



Revista Latinoamericana de Psicología

<http://revistalatinamericanadepsicologia.konradlorenz.edu.co/>



ORIGINAL

Validación transcultural de la estructura y propiedades internas del Test de Dependencia a Videojuegos (TDV)

Amparo Luján-Barrera ^{a,*}, Lydia Cervera ^a, Paula Villasante ^b, Mariano Chóliz ^a

^a *Departamento de Psicología Básica, Facultad de Psicología, Universidad de Valencia, España*

^b *Universitat Oberta de Catalunya, España*

Recibido el 11 de mayo de 2023; aceptado el 1 de agosto de 2023

PALABRAS CLAVE

Cuestionario, adicción videojuegos, trastorno videojuegos, adolescentes, análisis factorial confirmatorio, evaluación, diagnóstico, invarianza

Resumen Introducción: la evaluación de la adicción a videojuegos se realiza típicamente a partir de los criterios del DSM-5, los cuales están basados en población adulta a pesar de ser los adolescentes los más vulnerables a este trastorno. El Test de Dependencia a Videojuegos (TDV) es un test de la adicción a los videojuegos dirigido específicamente a adolescentes hispanohablantes compuesto inicialmente por cuatro factores de segundo orden de la adicción a videojuegos. Este instrumento ha sido validado en distintos países de Latinoamérica, pero con estructuras factoriales diferentes. El presente estudio distingue el modelo factorial de referencia del TDV sometiéndolo a un pormenorizado análisis de sus propiedades psicométricas. **Método:** durante el 2017-2021 se administró el TDV a 3229 adolescentes procedentes de centros educativos españoles y latinoamericanos. Se empleó el análisis factorial confirmatorio para seleccionar la estructura interna más adecuada del TDV y analizar su validez, fiabilidad y equivalencia de medida entre grupos de sexo y cultura. **Resultados:** todos los modelos factoriales del TDV mostraron un buen funcionamiento, especialmente los multidimensionales. El más adecuado para el instrumento fue el modelo original del TDV. El estudio psicométrico de sus propiedades internas mostró que mide de forma precisa y representativa los componentes de la adicción a videojuegos en adolescentes hispanoparlantes. **Discusión y conclusión:** la representatividad de Latinoamérica en los estudios epidemiológicos se ha visto comprometida por la falta de homogeneidad en la evaluación. La validez transcultural del TDV indica que es un instrumento útil para fines descriptivos e interventivos en España y Latinoamérica.

© 2023 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

* Autora de correspondencia.

Correo electrónico: amparo.l.lujan@uv.es

<https://doi.org/10.14349/rlp.2023.v55.29>

0120-0534/© 2023 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Cross-cultural validation of structure and internal properties of the Video Game Dependency Test (TDV)

KEYWORDS

Questionnaire, video game addiction, video game disorder, adolescents, confirmatory factor analysis, assessment, diagnosis, invariance

Abstract Introduction: The assessment of video game addiction is typically performed from the DSM-5 criteria, which are based on adult population despite adolescents being the most vulnerable to this disorder. The TDV is a video game addiction test specifically aimed at Spanish-speaking adolescents, initially composed of four second-order factors of video game addiction (Abstinence, Abuse and Tolerance, Lack of Control and Associated Problems). This instrument has been validated in different Latin American countries, but with different factor structures. The present study distinguishes the reference factorial model of the TDV by subjecting it to a detailed analysis of its psychometric properties. **Methods:** During 2017-2021, the TDV was administered to 3229 adolescents from Spanish and Latin American educational centers. Confirmatory factor analysis was used to select the most appropriate internal structure of the TDV and to analyze its validity, reliability and equivalence of measurement across gender and culture groups. **Results:** All the factorial models of the TDV showed good performance, especially the multidimensional ones. The most appropriate for the instrument was the original TDV model. The psychometric study of its internal properties showed that it accurately and representatively measures the components of video game addiction in Spanish-speaking adolescents. **Discussion and conclusion:** The representativeness of Latin America in epidemiological studies has been compromised by the lack of homogeneity in the assessment. The cross-cultural validity of the TDV indicates that it is a useful instrument for descriptive and interventional purposes in Spain and Latin America.

© 2023 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

A pesar de que los videojuegos son uno de los principales pasatiempos en la actual sociedad de la información y la comunicación, su uso excesivo puede representar un problema para los usuarios, cosa que se está constatando a nivel global desde hace tiempo (Mentzoni et al., 2011). Dicha perturbación se caracteriza por un deterioro del control del uso de los videojuegos, así como priorización de esta actividad sobre otras conductas, incluso otras actividades de ocio. Cuando el comportamiento se vuelve persistente, algo característico de las adicciones, ello tiene consecuencias psicosociales negativas, que se reflejan en las relaciones sociales, educativas y laborales.

La Organización Mundial de la Salud (OMS) incluyó en la CIE-11 el trastorno por uso de videojuegos como un trastorno mental dentro de la categoría de trastornos adictivos, distinguiendo entre trastorno por videojuegos *offline* y *online* (OMS, 2018). Sin embargo, la Asociación Estadounidense de Psiquiatría (APA) todavía considera en el DSM-5-TR que se trata de un problema que requiere futuros estudios y lo incluye en la Sección III del Manual como *online gaming disorder* (APA, 2022, p. 913). No obstante, si en ambas clasificaciones diagnósticas se entiende que se trata de una perturbación clínica que se encuentra dentro del espectro de los trastornos adictivos, nos permite definirla como adicción a los videojuegos (AV; Chóliz & Herdoiza, 2020), que es el término que utilizaremos en este trabajo. Esta consideración nos permite estudiar la AV desde un marco de investigación común, sobre el que ya ha habido un interesante debate sobre su conceptualización y diagnóstico (Kuss et al., 2017).

Los principales instrumentos diagnósticos de la AV han utilizado los criterios del DSM-IV (APA, 2000) como del DSM-5 (APA, 2013) para conceptualizarlo como un trastorno similar al de la dependencia de sustancias o al juego patológico (Anthony et al., 2023; King et al., 2013). La AV comparte

similitudes con la dependencia a sustancias (Kuss et al., 2017), siendo característica la vulnerabilidad que presentan los adolescentes debido a su menor control de impulsos (Chóliz & Herdoiza, 2020). Por su parte, los criterios del DSM-5 están basados en población adulta, lo que repercute en el correcto diagnóstico de los jóvenes (Carbonell, 2020). Una posible solución es que las herramientas diagnósticas cuenten con puntuaciones normalizadas que permitan discernir entre jugadores normativos/patológicos y cuantifiquen la gravedad del trastorno (Bernaldo-de-Quirós et al., 2020).

Dentro del grupo de cuestionarios que evalúan la AV en adolescentes destacamos el Test de Dependencia a Videojuegos o TDV (Chóliz & Marco, 2011). El TDV se compuso inicialmente de un banco de 55 ítems basados en los criterios de los trastornos por dependencia de sustancias del DSM-IV-TR adaptados al uso de videojuegos. Los 32 resultados de una valoración interjueces se sometieron a un análisis factorial exploratorio que definió una estructura de cuatro factores de segundo orden (Chóliz & Marco, 2011), compuesta por “abstinencia” (jugar para aliviar el malestar psicológico que produce su ausencia); “abuso y tolerancia” (incremento progresivo del consumo de videojuegos hasta llegar al exceso); “problemas asociados” (repercusiones psicosociales del uso excesivo de videojuegos), y “falta de control” (dificultad para evitar jugar en momentos inapropiados o cesar la conducta).

