



ORIGINAL

Validación española de la Escala de Adicción a Videojuegos para Adolescentes (GASA)



Daniel Lloret Irlés*, Ramon Morell Gomis, Juan Carlos Marzo Campos y Sonia Tirado González

Universidad Miguel Hernández, Sant Joan d'Alacant, Alicante, España

Recibido el 3 de octubre de 2016; aceptado el 20 de marzo de 2017
Disponible en Internet el 19 de septiembre de 2017

PALABRAS CLAVE

Videojuego;
Adolescente;
Adicción

Resumen

Objetivo: El objetivo es adaptar y validar la escala *Game Addiction Scale for Adolescents* (GASA) a población juvenil española.

Diseño: Estudio de adaptación cultural y validación.

Emplazamiento: Centros de educación secundaria seleccionados por conveniencia.

Participantes: Se realizan dos estudios independientes con 466 jóvenes de 15,27 años (13-18, DT: 1,83) 48,7%♀ y 556 de 21,24 años (19-26; DT: 1,86) 44,1%♀.

Mediciones: Adicción a los videojuegos (GASA); Conducta de juego (Cuestionario de hábitos de uso de videojuegos), Impulsividad. (Escala de Impulsividad de Plutchik) y Presión de grupo (cuestionario ad hoc).

Resultados: La versión española de GASA ha mostrado buena fiabilidad y una estructura factorial fiel a la de la escala original. En cuanto a la validez de criterio, las puntuaciones de GASA son significativamente diferentes en función de 4 criterios asociados al juego problemático: intensidad y frecuencia de juego, impulsividad y presión de grupo.

Conclusiones: Los resultados muestran que la versión adaptada de GASA es una medida adecuada y válida para la evaluación de la conducta problemática de videojuegos.

© 2017 Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

KEYWORDS

Computer-game;
Adolescence;
Addiction

Spanish validation of Game Addiction Scale for Adolescents (GASA)

Abstract

Objective: The aim of this study is to adapt and validate the Game Addiction Scale for Adolescents (GASA) to the Spanish youth population.

Design: Cultural adaptation and validation study.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: daniel.lloret@umh.es (D. Lloret Irlés).

Setting: Secondary Education centres.

Participants: Two independent studies were conducted on a group of 466 young people with a mean age of 15.27 years (13-18, SD: 1.83) and 48.7% ♀ and on another group of 566, with a mean age of 21.24 years (19-26; SD: 1.86) 44.1% ♀.

Measurements: Addiction to video games (GASA); Game behavior (Game habits usage questionnaire), Impulsiveness (Plutchik Impulsiveness Scale) and Group Pressure (Ad hoc questionnaire).

Results: The Spanish version of GASA has shown good reliability and true to the original scale factor structure. As regards criterion validity, GASA scores are significantly different according to four criteria related to problem gambling: Game intensity and frequency, impulsiveness, and peer pressure.

Conclusions: The results show that the adapted version GASA is adequate and a valid tool for assessing problematic gaming behaviour.

© 2017 Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Alcance del problema. Justificación

Los videojuegos están presentes en la mayoría de los hogares europeos, uno de cada cuatro ciudadanos ha jugado a videojuegos en la última semana y más del 70% de los jóvenes entre los 6 y los 24 años han jugado a videojuegos¹. España se sitúa en la media europea de uso, y los videojuegos son la primera opción de ocio audiovisual, con una facturación de 1.083 millones de euros en 2015². Diversos estudios determinan que entre el 9 y el 23% de los jóvenes españoles juegan a diario, aumentando la proporción durante el fin de semana. El tiempo dedicado a los videojuegos aumenta con la edad, hasta las 5,16 h a la semana de media³⁻⁶.

Existe abundante evidencia que relaciona el abuso de videojuegos con bajo rendimiento escolar^{3,7,8}, y con trastornos de ansiedad, depresión y baja autoestima⁹⁻¹², situando su prevalencia entre el 2 y el 10% de los jugadores. La variabilidad metodológica en la evaluación del juego problemático supone una dificultad en la comparación de resultados y en el alcance de conclusiones. Los estudios encuentran diferencias de género en la conducta de juego, siendo significativamente superior en chicos^{7,13-15}, lo que sugiere que en su estudio se debe tener en cuenta la perspectiva de género.

Hoy en día existe un debate sobre la existencia de un trastorno adictivo por uso de videojuegos. Cualquier conducta normal que produce satisfacción o placer puede convertirse en patológica cuando su intensidad y frecuencia alcanza un nivel capaz de interferir en las relaciones familiares, sociales y/o laborales de la persona implicada, quien pierde el control sobre su conducta¹⁶. Una conducta adictiva se refiere a una conducta excesiva, compulsiva, incontrolable y psicológica o físicamente destructiva¹⁷. La conducta de juego puede llegar a ser compulsiva, desplazar otros objetos de interés, ser persistente y recurrente a pesar de significar un perjuicio académico, laboral o social para el jugador^{18,19}. Incluso el jugador puede llegar a experimentar un síndrome de abstinencia psicológico cuando se le prohíbe jugar²⁰. Los circuitos cerebrales que se activan en jugadores adictos son los mismos que se identifican en adictos a drogas^{21,22}. En coherencia, podemos definir la adicción a los videojuegos

como el uso excesivo y compulsivo de videojuegos que provoca problemas emocionales y/o sociales, y que a pesar de ello el jugador no puede regular su conducta. Por todo ello, la *American Medical Association* defendió decididamente la inclusión de los videojuegos como un subtipo de trastorno adictivo²³. Sin embargo, reconsideró su postura argumentando que no existía suficiente evidencia para justificar su inclusión en el DSM-V. Con independencia de esta decisión, el término adicción a los videojuegos es ampliamente empleado por la comunidad científica y la prevalencia de uso abusivo o problemático es creciente.

