

**VALIDACIÓN DE UNA ESCALA DE ADICCIÓN A LOS  
VIDEOJUEGOS EN JÓVENES ADULTOS ARGENTINOS**  
**VALIDATION OF A VIDEO GAME ADDICTION SCALE IN  
YOUNG ARGENTINE ADULTS**

**PSIENCIA**  
REVISTA  
LATINOAMERICANA  
DE CIENCIA  
PSICOLÓGICA  
LATIN AMERICAN JOURNAL OF  
PSYCHOLOGICAL SCIENCE

**RESUMEN**

Pablo Christian González - Caino  
Universidad Argentina de la Empresa  
CONICET  
[pablo.cg.caino@hotmail.com](mailto:pablo.cg.caino@hotmail.com)

Santiago Resett  
Universidad Argentina de la Empresa  
CONICET

Guillermo Rodríguez  
Universidad Argentina de la Empresa  
CONICET

Los videojuegos tienen una gran popularidad y desarrollo en la actualidad. Sin embargo, un aspecto negativo es la adicción que pueden generar. El presente estudio tenía como objetivo validar la Escala de adicción a los videojuegos para adolescentes de (GASA) en su versión de 21 ítems y en su versión breve de Lemmens, Valkenburg y Peter a la Argentina, la cual es una de la más usadas para este fin. Se constituyeron dos muestras de adultos jóvenes de género masculino  $N = 400$  ( $M_{\text{edad}} = 20$  años;  $DE = 3.16$ ) y  $N = 335$  ( $M_{\text{edad}} = 21$  años de edad;  $DE = 2.64$ ). Los resultados de análisis factoriales exploratorios y confirmatorios indicaban una estructura factorial adecuada de tres factores, aunque distinta a la de los autores. La confiabilidad era aceptable y fluctuaba entre alfas de Cronbach .83-.91. Se halló validez concurrente con el bienestar psicológico y la adicción a internet. También se halló que, a menor edad, mayor adicción a videojuegos. También la versión breve mostraba propiedades adecuadas y validez de constructo. En la discusión se analizan las implicancias de estos resultados y se brindan sugerencias para futuros estudios.

*Palabras clave:* Adicción; Videojuegos; GASA; Cuestionario; Jóvenes adultos; Argentina.

### **ABSTRACT**

Video games have great popularity and development today. However, a negative aspect is the kind of addiction that they can generate. The present study aimed to validate the Scale of Addiction to Video Games for Adolescents (GASA) in its 21-item version and in its brief version of Lemmens, Valkenburg and Peter to Argentina, which is one of the most used for this end. Two samples of young adults of the male gender  $N = 400$  (Average 20 years old;  $SD = 3.16$ ) and  $N = 335$  (Average = 21 years old;  $SD = 2.64$ ) were constituted. The results of the exploratory and confirmatory factors indicated an adequate factor structure of three factors, although different from that of the authors. The reliability was acceptable and fluctuated between Cronbach's alphas .83-.91. Concurrent validity was found with psychological well-being and internet addiction. It was also found that the younger the age, the greater the addiction to video games. Also, the short version showed adequate properties and construct validity. The discussion analyzes the implications of these results and offers suggestions for future studies.

**Keywords:** Addiction; Videogame; GASA; Questionnaire; Young adults; Argentina

## INTRODUCCIÓN

La industria de videojuegos ha mostrado un rápido crecimiento en los últimos años (*Oxford Analytica*, 2019), causando que jugar videojuegos se haya convertido en una actividad habitual entre jóvenes adultos y adolescentes. En este último año, la industria generó 159.3 billones de dólares a nivel mundial, mostrando un 9.3% de crecimiento en comparación al año anterior (*Newzoo Global Esports Market Report*, 2020). A su vez, en los últimos años se han creado nuevas ramas dónde los videojuegos son parte, como, por ejemplo, en el deporte, denominado deportes electrónicos o *Esports*, donde el jugar videojuegos profesionalmente sea ahora también una carrera a la cual los jóvenes pueden aspirar (Griffiths, 2018) o la educación, donde cada vez hay más videojuegos serios o *Serious games* (Zhonggen, 2019). Impulsado por los últimos avances de la tecnología y también por la pandemia del COVID – 19, el mercado de los videojuegos sigue creciendo a pasos agigantados. En el caso local, la Argentina es uno de los países con mayor participación en la industria de videojuegos en la región, si bien el mercado latinoamericano todavía no representa mucho en proporción a nivel mundial (Gala, 2019). Sin embargo, cada vez más empresas de videojuegos se desarrollan y, cada vez, hay más individuos jugando a distintos tipos de videojuegos. Para ejemplificar un caso, en la cuarentena de la Argentina del 2020, hubo un crecimiento del 69% en consumo de internet destinado al *gaming*, a la vez que, hubo un 20% de jugadores nuevos, mientras que un 40% de jugadores profundizaron su juego habitual (Lo Giudice, 2020).