El objetivo principal del TDV es evaluar la AV en adolescentes en el marco aplicado de los programas de prevención e intervenciones clínicas, por lo que sus puntuaciones se establecen en baremos diferenciados por sexos. El instrumento ha sido utilizado y replicado tanto en población española como latinoamericana, dando lugar a diferentes modelos

factoriales (MF) del TDV (Chóliz et al., 2016; Millán et al., 2021; Salas-Blas et al., 2017).

En el primero de ellos (Chóliz et al., 2016), el TDV manifestó una estructura factorial de cuatro factores de segundo orden: “juego compulsivo” (dedicación excesiva a videojuegos en términos temporales y la dificultad de interrumpir la conducta una vez se ha iniciado); “abstinencia”; “tolerancia e interferencia” (necesidad de jugar durante más tiempo y en diferentes circunstancias que producen un efecto negativo en la realización de otras actividades) y “problemas asociados y escape” (los videojuegos son la causa de problemas familiares y conducta disfuncional asociada a los hábitos diarios, así como su uso para superar estados de ánimo disfóricos).

Por su parte, los trabajos de Salas-Blas et al. (2017) y de Millán et al. (2021) utilizaron el cuestionario TDV con un ítem que se eliminó en la primera versión del cuestionario de Chóliz y Marco (2011) enunciado como: *intento pedir prestado el ordenador o la videoconsola de un amigo o familiar si el mío no funciona*. Se obtuvo una estructura tridimensional en el trabajo de Millán et al. (2021) compuesta por “juego impulsivo”, “juego compulsivo” y “percepción de problemas asociados”. El trabajo de Salas-Blas et al. (2017) presentó una estructura factorial unidimensional de la AV.

El objetivo de la presente investigación es validar el TDV para población adolescente hispanohablante. Mediante técnicas de análisis factorial confirmatorio (AFC) se analiza el MF del TDV (Chóliz & Marco, 2011) comparando los tres modelos identificados (Chóliz et al., 2016; Millán et al., 2021; Salas-Blas et al., 2017) y el funcionamiento de las puntuaciones baremadas por sexo en países de España y Latinoamérica. A través de estos análisis se pretende seleccionar el mejor MF del TDV con base en sus propiedades psicométricas que permita validar el MF de referencia para este instrumento. Por tanto, el objetivo del presente trabajo es la identificación del modelo con mejor ajuste y que presente adecuadas propiedades de validez (constructo, estructural, convergente y divergente) y fiabilidad y que, a su vez, evalúe la AV de forma equivalente entre grupos de sexo y culturas hispanas.

Método

Participantes

La muestra total se compuso de 3229 estudiantes reclutados por muestreo no probabilístico. Se expusieron los siguientes criterios de inclusión: haber respondido a la totalidad del cuestionario, tener entre 10-18 años de edad, haber especificado el sexo y poseer nacionalidad española o latinoamericana. Para el estudio general del cuestionario se aplicaron los dos primeros criterios ($N = 3056$, $M = 14.87$, $dt = 1.92$), mientras que los dos últimos (sexo y nacionalidad) se aplicaron para los análisis específicos de grupo (sexo: $n = 3029$, mujeres = 30.5% y hombres = 69.5%; culturas hispanohablantes: latinoamericana = 46.7%, española = 53.3%). Entre los países hispanohablantes considerados en el estudio se encuentran España (53.27%), Colombia (7.78%), Costa Rica (0.68%), Ecuador (1.41%), Guatemala (26.44%), Honduras (0.17%), México (0.06%), Panamá (3.38%), Paraguay (1.52%) y República Dominicana (4.85%).

A partir del n de los subgrupos se estableció un margen de error de $p < 0.05$ y una potencia real de 0.9 para representar la muestra del estudio. Específicamente, se cuenta con una muestra grande $n > 500$ que garantiza la potencia estadística para el análisis factorial (Hernández et al., 2016).

Instrumento

El Test de Dependencia de los Videojuegos (TDV) (Chóliz & Marco, 2011) es un cuestionario diagnóstico autoinformado de la AV para adolescentes. Está compuesto por 24 ítems de escala tipo Likert de 0 a 4, los primeros 13 ítems miden la frecuencia (0: “Nunca” - 4: “Muchas veces”) y los siguientes 11 miden el grado de acuerdo (0: “Totalmente en desacuerdo” - 4: “Totalmente de acuerdo”) sobre un conjunto de situaciones acerca del uso de videojuegos. La tabla 1 presenta los resultados de cuatro estudios de validación con este cuestionario.

Tabla 1. Descripción de los modelos factoriales del TDV

	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
Modelo 1	Abstinencia	Abuso y tolerancia	Problemas asociados	Falta de control
Ítems	2, 3, 5, 6, 9, 10, 12, 13, 20, 24	1, 4, 7, 8, 11	15, 16, 18, 22	14, 17, 19, 21, 23
Modelo 2	Juego compulsivo	Abstinencia	Tolerancia e interferencia	Problemas asociados y escape
Ítems	1, 11, 14, 15, 17, 19, 20, 21	2, 3, 6, 9, 10, 12	4, 5, 7, 8, 23	13, 16, 18, 22, 24
Modelo 3	Juego impulsivo	Juego compulsivo	Percepción problemas asociados	
Ítems	1, 5, 7, 13	6, 14, 20	16, 21, 22, 24	NA
Modelo 4	AV			
Ítems	1-24	NA	NA	NA

Nota. Modelo 1: Chóliz y Marco (2011); modelo 2: Chóliz et al. (2016); modelo 3: Millán et al. (2021); modelo 4: Salas-Blas et al. (2017). La distribución de los ítems de los distintos modelos se ha adaptado a la estructura de 24 ítems de la última versión del TDV.

Procedimiento

El diseño de la investigación que se presenta fue de corte transversal. Los cuestionarios se recogieron durante los cursos académicos del 2017 al 2021 por parte de psicólogos escolares de centros educativos de España y diferentes países de Latinoamérica, durante la implementación del programa de prevención de adicciones tecnológicas AdiTec (Chóliz et al., 2016). Los psicólogos de los centros tenían autorización expresa para administrar y recoger información de sus estudiantes, ya fuese de forma individual (en el caso de sospecha de adicción) o grupal (durante la aplicación del programa de prevención universal AdiTec).

La versión, formato y pase de los cuestionarios fue el mismo en todos los centros. El cuestionario se completó con lápiz y papel durante 10-15 minutos, aproximadamente. Se enviaron todos los datos a TEA Ediciones para su corrección automatizada y para la devolución a los psicólogos de los perfiles de los estudiantes a los que se les administró el cuestionario.

La presente investigación recoge la base de datos anonimizada de TEA Ediciones de cuestionarios administrados entre el 2017 y 2021. El presente estudio se llevó a cabo de acuerdo con los principios de la Declaración de Helsinki de los Derechos Humanos y la Legislación Española sobre Investigación Biomédica, Bioética y Protección de Datos Personales, siguiendo además el protocolo de registro y análisis de datos psicométricos aprobado por la comisión de ética de la Universidad de Valencia (España).

Análisis estadísticos

Los análisis psicométricos se basaron en diferentes pruebas estadísticas realizadas mediante SPSS Statistics 28 y RStudio. Se describieron los ítems y factores mediante la media (*M*), desviación típica (*dt*), asimetría (*As*), curtosis (*K*) y correlaciones (*rho* de Spearman). Las diferencias entre grupos se analizaron con *t tests*, valorando el tamaño del efecto (*g* de Hedges) y el intervalo de confianza (IC). La fiabilidad se midió con los estadísticos α y ω (> .8-.9); Rodrí-

guez-Rodríguez & Reguant-Álvarez, 2020), α total sin el ítem (α -*ítem*) y la correlación total del ítem corregida (*TIC* > .3; Wang et al., 2007).