En 2009, Lemmens et al.²⁴ desarrollaron la Escala de Adicción al Juego para Adolescentes (*Game Addiction Scale for Adolescents* [GASA]), adaptando 7 criterios diagnósticos para el juego de apuestas al uso de videojuegos. *Saliencia* se refiere al hecho de que el videojuego adquiera una importancia preponderante en la vida de la persona y domine sus pensamientos, sentimientos y conducta. *Tolerancia*, incremento de la frecuencia y el tiempo de juego. *Emoción*, estado de ánimo eufórico o relajante que se obtiene como consecuencia de la conducta de juego. *Abstinencia*, emociones desagradables o efectos físicos al reducir súbitamente el juego. *Recaidas*, tendencia a volver a jugar tras un período de abandono o reducción. *Conflictividad*, deterioro de las relaciones interpersonales como resultado del exceso de juego, incluyendo negligencia y mentira. *Problemas*, perjuicio de la actividad social, académica o laboral, así como trastornos psicológicos relacionados con la pérdida de control de la conducta de juego. La escala GASA ha mostrado su validez para identificar jóvenes con patrones abusivos de juego y ha sido ampliamente utilizada en estudios exploratorios y clínicos^{14,25-27}. En España se dispone de dos instrumentos diagnósticos del uso problemático de videojuegos. El *Problem Video Game Playing Questionnaire* (PVP)¹⁵, diseñado según los criterios de adicción a sustancias del DSM-IV, y el Cuestionario de Experiencias Relacionadas con los Videojuegos (CERV)²⁸. La escala GASA es un cuestionario más breve que posibilita la comparación de los resultados con los obtenidos en otros países. El objetivo de este trabajo es validar la escala GASA en población infantojuvenil española.

Método

Participantes

Participaron un total de 1.032 jóvenes que cumplieron el criterio de inclusión «ser jugador de videojuegos». La muestra del Estudio 1 la componen 466 estudiantes de 3 centros educativos (2 públicos y uno privado) con edades comprendidas entre los 13 y 18 años. En el Estudio 2 participaron 556 estudiantes de la Universidad Miguel Hernández, de edades comprendidas entre los 19 y 26 años. Todos los participantes completaron la escala GASA, por lo que el porcentaje de «no respuestas» fue cero.

Procedimiento

La escala GASA fue adaptada del inglés al español siguiendo un proceso de adaptación cultural que garantizara su equivalencia lingüística, conceptual y métrica. Concretamente para la equivalencia lingüística se llevó a cabo un proceso de traducción-retrotraducción ciego²⁹⁻³¹. Una vez obtenido el acuerdo de los autores originales, los ítems fueron traducidos del inglés al español por un equipo de expertos en adicciones con alto dominio del inglés. Para asegurar la equivalencia conceptual, un grupo de 5 expertos —diferentes a los anteriores— revisó la comprensión semántica y la correspondencia de cada ítem a su factor. A continuación, se administró a dos grupos piloto compuestos por 22 adolescentes de 14 a 16 años y 10 jóvenes de 18 a 20 años. La prueba piloto incluyó una entrevista grupal en la que se exploró el nivel de comprensión. Los participantes no indicaron defectos de redacción que pudieran suponer confusión o malentendido, y cumplieron la totalidad de la prueba en menos de 10 min. No se identificaron dificultades para la autoaplicación. Finalmente, para garantizar la equivalencia estadística se analizaron las propiedades psicométricas del instrumento en un estudio de campo.

La aplicación del cuestionario se realizó durante el último trimestre de 2012. Colaboradores expertos accedieron a la muestra a través de los centros educativos. Para el Estudio 1, se obtuvo el consentimiento parental y de la Dirección del centro. Antes de responder los cuestionarios, se explicó detalladamente el objetivo del estudio, la forma de respuesta y se garantizó el anonimato.

VARIABLES e instrumentos

Adicción a videojuegos. GASA-Short version²⁴ consta de 7 ítems que corresponden a una estructura de 7 dimensiones (saliencia, tolerancia, emoción, recaídas, abstinencia, conflictividad y problemas) que se agrupan en un factor de orden superior: adicción. La fiabilidad fue de alfa de Cronbach de 0,86 en la primera muestra y de 0,81 en la segunda.

Conducta de juego. Se utilizó un «Cuestionario de hábitos de uso de videojuegos» elaborado ad hoc, a partir de los hallazgos de investigaciones previas³, compuesto por 20 ítems. Los formatos de respuesta consisten en preguntas cerradas con respuesta dicotómica, respuesta múltiple y tipo Likert de 5 opciones. La conducta de juego quedó definida por 3 dimensiones: ajuste, frecuencia e intensidad. El