Este contexto ha hecho que la preocupación por el estudio y, por ende, las publicaciones sobre la adicción a los videojuegos, su correcta clasificación y las patologías relacionadas hayan tomado un lugar central en la literatura científica, siendo reconocido en el 2013 por el Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales en su quinta versión DSM 5 (*American Psychiatric Association*, 2013) y por el *International Classification of Diseases* (ICD -11; *World Health Organization*, 2018). A su vez, en la última década comenzó a ser estudiado no solamente en población adolescente como tradicionalmente se

desarrollaba, sino también en población de adultos emergentes (Coyne & Stockdale, 2017) y señalando también una correlación con otros usos problemáticos de nuevas tecnologías, como la adicción a Internet. Estudios anteriores encontraron que este tipo de adicción es similar a la de los juegos de azar o a las sustancias, en términos de sus características, sus consecuencias y sus correlatos neurobiológicos (*American Psychiatric Association*, 2013; Kuss, Pontes & Griffiths 2018), mostrando una peor regulación emocional, una respuesta deficiente en la inhibición, problemas en la memoria de trabajo y la capacidad de toma de decisiones, como así también una marcada deficiencia en el sistema neuronal de recompensa (Kuss, Pontes & Griffiths 2018). A su vez, Turel y Bechara (2019) reportan una correlación entre la adicción a los videojuegos y una creciente adicción a las sustancias, señalando que individuos con largos periodos de adicción en videojuegos tendrían más instancias de abuso de sustancias.

Por otro lado, es importante señalar la diferencia entre individuos con problemas de adicción, *engagement* o altos niveles de uso, que pueden ser contextuales, y profesionales de los videojuegos (Griffith, 2010; Triberti et al., 2018) los cuáles pasan horas entrenando para las competencias y para mejorar sus habilidades micro y macro en los juegos donde se desempeñan (González Caino, 2020). Deleuze et al. (2018) reportan que, a diferencia del *engagement*, la adicción a los videojuegos esta correlacionada con los rasgos impulsivos, como así también, con los depresivos, pero que ambos tipos a su vez correlacionan con la descripción de la adicción a los videojuegos realizada en el DSM 5 (APA, 2015). A su vez, se ha señalado que estos altos niveles de uso, en términos de cantidad de tiempo, pueden no involucrar pérdida de control o consecuencias negativas como si pasarían en los casos de adicción (Billieux et al., 2019). Siendo todavía un tema no zanjado, los estudios sobre diferencias son importantes debido a que evitan una patologización de los videojuegos, permitiendo así distinguir realmente un uso normal de los mismos y uno patológico.

La adicción a los videojuegos posee importantes consecuencias para la salud mental. Estudios longitudinales encontraron que los adolescentes adictos mostraban un peor ajuste psicosocial, deteriorando su salud mental (Watberg et al., 2018). A su vez, se ha encontrado que causa los típicos problemas de la adicción como ansiedad y depresión, sentimientos de soledad y problemas en la realización de tareas cotidianas, afectando el desempeño académico o laboral, y, asimismo, causando problemas de conducta (Andreassen et al. 2016; Hawi, Samaha & Griffith, 2018).