El AFC fue estimado mediante el método DWLS por el tamaño muestral de la investigación, la escala de medida ordinal y el incumplimiento del supuesto de multinormalidad de los datos (Míndrilă, 2010). Los MF se valoraron en base al χ^2 , *CFI* (> .9; Van de Schoot et al., 2012), *RMSEA* (< .06-.08; Kline, 2010) y *SRMR* (< .08; Hu & Bentler, 1999). La estimación del *RMSEA* se muestra sesgada mediante DWLS (DiStefano et al., 2019), siendo más preciso el *SRMR* para valorar el error del modelo (Shi et al., 2020). Por tanto, el punto de corte del *SRMR* se empleó como criterio y *RMSEA* de forma orientativa. Estos criterios también se emplearon para valorar la invarianza configural, métrica/débil ($\Delta CFI \leq .01$; $\Delta RMSEA < .015$; $\Delta SRMR < .03$) y escalar/fuerte ($\Delta CFI \leq .01$; $\Delta RMSEA < .015$; $\Delta SRMR < .01$) en el AFC multigrupo (Byrne, 2010). Cuando uno de los niveles de invarianza no fue satisfecho, se analizó la invarianza parcial para analizar la fuente de error de los ítems (Hirschfeld & Von Brachel, 2014).

Por último, también se incluyeron las cargas factoriales ($\lambda_e > .4$), varianza explicada ($R^2 \geq .5$), varianza extraída ($VE \geq .5$) y fiabilidad compuesta ($FC > .8-.9$) para determinar la validez convergente ($VE_{factor} \geq .5$, $FC_{factor} \geq .7$, $\lambda_{e\ ítem} > .5$) y discriminante del MF ($VE_{factor} > r^2$ entre factores; Cheung & Wang, 2017; Hair et al., 2019).

Resultados

Análisis factorial competitivo entre modelos del TDV

El AFC se aplicó a todos los MF de las figuras 1-4, cuyos resultados se presentan en la tabla 2. El análisis indicó que todos los modelos ajustaron adecuadamente y poseían una adecuada validez de constructo. En comparación, se aprecian mejores resultados en los modelos multifactoriales. Específicamente el modelo 1 obtuvo un mejor ajuste, mientras que el modelo 4 o unidimensional presentó los valores más bajos.

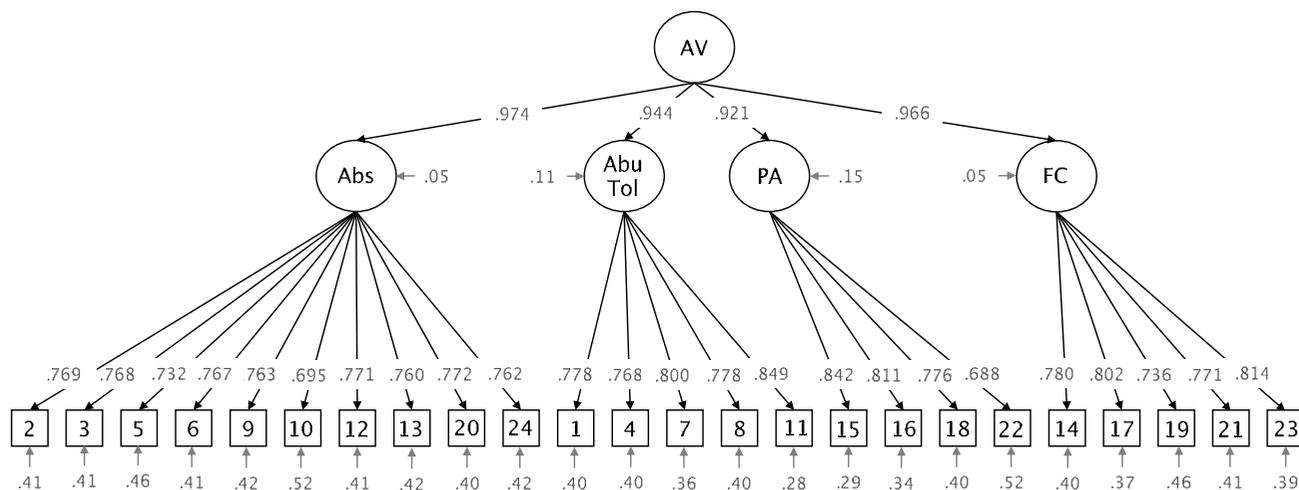


Figura 1. Modelo factorial 1 del cuestionario TDV. Nota. La estructura de cuatro factores de segundo orden de la adicción a videojuegos se describe en el trabajo de Chóliz & Marco (2011). AV: adicción videojuegos; Abs: abstinencia; AbuTol: abuso y tolerancia; PA: problemas asociados; FC: falta de control.

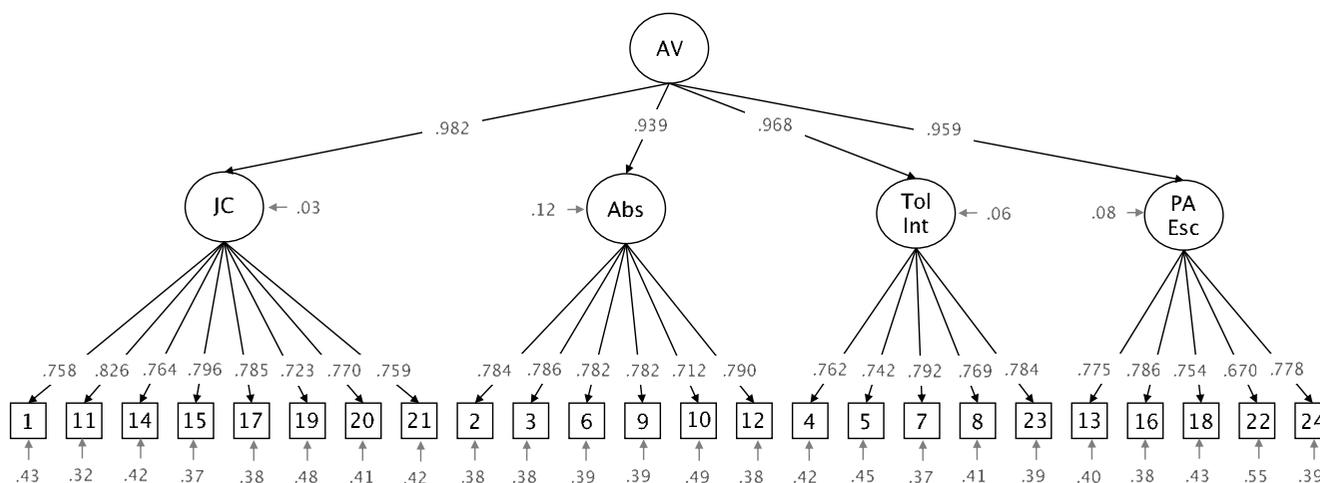


Figura 2. Modelo factorial 2 del cuestionario TDV. Nota. La estructura de cuatro factores de segundo orden de la adicción a videojuegos se describe en el trabajo de Chóliz (2016). AV: adicción a videojuegos; JC: juego compulsivo; Abs: abstinencia; TolInt: tolerancia e interferencia; PAEsc: problemas asociados y escape.