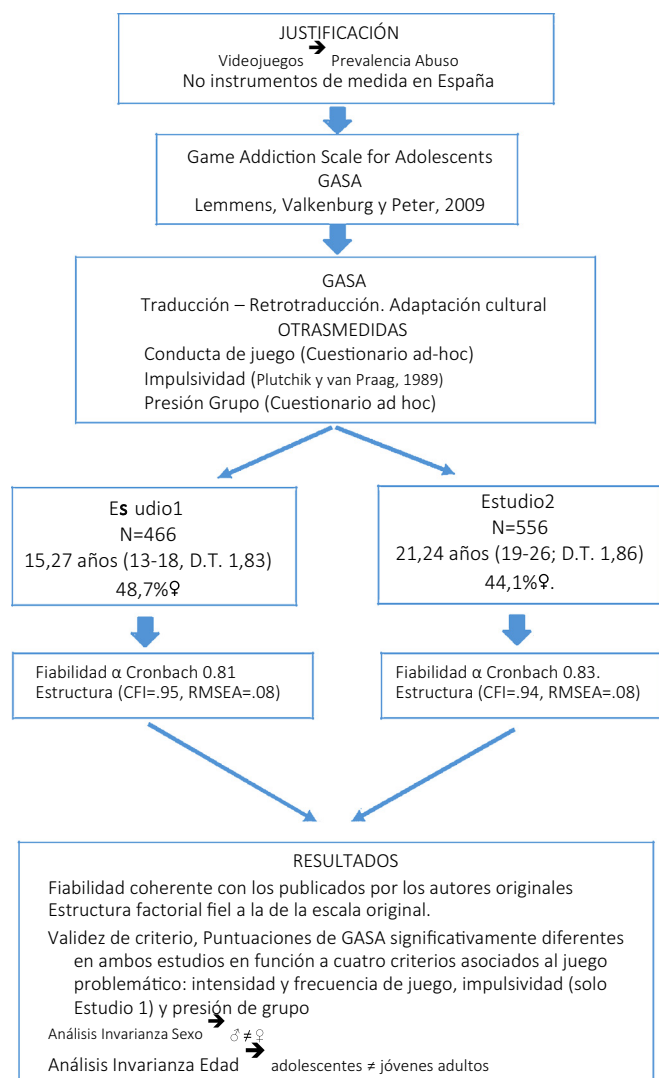
ajuste hace referencia a que el menor juega a juegos recomendados para su edad, la frecuencia indica el número de días que juega a la semana, y la intensidad corresponde al número de horas de juego a la semana.

Impulsividad. «Escala de Impulsividad de Plutchik»^{32,33}, se compone de 15 frases cortas que se refieren a la tendencia a «hacer cosas sin pensar» o de forma impulsiva y que se deben valorar en una escala de frecuencia de 4 alternativas (nunca-casi siempre). Con una puntuación que va de 0 a 45 puntos (nunca = 0, casi siempre = 3), se considera alta impulsividad a partir de 20 puntos. La fiabilidad alfa de Cronbach fue de 0,73.

Presión de grupo. Se definió como la amistad o asociación personal con otros jóvenes que juegan a videojuegos o la creencia de que estos valoran positivamente el jugar a videojuegos. Para su evaluación se utilizó un cuestionario ad hoc compuesto por 3 ítems («La mayoría de mis amigos juegan a videojuegos», «Si no juegas eres un raro», «Jugar a videojuegos es importante para sentirme integrado con mis compañeros/amigos»).

Análisis de datos

Los análisis de los datos se organizan en descriptivos de los ítems, de fiabilidad y estudio de las evidencias de validez mediante la determinación de la estructura interna del test y la asociación de las puntuaciones con otras variables. Para analizar los descriptivos de los ítems se calculan las medias, desviaciones típicas, índices de asimetría, índices de curtosis y pruebas de normalidad de Kolmogorov-Smirnov. Debido a la no normalidad de las variables se emplean métodos robustos. El cálculo de la fiabilidad de las puntuaciones del test se realiza mediante la prueba alfa de Cronbach. El análisis de la estructura interna del test se realiza mediante análisis factorial confirmatorio con modelos estructurales acorde con la unidimensionalidad propuesta por Lemmens et al.²⁴ Para analizar la bondad de ajuste de los modelos se calcula: chi cuadrado, *comparative fit index* (CFI) con un criterio de al menos 0,90³⁴, *root mean-square error of approximation* (RMSEA) y su intervalo al 90% de confianza, con puntos de corte de 0,01, 0,05 y 0,08 para indicar un ajuste excelente, bueno (razonable error de aproximación) y mediocre, respectivamente³⁵. Su principal ventaja es que es uno de los índices menos afectado por el tamaño muestral³⁶. Se analiza la invarianza factorial de los modelos respecto al género y la edad siguiendo el proceso y recomendaciones de Dimitrov³⁷. Finalmente, se calculan las correlaciones y contrastes de medias para analizar la asociación de las puntuaciones del test con otras variables. Siguiendo a los autores originales²⁴, se calculó la relación de GASA con la intensidad y con la frecuencia de uso de videojuegos; con la variable impulsividad, por su relación con las diferentes adicciones —entre ellas, las comportamentales—^{38,39}, y con la presión de grupo, por ser una de las variables que mejor predicen la aparición de conductas adictivas entre adolescentes. Para los análisis estadísticos se utiliza el paquete estadístico SPSS® versión 22, mientras que para los análisis factoriales se utiliza el programa EQS® versión 6.3 para Windows.



Esquema general del estudio:

Resultados

Análisis descriptivos de la muestra

En el Estudio 1 la media de edad de los participantes fue de 15,05 años (DT = 1,94), de los cuales, el 48,5% fueron chicas (N = 237). En el Estudio 2 la edad media resultó ser de 21,14 años (DT = 1,86), siendo el 44,1% chicas (N = 245).

