolonged self-isolation: evidence from Italian gamers during the COVID-19 outbreak. *Clinical Neuropsychiatry*, *18*(1), 65-74. <https://doi.org/10.36131/cnforitieditore20210106>
- *Hébert-Ratté, R., Dufour, M., y Hébert, M. (2023, March 9). Validation of the Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10) in a Sample of Quebec French-Speaking Youth and Associations With Trauma and PTSD. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1037/cbs0000374>
- Higgins, J. P., Thompson, S. G., Deeks, J. J., y Altman, D. G. (2003). Measuring inconsistency in meta-analyses. *BMJ*, *327*(7414), 557-560. <https://doi.org/10.1136/bmj.327.7414.557>
- King, D. L., Chamberlain, S. R., Carragher, N., Billieux, J., Stein, D., Mueller, K.,... y Delfabbro, P. H. (2020). Screening and assessment tools for gaming disorder: A comprehensive systematic review. *Clinical Psychology Review*, *77*, 101831. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2020.101831>
- *Király, O., Bóthe, B., Ramos-Diaz, J., Rahimi-Movaghar, A., Lukavska, K., Hrabec, O., Miovsy, M., Billieux, J., Deleuze, J., Nuyens, F., Karila, L., Griffiths, M. D., Nagygyörgy, K., Urbán, R., Potenza, M. N., King, D. L., Rumpf, H.-J., Carragher, N., y Demetrovics, Z. (2019). Ten-Item Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10): Measurement invariance and cross-cultural validation across seven language-based samples. *Psychology of Addictive Behaviors*, *33*(1), 91–103. <https://doi.org/10.1037/adb0000433>
- *Király, O., Slezcka, P., Pontes, H. M., Urbán, R., Griffiths, M. D., y Demetrovics, Z. (2017). Validation of the ten-item Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10) and evaluation of the nine DSM-5 Internet Gaming Disorder criteria. *Addictive Behaviors*, *64*, 253-260. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2015.11.005>
- Király, O., Tóth, D., Urbán, R., Demetrovics, Z., y Maraz, A. (2017). Intense video gaming is not essentially problematic. *Psychology of Addictive Behaviors*, *31*(7), 807-817. <https://doi.org/10.1037/adb0000316>
- *Kircaburun, K., Demetrovics, Z., Griffiths, M. D., Király, O., Kun, B., y Tosuntaş, Ş. B. (2020). Trait emotional intelligence and internet gaming disorder among gamers: The mediating role of online gaming motives and moderating role of age groups.

International Journal of Mental Health and Addiction, 18, 1446-1457. <https://doi.org/10.1007/s11469-019-00179-x>

- *Kircaburun, K., Griffiths, M. D., y Billieux, J. (2019). Psychosocial factors mediating the relationship between childhood emotional trauma and internet gaming disorder: A pilot study. *European Journal of Psychotraumatology*, 10(1), 1565031. <https://doi.org/10.1080/20008198.2018.1565031>
- Kisamore, J. L., y Brannick, M. T. (2008). An illustration of the consequences of meta-analysis model choice. *Organizational Research Methods*, 11(1), 35-53. <https://doi.org/10.1177/1094428106287393>
- Kuss, D. J., y Griffiths, M. D. (2012). Online gaming addiction in children and adolescents: A review of empirical research. *Journal of Behavioral Addictions*, 1(1), 3-22. <https://doi.org/10.1556/jba.1.2012.1.1>
- Lipsey, M. W., y Wilson, D. B. (2001). Practical meta-analysis. SAGE.
- *Maftai, A., y Enea, V. (2020). Symptoms of Internet Gaming Disorder and parenting styles in Romanian adolescents. *Psihologija*, 53(3), 307-318. <https://doi.org/10.2298/psi190808008m>
- *Männikkö, N., Ruotsalainen, H., Tolvanen, A., y Kääriäinen, M. (2019). Psychometric properties of the Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10) and problematic gaming behavior among Finnish vocational school students. *Scandinavian Journal of Psychology*, 60(3), 252-260. <https://doi.org/10.1111/sjop.12533>
- McAuley, L., Tugwell, P., & Moher, D. (2000). Does the inclusion of grey literature influence estimates of intervention effectiveness reported in meta-analyses?. *The Lancet*, 356(9237), 1228-1231. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(00\)02786-0](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(00)02786-0)
- *Mihara, S., Osaki, Y., Kinjo, A., Matsuzaki, T., Nakayama, H., Kitayuguchi, T., Harada, T., y Higuchi, S. (2022). Validation of the Ten-Item Internet Gaming Disorder Test (IGDT-10) based on the clinical diagnosis of IGD in Japan. *Journal of Behavioral Addictions*, 11(4), 1024-1034. <https://doi.org/10.1556/2006.2022.00070>
- *Muhametjanova, G., Adanır, G. A., y Arpacı, I. (2021). Investigation of Gaming Habits, Personality Traits, and Internet Gaming Disorder Among Kyrgyz Adolescents. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 21(2), 869-877. <https://doi.org/10.1007/s11469-021-00628-6>
- *Müller, S. M., Wegmann, E., García Arías, M., Bernabeu Brotons, E., Marchena Giráldez, C., y Brand, M. (2022a). Decision Making and Risk Propensity in Individuals with Tendencies towards Specific Internet-Use Disorders. *Brain Sciences*, 12(2), 201. <https://doi.org/10.3390/brainsci12020201>