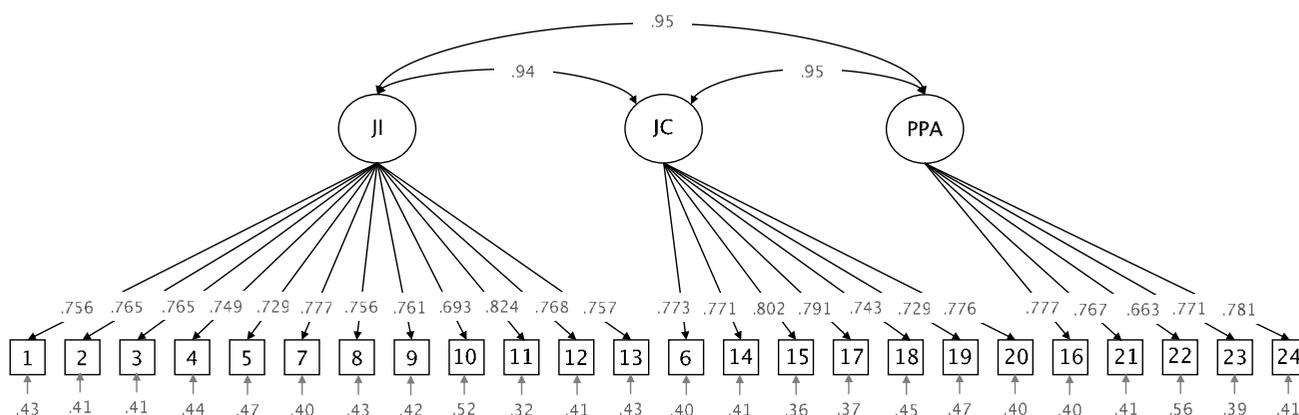


Figura 3. Modelo factorial 3 del cuestionario TDV. Nota. La estructura de tres factores de primer orden de la adicción a videojuegos se describe en el trabajo de Millán (2021). JI: juego impulsivo; JC: juego compulsivo; PPA: percepción problemas asociados.

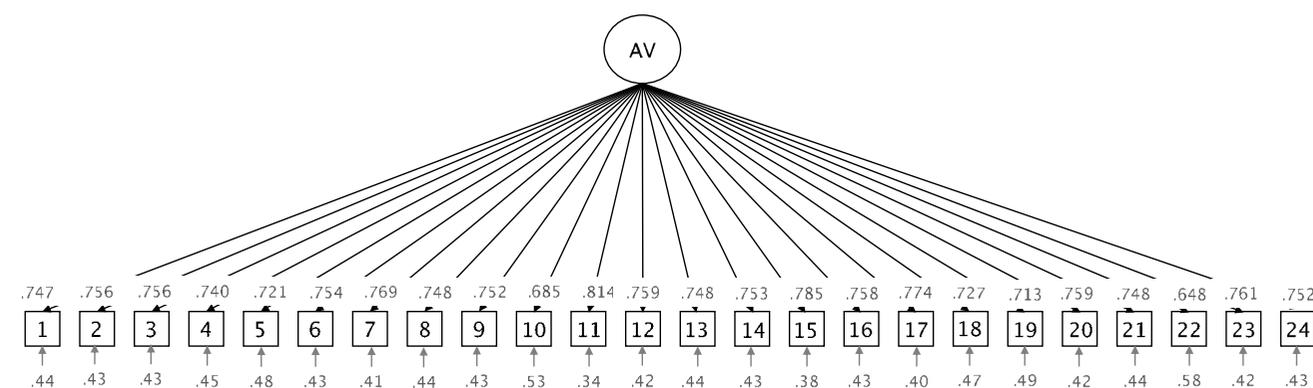


Figura 4. Modelo factorial 4 del cuestionario TDV. Nota. La estructura unifactorial de la adicción a videojuegos se describe en el trabajo de Salas-Blas (2017). AV: adicción a videojuegos.

Tabla 2. Análisis factorial competitivo de las estructuras del TDV reportadas en literatura

Modelos factoriales	χ^2	<i>p</i>	<i>gl</i>	<i>CFI</i>	<i>RMSEA</i>	<i>RMSEA IC90</i>	<i>SRMR</i>
1	3808.117	< .001	248	.961	.069	.067-.07	.036
2	4045.890	< .001	248	.959	.071	.069-.073	.037
3	4392.786	< .001	249	.955	.074	.072-.076	.037
4	4828.583	< .001	252	.95	.077	.075-.079	.040

Nota. *gl*: grados de libertad; *CFI*: índice de ajuste comparativo; *RMSEA*: raíz del error cuadrático medio por aproximación; *IC90*: intervalo de confianza al 90%; *SRMR*: raíz cuadrática media estandarizada del residuo.

Análisis descriptivo de las variables del TDV

Con base en los resultados del AFC se seleccionó el modelo 1 del TDV (Chóliz & Marco, 2011) como el más adecuado para las características del cuestionario, por lo que se procedió a valorar en mayor profundidad sus propiedades psicométricas.

Los estadísticos descriptivos de las variables de este MF se presentan en la tabla 3. La media de respuesta general de los ítems y factores fue bastante baja. La puntuación total media fue de 32 sobre 96, presentando una tendencia similar al resto de puntuaciones. Los ítems y factores manifestaron una tendencia de distribución asimétrica positiva y una alta dispersión con respecto a la media. Estos resultados apoyan la escasa presencia de síntomas de AV en la población general de jóvenes jugadores. Los siguientes signos mostraron ser más frecuentes: el aumento progresivo del tiempo de juego (ítem 1), síntomas de abstinencia (ítems 2 y 6), pensamientos obsesivos (ítem 9), jugar en exceso e ininterrumpidamente (ítem 15), emplear los videojuegos como vía de escape (ítem 17), jugar en momentos inapropiados (ítems 18 y 19) y perder la noción del tiempo (ítem 20).

Con relación a los grupos, los hombres ($n = 2104$) obtuvieron medias notablemente superiores en todos los componentes de la AV (F_1 : $M = 25.94$, $dt = 9.63$; F_2 : $M = 12.8$, $dt = 5.398$; F_3 : $M = 10.32$, $dt = 4.19$; F_4 : $M = 12.65$, $dt = 4.923$) que de las mujeres ($n = 925$) (F_1 : $M = 19.13$, $dt = 9.659$; F_2 : $M = 8.89$, $dt = 4.797$; F_3 : $M = 6.91$, $dt = 3.832$; F_4 : $M = 9.1$, $dt = 4.513$). La puntuación de AV en hombres estuvo ligeramente por encima de la media general (F_{AV} : $M = 37.7$, $dt = 21.706$), mientras que las mujeres notablemente por debajo (F_{AV} : $M = 20.03$, $dt = 21.226$).

Para el caso de españoles (ES; $n = 945$) y latinoamericanos (LA; $n = 829$), las puntuaciones a los distintos factores fueron muy similares en “abstinencia” (ES_{F_1} : $M = 24.53$, $dt = 10.07$; LA_{F_1} : $M = 24.12$, $dt = 9.99$), “abuso y tolerancia” (ES_{F_2} : $M = 11.91$, $dt = 5.57$; LA_{F_2} : $M = 9.72$, $dt = 5.37$) y “falta de control” (ES_{F_4} : $M = 11.8$, $dt = 5.07$; LA_{F_4} : $M = 11.82$, $dt = 4.93$), mientras que en “problemas asociados” (ES_{F_3} : $M = 9.72$, $dt = 4.47$; LA_{F_3} : $M = 8.76$, $dt = 4.21$) y AV (ES: $M = 33.96$, $dt = 22.98$; LA: $M = 32.66$, $dt = 22.45$) puntuaron levemente por encima los españoles.