Análisis descriptivos de los ítems y fiabilidad

Atendiendo a la tabla 1, las variables del cuestionario GASA no siguieron una distribución normal en ninguno de los casos. Además, presentaron asimetría positiva, con la excepción del ítem 1 en varones jóvenes (Estudio 1). Las puntuaciones medias más altas, tanto en chicos como en chicas y en ambos estudios, resultaron en el ítem 1 («Piensas en jugar todo el día»), mientras que las más bajas lo fueron en el ítem 6 («Te has peleado con otros por el tiempo que dedicas al juego»). En cuanto a la fiabilidad, el alfa de Cronbach resultó de 0,81 en el Estudio 1 y de 0,83 en el Estudio 2.

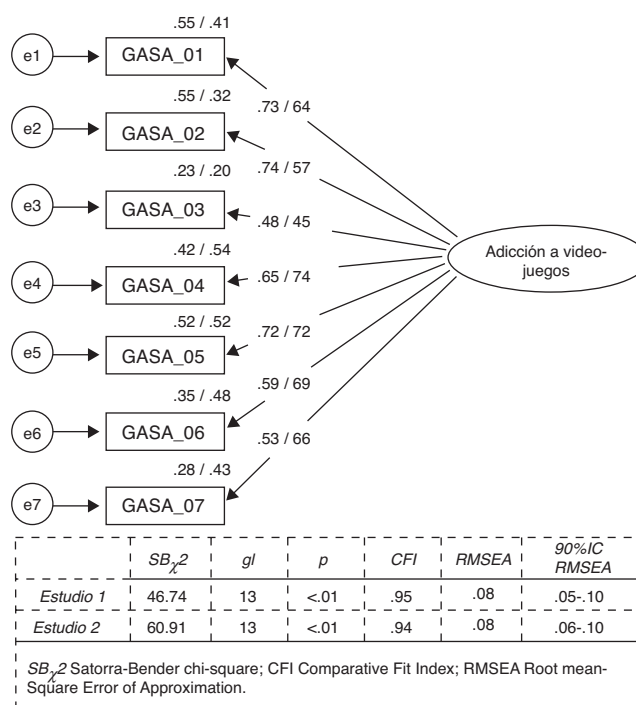


Figura 1 Modelo GASA Estudio 1/Estudio 2.

Análisis de la estructura interna del test

Los modelos presentaron unos índices de bondad de ajuste aceptables para el modelo unidimensional tanto en el Estudio 1 (CFI = 0,95, RMSEA = 0,08) como en el Estudio 2 (CFI = 0,94, RMSEA = 0,08) (fig. 1). Dichos índices indican un buen ajuste del modelo unidimensional.

En cuanto al análisis de invarianza de medida, comparando los modelos respecto al género (tabla 2), los resultados muestran invarianza de medida débil en ambos estudios, ya que la diferencia de chi cuadrado no es significativa entre los modelos libres (M0) y los modelos con cargas factoriales fijadas e igualadas (M1). No se obtiene invarianza fuerte debido a que, aun liberando 3 interceptos (M2PC) de los modelos en los que se ha fijado e igualado previamente los interceptos, las diferencias de chi cuadrado con los modelos M1 son significativas. Se considera aceptable la invarianza parcial de hasta el 20% de los ítems³⁷; una falta de invarianza en 3 interceptos de ítems sería mayor de lo asumible.

Al comparar los grupos de edad (tabla 3), la diferencia de chi cuadrado es significativa entre el modelo libre (M0) y el modelo con cargas factoriales fijas (M1), lo que indica falta de invarianza de las cargas factoriales entre los grupos de edad. Estas diferencias son significativas hasta que se liberan las cargas factoriales en los ítems 7 («Has desatendido actividades importantes por jugar») y 6 («Te has peleado con otros por el tiempo que dedicas al juego»). Ambos ítems suponen un 28% del cuestionario.

Asociación de las puntuaciones con otras variables.

Para el análisis de las puntuaciones con otras variables se utilizaron medidas relacionadas con el abuso o adicción

Tabla 1 Análisis descriptivo de los ítems

	Género	Media (DT)	Asimetría	Curtosis	Norm K-S
<i>Estudio 1</i>					
1. Piensas en jugar durante el día	♂	2,04 (1,19)	-0,03	-0,74	2,81*
	♀	1,25 (1,09)	0,60	-0,28	3,11*
2. Has aumentado el tiempo que dedicas a jugar	♂	1,40 (1,18)	0,51	-0,60	3,18*
	♀	0,82 (0,97)	1,12	0,88	4,35*
3. Juegas para olvidarte de la vida real	♂	0,96 (1,32)	1,10	-0,09	5,54*
	♀	0,79 (1,11)	1,16	0,24	5,56*
4. Otras personas han intentado que reduzcas el tiempo que dedicas al juego	♂	1,67 (1,42)	0,26	-1,30	2,94*
	♀	0,80 (1,13)	1,32	0,78	5,21*
5. Te has sentido mal cuando no has podido jugar	♂	1,05 (1,22)	1,02	0,06	4,03*
	♀	0,55 (1,01)	1,93	2,91	6,22*
6. Te has peleado con otros (amigos, padres,...) por el tiempo que dedicas al juego	♂	0,65 (1,01)	1,64	2,10	5,66*
	♀	0,46 (0,84)	1,91	3,17	6,58*
7. Has desatendido actividades importantes (estudios, familia, deportes) por jugar	♂	0,83 (1,11)	1,29	0,92	5,02*
	♀	0,61 (0,91)	1,36	1,07	5,85*
<i>Estudio 2</i>					
1. Piensas en jugar durante el día	♂	1,71 (1,05)	0,26	-0,32	3,41*
	♀	1,24 (0,98)	0,34	-0,54	3,05*
2. Has aumentado el tiempo que dedicas a jugar	♂	1,16 (1,00)	0,69	0,10	4,12*
	♀	0,91 (0,97)	0,83	-0,09	3,94*
3. Juegas para olvidarte de la vida real	♂	0,73 (0,99)	1,20	0,58	6,02*
	♀	0,68 (0,96)	1,14	0,14	5,77*
4. Otras personas han intentado que reduzcas el tiempo que dedicas al juego	♂	1,09 (1,27)	0,88	-0,39	4,94*
	♀	0,55 (0,95)	1,88	3,14	6,25*
5. Te has sentido mal cuando no has podido jugar	♂	0,71 (0,94)	1,15	0,48	5,86*
	♀	0,41 (0,76)	1,85	2,61	6,77*
6. Te has peleado con otros (amigos, padres,...) por el tiempo que dedicas al juego	♂	0,66 (1,03)	1,54	1,62	6,57*
	♀	0,38 (0,84)	2,57	6,65	7,15*
7. Has desatendido actividades importantes (estudios, familia, deportes) por jugar	♂	1,08 (1,06)	0,80	0,11	3,84*
	♀	0,69 (0,90)	1,27	1,08	5,06*