- *Müller, S. M., Wegmann, E., Oelker, A., Stark, R., Müller, A., Montag, C., Wölfling, K., Rumpf, H. J., y Brand, M. (2022b). Assessment of Criteria for Specific Internet-use Disorders (ACSID-11): Introduction of a new screening instrument capturing ICD-11 criteria for gaming disorder and other potential Internet-use disorders. *Journal of Behavioral Addictions*, 11(2), 427-450. <https://doi.org/10.1556/2006.2022.00013>
- *Murray, A., Mannion, A., Chen, J. L., y Leader, G. (2021). Gaming disorder in adults with autism spectrum disorder. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 52, 2762-2769. <https://doi.org/10.1007/s10803-021-05138-x>
- Nunnally, J. C., y Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory*. McGraw Hill.
- *Pan, Y. C., Chiu, Y. C., y Lin, Y. H. (2019). Development of the problematic mobile gaming questionnaire and prevalence of mobile gaming addiction among adolescents in Taiwan. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 22(10), 662-669. <https://doi.org/10.1089/cyber.2019.0085>
- *Péter, L., Paksi, B., Magi, A., Eisinger, A., Kótyuk, E., Czakó, A., Griffiths, M. D., Demetrovics, Z., y Andó, B. (2023). Severity of behavioral addiction symptoms among young adults using non-prescribed sedatives/hypnotics. *Addictive Behaviors Reports*, 17, 100485. <https://doi.org/10.1016/j.abrep.2023.100485>
- Sánchez-Meca, J., Marín-Martínez, F., López-López, J. A., Núñez-Núñez, R. M., Rubio-Aparicio, M., López-García, J. J., López-Pina, J. A., Blázquez-Rincón, D. M., López-Ibáñez, C., y López-Nicolás, R. (2021). Improving the reporting quality of reliability generalization meta-analyses: The REGEMA checklist. *Research Synthesis Methods*, 12(4), 516-536. <https://doi.org/10.1002/jrsm.1487>
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74, 107-120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>
- *Siste, K., Hanafi, E., Sen, L. T., Damayanti, R., Beatrice, E., y Ismail, R. I. (2022). Psychometric properties of the Indonesian Ten-item Internet Gaming Disorder Test and a latent class analysis of gamer population among youths. *Plos One*, 17(6), e0269528. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0269528>
- *Stenseng, F., Falch-Madsen, J., y Hygen, B. W. (2021). Are there two types of escapism? Exploring a dualistic model of escapism in digital gaming and online streaming. *Psychology of Popular Media*, 10(3), 319-329. <https://doi.org/10.1037/ppm0000339>
- *Vaarala, S., Ruotsalainen, H., Hylkilä, K., Kääriäinen, M., Konttila, J., Männistö, M., y Männikkö, N. (2022). The association of problematic gaming characteristics with dietary habits among Finnish vocational school students. *Scientific Reports*, 12(1), 21381. <https://doi.org/10.1038/s41598-022-25343-7>
- Viechtbauer, W. (2010). Conducting meta-analyses in R with the metafor package. *Journal of Statistical Software*, 36(3), 1-48. <https://doi.org/10.18637/jss.v036.i03>

- *Wang, Q. (2022). Alcohol Consumption in Chinese Young Adult Gamers: Factor Structure and Measurement Invariance of the Alcohol Use Disorders Identification Test (AUDIT). *International Journal of Mental Health and Addiction*, 1-21. <https://doi.org/10.1007/s11469-022-00866-2>
- *Wang, P., Wang, J., Yan, Y., Si, Y., Zhan, X., y Tian, Y. (2021). Relationship between loneliness and depression among Chinese junior high school students: the serial mediating roles of internet gaming disorder, social network use, and generalized pathological internet use. *Frontiers in Psychology*, 11, 529665. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.529665>
- *Warburton, W. A., Parkes, S., y Sweller, N. (2022). Internet Gaming Disorder: Evidence for a risk and resilience approach. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(9), 5587. <https://doi.org/10.3390/ijerph19095587>
- World Health Organization. (2018). *International Classification of Diseases 11th Revision (ICD-11)*. <https://icd.who.int/>
- *Zsila, Á., Shabahang, R., Aruguete, M. S., y Orosz, G. (2022). Toxic behaviors in online multiplayer games: Prevalence, perception, risk factors of victimization, and psychological consequences. *Aggressive Behavior*, 48(3), 356-364. <https://doi.org/10.1002/ab.22023>

Recibido: 28 de mayo 2023

Aceptado: 19 de noviembre 2023