Parámetros de validez y fiabilidad del TDV

El análisis de las propiedades psicométricas del MF de Chóliz y Marco (2011) se presenta en la tabla 4. En primer lugar, los elevados valores de α , ω , *FC* mostraron una eleva-

da precisión de medida, apoyando la adecuada consistencia interna del modelo. De la misma manera, si se eliminase cualquier ítem supondría una disminución de la fiabilidad del cuestionario ($\alpha_{total} = .950-.952$), así como de la medición de sus componentes ($\alpha_{F1} = .886-.892$; $\alpha_{F2} = .803-.833$; $\alpha_{F3} = .714-.784$; $\alpha_{F4} = .784-.800$). Además, el CTIC de los ítems fue adecuado (.537-.737) y su eliminación supondría una disminución del α total.

En segundo lugar, las cargas factoriales del modelo se establecieron entre 0.691-0.848 para los ítems y 0.921-0.974 para los factores. Estos resultados indican la capacidad explicativa de los ítems de hasta el 84.8% de la puntuación de los factores, y estos hasta el 94.9% de la puntuación de AV, lo que apoya la validez estructural del modelo. Sin embargo, los ítems 10 y 22 presentaron las λ_e más bajas y fueron los únicos indicadores que no superaron el punto de corte de R^2 (.483 y .478), aun estando muy cerca del punto de corte. En general, los ítems explican hasta el 71,9% ($R^2 = .535-.719$), y los factores hasta el 94.9% ($R^2 = .848-.949$), de la varianza de las puntuaciones.

Por otro lado, las correlaciones entre factores fueron medias-altas, positivas y estadísticamente significativas, lo que presupone que cada factor analiza componentes diferentes de la AV. De hecho, los valores de *VE*, *FC* y λ_e ítems indican que el modelo posee una buena validez convergente. A su vez, la *VE* de los factores 2, 3 y 4 fue superior al r^2 entre los distintos constructos, lo que prueba la validez discriminativa de los factores (“abuso y tolerancia”, “problemas asociados” y “falta de control”, respectivamente). Sin embargo, no fue el caso para “abstinencia” con el resto de factores, y en el caso de “abuso y tolerancia” con “falta de control”, por lo que estos factores miden aspectos comunes de la AV, lo cual es esperable dada su estructura factorial oblicua. En conjunto, los resultados nos permiten confirmar que el TDV presenta adecuadas propiedades de validez y fiabilidad.

Diferencias de medida entre grupos de sexo y cultura

En la tabla 5 se presentan los análisis de invarianza entre sexo y culturas. Estos análisis reflejaron que las distintas puntuaciones del TDV fueron equivalentes entre grupos. En el caso del sexo, la invarianza se cumplió satisfactoriamente tanto en los niveles débil y fuerte, mientras que para los grupos culturales se cumplió la invarianza débil pero no la fuerte (aunque para ambos grupos el modelo métrico superó al configural). Al aplicar la invarianza fuerte parcial

Tabla 3. Estadísticos descriptivos de las variables del TDV

	Ítems	M	dt	As	K
1.	Ahora juego mucho más tiempo con los videojuegos que cuando comencé.	2.63	1.51	.34	-1.34
2.	Me afecta mucho cuando quiero jugar y no funciona la videoconsola o el videojuego.	2.56	1.42	.37	-1.22
3.	Cada vez que me acuerdo de mis videojuegos tengo la necesidad de jugar con ellos.	2.33	1.35	.62	-.89
4.	Dedico mucho tiempo extra con los temas de mis videojuegos, incluso cuando no estoy jugando con ellos (ver revistas, hablar con compañeros, dibujar personajes, etc.).	2.39	1.41	.55	-1.06
5.	Si estoy un tiempo sin jugar me encuentro vacío y no sé qué hacer.	1.85	1.21	1.29	.52
6.	Me irrita cuando no funciona bien el videojuego por culpa de la videoconsola o el ordenador.	2.73	1.5	.21	-1.4
7.	Ya no es suficiente para mí jugar la misma cantidad de tiempo que antes.	2.12	1.32	.85	-.52
8.	Dedico menos tiempo a hacer otras actividades, porque los videojuegos me ocupan bastante rato.	2.1	1.32	.89	-.51
9.	Estoy obsesionado por subir de nivel, ganar prestigio, etc., en los videojuegos.	2.64	1.49	.31	-1.34
10.	Si no me funciona un videojuego, busco rápidamente otro para poder jugar.	2.33	1.4	.63	-.96
11.	Creo que juego demasiado a los videojuegos.	2.39	1.41	.56	-1.02
12.	Me resulta muy difícil parar cuando comienzo a jugar, aunque tenga que dejarlo porque me llaman mis padres, amigos o tengo que ir a algún sitio.	2.33	1.38	.61	-.96
13.	Cuando me encuentro mal me refugio en mis videojuegos.	2.13	1.39	.89	-.61
14.	Lo primero que hago los fines de semana cuando me levanto es ponerme a jugar a algún videojuego.	2.17	1.36	.87	-.51
15.	He llegado a estar jugando más de tres horas seguidas.	2.86	1.6	.19	-1.52
16.	He discutido con mis padres, familiares o amigos porque dedico mucho tiempo a jugar con la videoconsola o el ordenador.	2.14	1.31	.87	-.44
17.	Cuando estoy aburrido comienzo a jugar con un videojuego.	2.94	1.41	.04	-1.24
18.	Me he acostado tarde o he dormido menos por quedarme jugando con videojuegos.	2.49	1.47	.53	-1.12
19.	En cuanto tengo un poco de tiempo me pongo un videojuego, aunque solo sea un momento.	2.53	1.36	.48	-.97
20.	Cuando estoy jugando pierdo la noción del tiempo.	2.74	1.5	.24	-1.36
21.	Lo primero que hago cuando llego a casa después de clase o el trabajo es ponerme a jugar con mis videojuegos.	1.98	1.25	1.1	.05
22.	He mentado a mi familia o a otras personas sobre el tiempo que he dedicado a jugar.	1.8	1.17	1.4	1.01
23.	Incluso, cuando estoy haciendo otras tareas (en clase, con mis amigos, estudiando, etc.) pienso en mis videojuegos (cómo avanzar, superar alguna fase o alguna prueba, etc.).	1.95	1.22	1.13	.24
24.	Cuando tengo algún problema me pongo a jugar con algún videojuego para distraerme.	2.22	1.36	.8	-.63
Factores de primer orden					
Abstinencia		23.87	10.13	.36	-.72
Abuso y tolerancia		11.61	5.52	.48	-.81
Problemas asociados		9.3	4.37	.51	-.7
Falta de control		11.57	5.07	.54	-.46
Factor de segundo orden					
AV		32.33	23.02	.37	-.65

Nota. M: media; dt: desviación típica; As: asimetría; K: curtosis.

controlando el ítem 9 entre culturas el MF ajustó correctamente ($\chi^2_{535} = 2614$, $CFI = .904$, $RMSEA = .068$; $\Delta\chi^2_4 = 53.677$, $p < .001$, $\Delta CFI = .002$, $\Delta RMSEA = .001$).