DT: desviación típica; Norm K-S: prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov.

* $p < 0,01$.

a los videojuegos. La relación de las puntuaciones GASA con la intensidad y con la frecuencia de uso de videojuegos resultó significativa en ambos estudios y géneros. Así mismo, las diferencias de medias fueron significativas con tamaños del efecto grandes ($> 0,80$) en todos los grupos para ambas variables. La impulsividad mostró correlaciones significativas con las puntuaciones de GASA en ambos géneros ($\sigma = 0,29$ y $\rho = 0,26$). Sin embargo, en el Estudio 2, la correlación solo es significativa en chicos (0,14). En coherencia, las magnitudes de las diferencias de medias fueron moderadas para el Estudio 1 y bajas para el Estudio 2. Por último, se analizó la correlación entre la puntuación en GASA y la presión de grupo, encontrando en ambos estudios correlaciones significativas y magnitudes del efecto altas, siendo estas superiores en el Estudio 2 (tabla 4).

Discusión

En este estudio se ha validado la versión española de la escala GASA. Para ello se ha seguido un proceso protocolizado de traducción y adaptación mediante panel de expertos, para garantizar la equivalencia lingüística y conceptual²⁸⁻³⁰. A continuación se han llevado a cabo análisis de ítems, fiabilidad y validez, en dos estudios independientes con adolescentes y jóvenes adultos, respectivamente, en los que se compararon los dos sexos.

Los valores de fiabilidad obtenidos superan el criterio de 0,70⁴⁰ y son coherentes con los publicados por los autores originales²⁴, por lo que las puntuaciones de la versión española de GASA gozan de una adecuada fiabilidad. En cuanto a la estructura interna del test, los índices de bondad

Tabla 2 Test de invarianza factorial respecto al género

Modelo	SB χ^2	gl	CFI	RMSEA (IC 90%)	Δ SB χ^2	Δ gl	p
<i>Estudio 1</i>							
M0	74,43	26	0,92	0,09 (0,07-0,11)			
M1	82,28	33	0,92	0,08 (0,06-0,10)	5,67	7	0,579
M2	154,55	40	0,92	0,09 (0,07-0,11)	122,23	7	< 0,01
M2PA (v1 libre)	139,26	39	0,92	0,09 (0,07-0,11)	99,18	6	< 0,01
M2PB (v1 y v4 libres)	119,67	38	0,92	0,09 (0,07-0,11)	66,39	5	< 0,01
M2PC (v1, v4 y v2 libres)	106,61	37	0,91	0,09 (0,06-0,11)	66,43	4	< 0,01
M0 = Modelo libre (línea base); M1 = M0 con cargas factoriales invariantes; M2 = M1 con invarianza de interceptos; M2PA = M1 con invarianza parcial de interceptos (intercepto de ítem 1 libre); M2PB = M1 con invarianza parcial de interceptos (intercepto de ítem 1 y 4 libres); M2PC = M1 con invarianza parcial de interceptos (interceptos de ítem 1, 4 y 2 libres)							
Modelo	SB χ^2	gl	CFI	RMSEA (IC 90%)	Δ SB χ^2	Δ gl	p
<i>Estudio 2</i>							
M0	74,07	26	0,93	0,08 (0,06-0,10)			
M1	90,69	33	0,92	0,08 (0,06-0,10)	8,29	7	0,708
M2	129,52	40	0,93	0,08 (0,07-0,11)	44,38	7	< 0,01
M2PA (v4 libre)	122,20	39	0,92	0,08 (0,07-0,11)	33,53	6	< 0,01
M2PB (v4 y v1 libres)	160,76	38	0,93	0,08 (0,06-0,10)	19,95	5	< 0,01
M2PC (v4, v1 y v7 libres)	107,31	37	0,92	0,08 (0,06-0,10)	16,01	4	< 0,01
M0 = Modelo libre (línea base); M1 = M0 con cargas factoriales invariantes; M2 = M1 con invarianza de interceptos; M2PA = M1 con invarianza parcial de interceptos (intercepto de ítem 4 libre); M2PB = M1 con invarianza parcial de interceptos (intercepto de ítem 4 y 1 libres); M2PC = M1 con invarianza parcial de interceptos (interceptos de ítem 4, 1 y 7 libres)							
CFI: <i>robust comparative fit index</i> ; gl: grados de libertad; IC: intervalo de confianza; RMSEA: <i>root mean-square error of approximation</i> ; SB χ^2 : Satorra-Bentler chi cuadrado; Δ SB χ^2 : diferencia ajustada de SB χ^2 .							

Tabla 3 Test de invarianza factorial respecto a la edad

Modelo	SB χ^2	gl	CFI	RMSEA (IC 90%)	Δ SB χ^2	Δ gl	p
M0	113,83	26	0,94	0,08 (0,07-0,10)			
M1	157,52	33	0,91	0,09 (0,07-0,10)	52,85	7	< 0,01
M1PA (v7 libre)	149,76	32	0,92	0,09 (0,07-0,11)	45,59	6	< 0,01
M1PB (v7 y v6 libres)	127,81	31	0,93	0,08 (0,06-0,09)	11,72	5	0,039
M2	175,58	38	0,93	0,08 (0,07-0,10)	60,16	7	< 0,01
M2PA (v7 libre)	161,38	37	0,93	0,08 (0,07-0,09)	42,03	6	< 0,01
M2PB (v7 y v4 libres)	156,13	36	0,92	0,09 (0,07-0,10)	50,79	5	< 0,01
M2PC (v7, v4 y v5 libres)	143,53	35	0,93	0,08 (0,07-0,10)	14,95	4	< 0,01
CFI: <i>robust comparative fit index</i> ; gl: grados de libertad; IC: intervalo de confianza; RMSEA: <i>root mean-square error of approximation</i> ; SB χ^2 : Satorra-Bentler chi cuadrado; Δ SB χ^2 : diferencia ajustada de SB χ^2 . M0 = Modelo libre (línea base); M1 = M0 con cargas factoriales invariantes; M1PA = M0 con cargas factoriales parcialmente invariantes (cargas factoriales de ítem 7 libre); M1PB = M0 con cargas factoriales parcialmente invariantes (cargas factoriales de ítems 7 y 6 libres); M2 = M1PB con invarianza de interceptos; M2PA = M1PB con invarianza parcial de interceptos (intercepto de ítem 7 libre); M2PB = M1PB con invarianza parcial de interceptos (intercepto de ítem 7 y 4 libres); M2PC = M1PB con invarianza parcial de interceptos (interceptos de ítem 7, 4 y 5 libres).							

de ajuste apoyan la unidimensionalidad del test propuesto por el grupo de Lemmens et al.²⁴. Los análisis de invarianza factorial indican que las chicas y los chicos en ambas franjas de edad puntúan diferente en la escala. El incremento en las puntuaciones es equivalente, por lo tanto es posible analizar las correlaciones entre las puntuaciones de chicos y chicas de la misma franja de edad. Al comparar los dos grupos de edad, ni las puntuaciones ni su incremento son equivalentes, por lo que los resultados en la escala no son comparables entre adolescentes y jóvenes adultos. Los resultados indican que nos encontramos ante un fenómeno que es diferente en

función del sexo y la edad. Estas diferencias se confirman por varias investigaciones en las que se ha encontrado diferencias entre chicos y chicas respecto al uso de videojuegos en distintas culturas^{7,13-15}.

Los análisis de la validez de constructo muestran diferencias en las puntuaciones de la escala en función de una serie de variables relacionadas. En coherencia con anteriores estudios, se encuentran altas correlaciones en todos los grupos entre las puntuaciones de la escala GASA y la intensidad y frecuencia de juego^{14,24-27}. También la presión de grupo presenta altas correlaciones con la escala.

Tabla 4 Correlaciones y contrastes de medias con variables criterio

	Género	<i>r</i> GASA	1.cuartil GASA Media (DT)	4.cuartil GASA Media (DT)	<i>T</i>	Tamaño del efecto <i>d</i>
Estudio 1						
Intensidad	♂	0,50**	2,44 (1,64)	7,49 (5,24)	-8,00**	1,23
	♀	0,55**	1,99 (1,38)	3,64 (2,10)	-5,37**	0,92
Frecuencia	♂	0,45**	2,46 (1,32)	4,85 (2,04)	-8,99**	1,44
	♀	0,43**	1,18 (0,99)	4,61 (4,36)	-6,24**	1,08
Impulsividad	♂	0,29**	18,29 (5,73)	21,3684 (7,08)	-2,99**	0,48
	♀	0,26**	18,48 (4,44)	22,74 (6,12)	-4,61**	0,793
Presión de grupo	♂	0,31**	6,17 (1,64)	7,77 (1,78)	-5,86**	0,94
	♀	0,39**	5,30 (1,10)	6,59 (1,40)	-6,07**	1,05
Estudio 2						
Intensidad	♂	0,45**	2,88 (2,36)	6,30 (4,66)	-5,96**	0,92
	♀	0,46**	1,40 (1,45)	4,1056 (3,10)	-5,87**	1,00
Frecuencia	♂	0,58**	2,56 (1,66)	4,89 (1,81)	-8,66**	1,34
	♀	0,45**	1,86 (1,10)	3,98 (2,04)	-7,61**	1,30
Impulsividad	♂	0,14*	18,71 (6,08)	20,97 (5,87)	-2,44*	0,38
	♀	0,06	20,50 (6,05)	21,75 (5,42)	-1,27	0,22
Presión de grupo	♂	0,45**	5,478 (1,26)	7,11 (1,62)	-7,24**	1,12
	♀	0,51**	4,91 (1,22)	6,69 (1,86)	-6,63**	1,13

DT: desviación típica; GAMA: Game Addiction Scale for Adolescents.

Magnitud del efecto: alta > 0,80; media > 0,50.