Posteriormente, las pruebas t indicaron que las diferencias entre los grupos de sexo eran significativas (abstinencia: $F = .129$, $p = .720$, $t_{3027} = 17.911$, $p < .001$, $IC95 = 6.065-7.556$; abuso y tolerancia: $F = 39.166$, $p < .001$, $t_{1970.77} = 19.864$, $p < .001$, $IC95 = 3.523-4.295$; problemas asociados: $F = 25.696$, $p < .001$, $t_{1917.761} = 21.92$, $p < .001$, $IC95 = 3.106-3.717$; falta de

control: $F = 17.286$, $p < .001$, $t_{1913.472} = 19.333$, $p < .001$, $IC95 = 3.181-3.9$; AV: $F = .895$, $p = .344$, $t_{3027} = 20.776$, $p < .001$, $IC95 = 3.181-3.9$), mientras que entre culturas solo se observaron diferencias en el factor "problemas asociados" (F_3 : $F = 3.771$, $p = .052$, $t_{1772} = 4.618$, $p < .001$, $IC95 = .550-.362$). El tamaño del efecto fue bastante grande para las diferencias de sexo ($gF1 = .705$; $gF2 = .748$; $gF3 = .835$; $gF4 = .737$; $gAV = .819$), mientras que para la cultura fue bajo o redundante ($gF1 = .041$; $gF2 = -.009$; $gF3 = .220$; $gF4 = -.003$; $gAV = .057$).

Tabla 4. Principales resultados del análisis de validez y fiabilidad de los factores del TDV

	F1	F2	F3	F4	PT
F1	1				
F2	.814**	1			
r^2	.663				
F3	.776**	.714**	1		
r^2	.602	.51			
F4	.823**	.784**	.756**	1	
r^2	.677	.615	.572		
PT	.959**	.907**	.864**	.907**	1
α	.898	.850	.791	.826	.953
ω	.898	.852	.796	.826	.953
FC	.93	.896	.862	.882	.973
VE	.572	.632	.611	.61	.599
R^2	.948	.892	.848	.949	

Nota. F1: abstinencia, F2: abuso y tolerancia, F3: problemas asociados, F4: falta de control. Las correlaciones bivariadas se obtuvieron a partir de *Rho* de Spearman. **: $p < .01$.

Tabla 5. Invarianza entre grupos de las medidas de los factores del TDV

	χ^2				CFI	Δ CFI	SRMR	Δ SRMR	RMSEA	Δ RMSEA
	M (n = 536)	H (n = 1125)	gl	p						
C	668.673	1513.439	492	.001	.959	-	.043	-	.064	-
Me	552.626	1124.276	512	.001	.972	.013	.047	.004	.052	.012
E	721.678	1352.292	580	.001	.964	.008	.043	.004	.056	.004
	E (n = 900)	LA (n = 761)								
C	1296.229	940.736	492	.001	.964	-	.041	-	.065	
Me	935.303	711.640	512	.001	.977	.013	.043	.002	.052	.013
E	1391.005	1129.621	580	.001	.96	.017	.041	.002	.064	.012

Nota. M: mujeres, H: hombres, E: españoles, LA: latinoamericanos, C = configural, Me = métrica, E = escalar.

Ello parece indicar que, mientras que el sexo es un factor determinante en la presencia de síntomas de AV, las diferencias entre culturas hispanas no parecen ser relevantes.

Conclusiones y discusión

La AV es un problema que se presenta a nivel global. Se estima que el 3% de la población mundial puede llegar a padecerla (Stevens et al., 2021), mientras que el diagnóstico en población juvenil asciende hasta 4.6%. Las diferencias por sexo son considerables, así, mientras que los hombres jóvenes presentan una prevalencia del 6.8%, en el caso de las mujeres se reduce a 1.3% (Fam, 2018).

No obstante, estos datos hay que tomarlos con suma cautela, ya que ni la penetración del uso de videojuegos es similar en el mundo, ni los instrumentos de medida son comparables. En algunos casos, ni siquiera puede decirse que hayan sido desarrollados mediante herramientas vali-

dadas psicométricamente (Darvesh et al., 2020). En concreto, en Latinoamérica tiende a estar infrarrepresentada esta clase de estudios (Stevens et al., 2021), a pesar de ser la tercera región con más videojugadores del mundo (272.5 millones; Google & Newzoo, 2021).

A pesar de ello, los estudios epidemiológicos de calidad permiten desarrollar políticas de salud pública para hacer frente a la AV (King et al., 2013). Teniendo en cuenta la necesidad de este tipo de estudios, así como la dificultad en analizar la prevalencia de la AV en diferentes países de Latinoamérica (Hernández-Vásquez et al., 2022), se llevó a cabo el presente estudio con el objetivo de analizar la utilidad de herramientas que analicen los distintos componentes de la AV y que posean adecuadas características de validez y fiabilidad intergrupar y transcultural, así como puntos de corte definidos (Koronczai et al., 2011).

Dado que el TDV ha sido destacado por ser útil en estudios descriptivos, desarrollo de planes preventivos e intervenciones clínicas (Marco & Chóliz, 2013; Salas-Blas et al.,

2017), el objetivo de esta investigación fue validar el cuestionario en adolescentes procedentes de distintos países hispanohablantes. Tras analizar los posibles MF del TDV, se constató que el que más se adecua a la evaluación diagnóstica de la AV es el descrito originalmente por Chóliz y Marco (2011). Cabe destacar que todos los MF se mostraron válidos y, aunque la estructura multifactorial de la AV funciona mejor que la unifactorial, se podría emplear cualquiera de ellos dependiendo de los intereses del evaluador. Esto es importante, tanto en los programas de prevención como en los protocolos de tratamiento, dado que esta herramienta permite conocer qué dimensiones están especialmente afectadas y sobre las cuales es necesario intervenir. Los instrumentos que evalúan más factores de la AV presentan mayor sensibilidad y precisión diagnóstica (Bernaldo-de-Quirós et al., 2020), por lo que nuestros resultados apoyaron la utilidad de la multidimensionalidad en evaluación (Lemmens et al., 2009) e intervención de la AV (Marco & Chóliz, 2013).

La única precisión sería añadir “escape” al factor 1: “abstinencia”, dado que presentan varios ítems que incluyen este criterio diagnóstico. Sería una dimensión donde se reflejaría la necesidad de jugar a videojuegos y la utilización de los mismos para aliviar emociones displacenteras.

Actualmente, algunos de los cuestionarios que se basan en los criterios del DSM-5 analizan la AV desde una perspectiva unidimensional (Beranuy et al., 2020; Lloret-Irles et al., 2018). El TDV, sin embargo, permite evaluar los distintos componentes de la adicción a partir de los anteriores criterios de la dependencia a sustancias del DSM-IV-TR que son, básicamente, los mismos que definen en la actualidad los trastornos adictivos. Esto permite que herramientas como el TDV, construidas antes de la aparición del DSM-5 sean válidas para la evaluación e incluso el diagnóstico de la AV.

Los distintos estudios de validación del TDV realizados hasta la fecha concuerdan en la calidad de sus propiedades psicométricas. En concreto, el estudio de la consistencia interna del TDV indicó que la variabilidad de las puntuaciones representa las diferencias interpersonales hasta el 97.3% en línea a otros estudios sobre el TDV (Salas-Blas et al., 2017; Sánchez-Domínguez et al., 2020). Los estudios de validación del TDV en Latinoamérica indicaron buenos índices de validez interna, aunque en relación con los distintos MF hallados (Millán et al., 2021; Salas-Blas et al., 2017). Estos estudios seleccionaron el modelo trifactorial y unifactorial tras un AFC competitivo; sin embargo, existen diferencias metodológicas que pueden explicar la diferencia de los resultados con el presente estudio. Por ejemplo, las características de la muestra como es el caso de edades superiores a 18 años (Millán et al., 2021), o la estimación del MF mediante ML o ULS (Millán et al., 2021; Salas-Blas et al., 2017).