* $p < 0,05$.

** $p < 0,01$.

Las correlaciones con impulsividad son significativas, aunque moderadas, en todos los grupos excepto en chicas jóvenes adultas. Por lo tanto, respecto a las evidencias de la validez de las puntuaciones, y a la vista de los ajustes de los modelos estructurales, los 7 ítems de la escala miden adecuadamente el fenómeno de la adicción a videojuegos. Las correlaciones con las 4 variables relacionadas con el riesgo de abuso o adicción a los videojuegos apoyan la validez de las puntuaciones de la escala.

Son varias las limitaciones del estudio que deben ser tenidas en cuenta de cara a futuras investigaciones. Una de ellas es la falta de evidencias respecto a la validez convergente. Anteriores trabajos han validado escalas de medida del uso problemático de videojuegos en población española^{15,28}. En futuras investigaciones sería interesante completar los análisis con medidas convergentes, así como el uso de la escala para la evaluación de programas de intervención para la reducción del juego abusivo.

En conclusión, teniendo en cuenta que los videojuegos son una actividad de ocio generalizada entre los adolescentes y con perspectiva de crecimiento, se requiere conocer y distinguir la adicción, el abuso y el uso. La versión española de las puntuaciones de la escala GASA goza de buenas características psicométricas y permite identificar a los jugadores abusivos. Ante la demanda de intervenciones preventivas dirigidas a reducir el abuso de las tecnologías de la información, comunicación y ocio, la escala GASA constituye un instrumento fiable y de fácil aplicación para evaluar la conducta de juego y monitorizar la eficacia de las intervenciones.

Lo conocido sobre el tema

Los videojuegos son la primera industria del entretenimiento. En España la mayoría de los adolescentes juegan semanalmente y entre el 9 y el 23% lo hacen a diario. Entre el 2 y el 10% de los adolescentes que juegan desarrollan un uso problemático asociado a otros problemas de salud.

Existe un amplio debate sobre la potencialidad adictiva de los videojuegos. La *American Medical Association* propuso su inclusión en el DSM-V como un subtipo de trastorno adictivo.

En la actualidad, en España se precisan instrumentos de evaluación específicos para la adicción a los videojuegos.

Qué aporta este estudio

La Escala de Adicción al Juego para Adolescentes (*Game Addiction Scale for Adolescents* [GASA]) es una escala ágil, válida y fiable, aplicable tanto en la clínica como en la detección precoz de perfiles de abuso, por lo que resulta útil para la adaptación y evaluación de intervenciones preventivas.

Conflicto de intereses

El presente trabajo no ha recibido financiación y no existe conflicto de intereses.

Agradecimientos

A los alumnos de los Institutos de Educación Secundaria Miguel Hernández y Virgen del Remedío, y del Colegio San Agustín de Alicante por su colaboración en el Estudio 1. A sus padres y madres que autorizaron, y a la Dirección de los centros. A los alumnos de la Universidad Miguel Hernández que desinteresadamente participaron en el Estudio 2.