En línea a la recomendación de Millán et al. (2021), se analizó la invarianza factorial para maximizar la validez externa del TDV y someter a prueba su capacidad para evaluar distintas poblaciones de manera representativa. Por un lado, los resultados entre los grupos de sexo estuvieron en línea a la literatura general de la AV (Macur & Pontes, 2021) y específica del TDV (Chóliz & Marco, 2011; Chóliz et al., 2016; Salas-Blas et al., 2017). El análisis de invarianza indicó que la estructura factorial del TDV, la relación entre ítems y factores, como la medición de los ítems es equivalente entre sexos (Stavropoulos et al., 2018). Por tanto, este estudio aporta evidencia sobre la calidad de la baremación por

sexos y generación de perfiles a partir de las puntuaciones de los factores del TDV.

Por otro lado, los resultados no parecen indicar que existan diferencias significativas en la manifestación de AV entre diferentes países, lo que justifica la agrupación de muestra hispanohablante (española y latinoamericana) en el estudio de la influencia de la cultura en la AV (p.e., Buono et al., 2020). Además, los análisis de invarianza también indicaron que el TDV mide de forma equitativa a los adolescentes independientemente de la cultura. Por tanto, el MF original del TDV evalúa de manera adecuada a los adolescentes españoles y latinoamericanos, cuyas puntuaciones pueden compararse a los baremos estandarizados del cuestionario.

Las evidencias aportadas por el presente estudio se refuerzan por algunas de sus fortalezas metodológicas, como el tamaño muestral empleado, la potencia estadística de los análisis, así como el uso de técnicas de análisis multivariante que han permitido incidir en aspectos que aún no habían sido contrastados en la literatura sobre el TDV, así como apoyar empíricamente las características de la herramienta que habían sido reportadas previamente.

Sin embargo, este estudio cuenta con una serie de limitaciones que deberán ser solventadas en futuros estudios. Por ejemplo, el método de muestreo por conveniencia que impide alcanzar la representatividad de la muestra. En esta línea, la muestra latina no es equitativa ni representativa de todos los países que conforman Latinoamérica, lo que es esencial para poder realizar estudios epidemiológicos y contrastar la prevalencia de AV en el conjunto de estos países (Sandoval-Obando, 2020); de manera que este estudio no puede utilizarse para definir la prevalencia de la adicción a los videojuegos en adolescentes españoles ni latinoamericanos. Por otro lado, el diseño transversal de la investigación impide comprender cómo funcionan las puntuaciones en los mismos usuarios a lo largo del tiempo, y comprobar la consistencia temporal de la medición del TDV.

Además, este estudio solo incluyó muestra adolescente de entre 10 a 18 años. En futuros estudios sería interesante replicar el análisis de invarianza con otras cohortes de la población juvenil y jóvenes adultos. Los patrones de uso adictivo difieren entre periodos del desarrollo (Lloret-Irles et al., 2018), por lo cual sería importante determinar si el MF también se valida en otros grupos etarios. Analizar esta característica del cuestionario, permitiría contar con un instrumento que evaluase fielmente la evolución de la AV a lo largo del desarrollo vital, en investigaciones con diseños longitudinales (Fuster et al., 2016). Asimismo, teniendo en cuenta que el TDV ha mostrado poseer la misma estructura factorial y agrupación de los ítems por factor en población latinoamericana, no se pudo demostrar que la medición de los ítems fuese equivalente, por lo que deberá analizarse su validez de contenido en el contexto latinoamericano.

En conclusión, el presente estudio aporta evidencia sobre la estructura interna más idónea para el TDV (Chóliz & Marco, 2011), sobre sus características psicométricas de fiabilidad y validez, así como de su aplicabilidad en distintas poblaciones de adolescentes. El TDV es un instrumento que surgió previamente al DSM-5, pero que desde su desarrollo en el 2011 ha sido objeto de múltiples investigaciones que han fomentado su evolución y desarrollo hasta ser un instrumento válido y fiable en el ejercicio de la evaluación de la AV en adolescentes hispanohablantes. Los datos de

este estudio aportan un instrumento válido en el estudio epidemiológico de países de habla hispana, y se destaca por su utilidad descriptiva y aplicada en el desarrollo de planes preventivos e interventivos (Marco & Chóliz, 2013; Salas-Blas et al., 2017).

Referencias

- American Psychiatric Association (APA). (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4th ed., text revision). Washington, D. C.: Autor. Edición española: DSM-IV-TR- Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales. Masson.
- American Psychiatric Association (APA). (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5th ed.): DSM-5. American Psychiatric Publishing.
- American Psychiatric Association (APA). (2022). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed., text rev.). <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425787>
- Anthony, W. L., Mills, D. J., & Nower, L. (2023). Evaluation of the psychometric properties of DSM-5 internet gaming disorder measures: A COSMIN systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 30(2), 170-185. <https://doi.org/10.1037/cps0000123>
- Beranuy, M., Machimbarrena, J. M., Vega-Osés, M. A., Carbonell, X., Griffiths, M. D., Pontes, H. M., & González-Cabrera, J. (2020). Spanish validation of the internet gaming disorder scale-short form (IGDS9-SF): Prevalence and relationship with online gambling and quality of life. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(5), 1562. <https://doi.org/10.3390/ijerph17051562>
- Bernaldo-de-Quirós, M., Labrador-Méndez, M., Sánchez-Iglesias, I., & Labrador, F. (2020). Instrumentos de medida del trastorno de juego en internet en adolescentes y jóvenes según criterios DSM-5: una revisión sistemática. *Adicciones*, 32(4), 291-302. <https://doi.org/10.20882/adicciones.1277>
- Buono, F. D., Paul, E., Sprong, M. E., Smith, E. C., Garakani, A., & Griffiths, M. D. (2020). Gaming and gaming disorder: A mediation model gender, salience, age of gaming onset, and time spent gaming. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*, 23(9), 647-651. <https://doi.org/10.1089/cyber.2019.0445>
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203805534>
- Carbonell, X. (2020). El diagnóstico de AV en el DSM-5 y la CIE-11: retos y oportunidades para clínicos. *Papeles del Psicólogo*, 41(3), 211-226. <https://doi.org/10.23923/pap.psicol2020.2935>
- Cheung, G. W., & Wang, C. (2017). Current approaches for assessing convergent and discriminant validity with SEM: Issues and solutions. *Academy of Management Proceedings*, 2017(1), 12706. <https://doi.org/10.5465/ambpp.2017.12706abstract>
- Chóliz, M., & Marco, C. (2011). Patrón de uso y dependencia de videojuegos en infancia y adolescencia. *Anales de Psicología*, 27(2), 418-426. <https://revistas.um.es/analesps/article/view/123051>
- Chóliz, M., Marco, C., & Chóliz, C. (2016). *ADITEC, evaluación y prevención de la adicción a internet, móvil y videojuegos*. Editorial: TEA Ediciones.
- Chóliz, M., & Herdoiza, P. (2020). Adicciones comportamentales. En A. Belloch, B. Sandín & F. Ramos (Eds.), *Manual de Psicopatología* (pp. 513-540). McGraw-Hill.
- 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(68), 1-10. <https://doi.org/10.1186/s13643-020-01329-2>
- DiStefano, C., McDaniel, H. L., Zhang, L., Shi, D., & Jiang, Z. (2019). Fitting large factor analysis models with ordinal data. *Educational and Psychological Measurement*, 79(3), 417-436. <https://doi.org/10.1177/0013164418818242>
- Fam, J. Y. (2018). Prevalence of internet gaming disorder in adolescents: A meta-analysis across three decades. *Scandinavian Journal of Psychology*, 59(5), 524-531. <https://doi.org/10.1111/sjop.12459>
- Fuster, H., Carbonell, X., Pontes, H. M., & Griffiths, M. D. (2016). Spanish validation of the Internet Gaming Disorder-20 (IGD-20) Test. *Computers in Human Behavior*, 56, 215-224. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.11.050>
- Google & Newzoo Beyond. (2021). *Where does gaming go next? Latin American Games Market and Consumer Research Report*. Google: Mountain View, CA, USA, 2021. <https://acortar.link/Dk88UN>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage.
- Hernández, A., Ponsoda, V., Muñoz, J., Prieto, G., & Elosua, P. (2016). Revisión del modelo para evaluar la calidad de los tests utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*, 37(3), 192-197. <https://www.papelesdel psicologo.es/pdf/2775.pdf>
- Hernández-Vásquez, A., Vargas-Fernández, R., Visconti-López, F. J., Comandé, D., & Bendezu-Quispe, G. (2022). Prevalence and factors associated with gaming disorder in Latin America and the Caribbean: A systematic review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(16), 10036. <https://doi.org/10.3390/ijerph191610036>
- Hirschfeld, G., & Von Brachel, R. (2014). Improving multiple-group confirmatory factor analysis in R-A tutorial in measurement invariance with continuous and ordinal indicators. Practical assessment. *Research, and Evaluation*, 19(7), 1-12. <https://doi.org/10.7275/qazy-2946>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- King, D. L., Haagsma, M. C., Delfabbro, P. H., Gradisar, M., & Griffiths, M. D. (2013). Toward a consensus definition of pathological video-gaming: A systematic review of psychometric assessment tools. *Clinical Psychology Review*, 33(3), 331-342. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2013.01.002>
- Kline, R. B. (2010). Promise and pitfalls of structural equation modeling in gifted research. In B. Thompson & R. F. Subotnik, (Eds.), *Methodologies for conducting research on giftedness* (pp. 147-169). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/12079-007>
- Koronczai, B., Urbán, R., Kökönyei, G., Paksi, B., Papp, K., Kun, B., Arnold, P., Kállai, J., & Demetrovics, Z. (2011). Confirmation of the three-factor model of problematic internet use on off-line adolescent and adult samples. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*, 14(11), 657-664. <https://doi.org/10.1089/cyber.2010.0345>
- Kuss, D. J., Griffiths, M. D., & Pontes, H. M. (2017). Chaos and confusion in DSM-5 diagnosis of internet gaming disorder: Issues, concerns, and recommendations for clarity in the field. *Journal of Behavioral Addictions*, 6(2), 103-109. <https://doi.org/10.1556/2006.5.2016.062>
- Lemmens, J. S., Valkenburg, P. M., & Peter, J. (2009). Development and validation of a game addiction scale for adolescents. *Media Psychology*, 12(1), 77-95. <https://doi.org/10.1080/15213260802669458>
- Lloret-Irles, D., Morell-Gomis, R., Marzo-Campos, J. C., & Tirado-González, S. (2018). Validación española de la escala de AV para adolescentes (GASA). *Atención Primaria*, 50(6), 350-358. <https://doi.org/10.1016/j.aprim.2017.03.015>

- Marco, C., & Chóliz, M. (2013). Tratamiento cognitivo-conductual de la AV de rol online: fundamentos de propuesta de tratamiento y estudio de caso. *Anales de Psicología*, 30(1), 46-55. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.1.150851>
- Macur, M., & Pontes, H. M. (2021). Internet Gaming Disorder in adolescence: investigating profiles and associated risk factors. *BMC Public Health*, 21(1), 1-9. <https://doi.org/10.1186/s12889-021-11394-4>
- Mentzoni, R. A., Brunborg, G. S., Molde, H., Myrseth, H., Skuverøe, K. J., Hetland, J., & Pallesen, S. (2011). Problematic video game use: Estimated prevalence and associations with mental and physical health. *Cyberpsychology, Behavior and Social Networking*, 14(10), 591-596. <https://doi.org/10.1089/cyber.2010.0260>
- Millán, A., Mebarak, M., Martínez-Banfi, M., Blanco, J., Rodríguez, D., D'Aubeterre, M., & Chóliz, M. (2021). Estructura del Test de Dependencia a los Videojuegos, relación con el juego, diferencias sexuales y tipologías de dependencia al juego en una muestra colombiana. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 26(1), 57-72. <https://doi.org/10.5944/rppc.27847>
- Míndrilă, D. (2010). Maximum likelihood (ML) and diagonally weighted least squares (DWLS) estimation procedures: A comparison of estimation bias with ordinal and multivariate non-normal data. *International Journal of Digital Society*, 1(1), 60-66. <https://doi.org/10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010>
- Organización Mundial de la Salud (OMS). (2018). *Estadísticas de mortalidad y morbilidad ICD-11*. Trastornos mentales, conductuales o del neurodesarrollo. <https://icd.who.int/browse11/l-m/en>
- Rodríguez-Rodríguez, J., & Reguant-Álvarez, M. (2020). Calcular la fiabilidad de un cuestionario o escala mediante el SPSS: el coeficiente alfa de Cronbach. REIRE. *Revista d'Innovació i Recerca en Educació*, 13(2), 1-13. <https://doi.org/10.1344/reire2020.13.230048>
- Salas-Blas, E., Merino-Soto, C., Chóliz, M., & Marco, C. (2017). Análisis psicométrico del test de dependencia de videojuegos (TDV) en población peruana. *Universitas Psychologica*, 16(4), 1-13. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy16-4.aptd>
- Sánchez-Domínguez, J. P., Telumbre-Terrero, J. Y., Castillo Arcos, L. del C., & Silveira-Sosa, E. A. (2020). Validación del Test de Dependencia de Videojuegos en una muestra de adolescentes mexicanos. *Horizonte Sanitario*, 20(1), 69-78. <https://revista-horizonte.ujat.mx/index.php/horizonte/article/view/3918>
- Sandoval-Obando, E. (2020). Caracterización del trastorno por videojuegos: ¿una problemática emergente? *Pensamiento Psicológico*, 18(1), 87-102. <https://revistas.javerianacali.edu.co/index.php/pensamientopsicologico/article/view/531>
- Shi, D., Maydeu-Olivares, A., & Rosseel, Y. (2020). Assessing fit in ordinal factor analysis models: SRMR vs. RMSEA. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 27(1), 1-15. <https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1611434>
- Stavropoulos, V., Beard, C., Griffiths, M. D., Buleigh, T., Gomez, R., & Pontes, H. M. (2018). Measurement invariance of the internet gaming disorder scale-short-form (IGDS9-SF) between Australia, the USA, and the UK. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 16, 377-392. <https://doi.org/10.1007/s11469-017-9786-3>
- Stevens, M. W., Dorstyn, D., Delfabbro, P. H., & King, D. L. (2021). Global prevalence of gaming disorder: A systematic review and meta-analysis. *The Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 55(6), 553-568. <https://doi.org/10.1177/0004867420962851>
- Van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(4), 486-492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- Wang, Y. S., Wang, H. Y., & Shee, D. Y. (2007). Measuring e-learning systems success in an organizational context: Scale development and validation. *Computers in Human Behavior*, 23(4), 1792-1808. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2005.10.006>