Bibliografía

- Interactive Software Federation of Europe (ISFE). Representing the European video games industry, 2012 [consultado 06 Jun 2016]. Disponible en: <http://www.isfe.eu/industry-facts>.
- Asociación Española de Videojuegos (AEVI). Anuario de la industria del videojuego; 2015 [consultado 06 Jun 2016]. Disponible en: http://www.aevi.org.es/web/wp-content/uploads/2016/06/MEMORIA-ANUAL_2015_AEVI-definitivo.pdf.
- Lloret D, Cabrera V, Sanz Y. Relaciones entre hábitos de uso de videojuegos, control parental y rendimiento escolar. *Eur J Investig Health Psychol Educa*. 2013;3:237-48, <http://dx.doi.org/10.1989/ejihpe.v3i3.46>.
- Observatorio de la Seguridad de la Información. Guía para padres y madres sobre uso seguro de videojuegos por menores; 2010. Instituto Nacional de Tecnologías de la Comunicación.
- Ferrer-López M, Ruiz San Román JA. Uso de videojuegos en niños de 7 a 12 años. Una aproximación mediante encuesta. *Icono*. 2006; 1:1-15. DOI: <http://dx.doi.org/10.7195/ri14.v4i1.404>.
- Imaz JI. Pantallas y educación: adolescentes y videojuegos en el País Vasco. *Teor Educ*. 2010;23:181-200.
- Rehbein F, Kleimann M, Mössle P. Prevalence and risk factors of video game dependency in adolescence: Results of a German nationwide survey. *Cyberpsychol Behav Soc Netw*. 2010;13:269-77.
- Gentile DA, Choo H, Liau A, Sim T, Li D, Fung D, et al. Pathological video game use among youths: A two-year longitudinal study. *Pediatrics*. 2011;127:e319-29.
- Gentile D. Pathological video-game use among youth ages 8 to 18. *Psychol Sci*. 2009;20:594-602.
- Wenzel HG, Bakken IJ, Johansson A, Götestam KG, Øren A. Excessive computer game playing among Norwegian adults: Self-reported consequences of playing and association with mental health problems. *Psychol Rep*. 2009;105:1237-47.
- Van Rooij AJ, Schoenmakers TM, Vermulst AA, van den Eijnden RJ, van de Mheen D. Online video game addiction: Identification of addicted adolescent gamers. *Addiction*. 2011;106:205-12.
- González MT, Espada JP, Tejeiro R. El uso problemático de videojuegos está relacionado con problemas emocionales en adolescentes. *Adicciones*. 2017;29:180-5, <http://dx.doi.org/10.20882/adicciones.745>.
- Desai RA, Krishnem-Sharin S, Cavallo D, Potenza MN. Video-Gaming among high school students: Health correlates, gender differences, and problematic gaming. *Pediatrics*. 2010;126:e1414, <http://dx.doi.org/10.1542/peds.2009-2706>.
- Haagsma M, Pieterse M, Peters O. The prevalence of problematic video gamers in The Netherlands. *Cyberpsychol Behav Soc Netw*. 2012;15:162-8, <http://dx.doi.org/10.1089/cyber.2011.0248>.
- Tejeiro Salguero RA, Bersabé Morán RM. Measuring problem video game playing in adolescents. *Addiction*. 2002;97:1601-6.
- Echeburúa E, Corral P, Amor PJ. El reto de las nuevas adicciones: objetivos terapéuticos y vías de intervención. *Psicol Conduct*. 2005;13:511-25.
- Mendelson J, Mello N. *The addictive personality*. New York: Chelsea House; 1986.
- Chiu S, Lee J, Huang D. Video game addiction in children and teenagers in Taiwan. *Cyberpsychol Behav*. 2004;7:571-81.
- Skoric M, Teo LL, Neo RL. Children and video games: Addiction, engagement, and scholastic achievement. *Cyberpsychol Behav*. 2009;12:567-72.
- Grüsser SM, Thalemann R, Griffiths M. Excessive computer game playing: Evidence for addiction and aggression? *Cyberpsychol Behav*. 2007;10:290-2.
- Hoeft F, Watson CL, Kesler SR, Bettinger KE, Reiss AL. Gender differences in the mesocorticolimbic system during computer gameplay. *J Psych Res*. 2008;42:253-8.
- Koepp MJ, Gunn RN, Lawrence AD, Cunningham VJ, Dagher A, Jones T, et al. Evidence for striatal dopamine release during a video game. *Nature*. 1998;393:266-8.
- Hiller A. Internet Gaming Disorder Fact Sheet. American Psychiatric Association. DSM-V development; 2014 [consultado 20 Sep 2016]. Disponible en: <https://www.psychiatry.org/psychiatrists/practice/dsm/educational-resources/dsm-5-fact-sheets>.
- Lemmens JS, Valkenburg PM, Peter J. Development and validation of a game addiction scale for adolescents. *Media Psychology*. 2009;12:77-95.
- Festl R, Scharrow M, Quandt T. Problematic computer game use among adolescents, younger and older adults. *Addiction*. 2012;108:592-9, <http://dx.doi.org/10.1111/add.12016>.
- Mehroof M, Griffiths MD. Online gaming addiction: The role of sensation seeking, self-control, neuroticism, aggression, state anxiety, and trait anxiety. *Cyberpsychol Behav Soc Netw*. 2010;13:313-6, <http://dx.doi.org/10.1089/cyber.2009.0229>.
- Mentzoni RA, Brunborg GS, Molde H, Myrseth H, Skou-verøe KJ, Hetland J, et al. Problematic video game use: Estimated prevalence and associations with mental and physical health. *Cyberpsychol Behav Soc Netw*. 2011;14:591-6, <http://dx.doi.org/10.1089/cyber.2010.0260>.
- Chamarro A, Carbonell X, Manresa JP, Muñoz-Mirallas R, Ortega-González R, López-Morrón MR, et al. El Cuestionario de Experiencias Relacionadas con los Videojuegos (CERV): un instrumento para detectar el uso problemático de videojuegos en adolescentes españoles. *Adicciones*. 2014;26:303-11.
- Beaton DE, Bombardier CE, Guillemin F, Bosi Ferraz M. Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-reports measures. *Spine*. 2000;25:3186-91.
- Bracken BA, Barona A. State of the art procedures for translating, validating and using psychoeducational tests in cross-cultural assessment. *Sch Psychol Int*. 1991;12:119-32.
- Organización Mundial de la Salud. Process of translation and adaptation of instruments. 2013 [consultado 10 Feb 2017]. Disponible en: http://www.who.int/substance_abuse/research_tools/translation/en/.
- Plutchik R, van Praag HM. The measurement of suicidability, aggressivity and impulsivity. *Prog Neuropsychopharmacol Biol Psychiatr*. 1989;13:23-4.
- Rubio G, Montero I, Jáuregui J, Martínez ML, Álvarez S, Marín JJ, et al. Validación de la escala de impulsividad de Plutchik en población española. *Arch Neurobiol*. 1999;61:223-32.
- Mulaik SA, James LR, Alstine JV, Bennett N, Lind S, Stilwell CD. Evaluation of goodness of fit indices for structural equation models. *Psychol Bull*. 1989;105:430-45.

35. MacCallum RC, Browne MW, Sugawara HM. Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychol Methods*. 1996;1:130–49.
36. Browne MV, Cudeck R. Alternative ways of assessing model fit. *Socio Meth Res*. 1992;21:230–58.
37. Dimitrov DM. Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Meas Eval Couns Dev*. 2010;43:121–49.
38. Barnes GM, Welte JW, Hoffman JH, Dintcheff BA. Shared predictors of youthful gambling, substance use, and delinquency. *Psychol Addict Behav*. 2005;19:165–74.
39. De Sola Gutiérrez J, Rubio Valladolid G, Rodríguez de Fonseca F. Impulsivity: The prelude to behavioral addictions? *Health and Addictions*. 2013;13:145–55.
40. Nunnally JC, Bernstein IJ. *Teoría psicométrica*. 3.^a ed. Madrid: McGraw-Hill; 1995.