A pesar de la actualidad y relevancia psicosocial de la adicción a los videojuegos, existen al día de hoy pocas herramientas psicométricas para evaluar este constructo y que puedan poner a prueba si los criterios de la adicción al juego se aplican a la realidad de los mismos, especialmente a nivel local. A su vez, en nuestro país hay muy pocos estudios empíricos sobre la temática. Dentro de los pocos cuestionarios a este respecto se halla el *Game Addiction Scale for Adolescents* (GASA, Lemmens et al., 2009) el cual demostró buenas propiedades psicométricas tanto en inglés como en su adaptación abreviada al español y reportando que ha mostrado validez para identificar jóvenes con patrones abusivos de juego, tanto en estudios exploratorios y clínico, mostrando también correlaciones con puntuaciones de intensidad y frecuencia de juego (Lloret Ires et al., 2017). En su versión china, la escala también mostró buenas propiedades de invarianza psicométrica, tal como reporta Liu et al. (2020). A nuestro entender, no existen otras escalas para medir la adicción a video juegos en adolescentes. Por otra parte, la ventaja del GASA es que sus propiedades han sido estudiadas en numerosos países, mostrando adecuada estructura factorial y consistencia interna, como en Persia (Lin et al., 2019), España (Lloret Irles et al., 2017), China (Liu et al., 2020), entre otros. No obstante, la mayoría de las investigaciones examinar la versión breve de 7 preguntas que tiende a funcionar unidimensionalmente.

Adaptando los criterios diagnósticos utilizados en el constructo de adicción a los juegos de azar al uso de videojuegos, es una de las pocas herramientas que son utilizadas en los estudios de esta patología. Estos

criterios son: la *Saliencia*, donde el videojuego comienza a dominar las distintas esferas de la persona, tomando una parte central de su vida; la *Tolerancia*, que es incremento sostenido de la cantidad y el tiempo de juego; y la *Emoción*, que denota estados de ánimos positivos, como alegría excesiva o relajación que se obtiene como consecuencia de la conducta de jugar juego (Lemmens et al, 2009; Lloret Irles et al., 2017). Continuando se encuentra la *Abstinencia*, que son emociones negativas o mismo efectos físicos que se dan al reducir súbitamente el jugar; la *Recaída*, definida como una tendencia a volver a jugar tras un periodo de tiempo en el cual se abandonó o redujo la conducta de jugar; la *Conflictividad*, que muestra un deterioro de las relaciones sociales, familiares y vinculares debido al exceso de juego, y por último, los *Problemas*, donde se pueden observar las consecuencias en distintas esferas de la vida del individuo, como por ejemplo, la actividad social, académica o laboral, acompañado de trastornos de salud mental causados por el abuso del juego (Lemmens et al, 2009; Lloret Irles et al., 2017).

Otra de las ventajas que posee esta escala es su cantidad de ítems, contando a su vez con una versión abreviada de siete ítems, lo cual beneficia la comparación con los resultados de otros países (Lloret Irles et al., 2017). La necesidad de herramientas válidas y confiables para ser aplicadas en población local argentina salta a la vista por todas las razones expuestas. El uso de videojuegos es un fenómeno que seguirá, sin dudas, creciendo en los próximos años, con lo cual es imprescindible que instrumentos que ayuden a evaluar y luego intervenir sobre estas patologías estén disponibles, siendo la primera en la Argentina conocida por los autores, del presente trabajo.

De esta manera, el presente estudio se propuso: 1) Explorar la estructura factorial de la escala *Gaming Addiction Scale for Adolescents* y su versión abreviada (GASA; Lemmens, Valkenburg & Peter, 2009), 2) Determinar la confiabilidad interna de ambas, 3) Analizar evidencia de la validez de constructo de las mismas y 4) Examinar si existía una asociación de la adicción a los videos juegos con la edad.

## MÉTODO

### Participantes

Una primera muestra fue conformada intencionalmente, de  $N = 400$  jóvenes adultos de género masculino ( $M_{\text{edad}} = 20$  años;  $DE = 3.16$ ) para realizar un análisis factorial exploratorio. El lugar de residencia del 40% fue la Ciudad de Buenos Aires y el 60% residía en Gran Buenos Aires. El 58% tenía un nivel educativo secundario, 22% un nivel universitario, el 13% terciario, el restante 8% primario. A su vez, el 53% reportó estar trabajando en el momento de realizar el cuestionario, mientras el 47% no lo estaba haciendo. Con respecto a los días de juego, los participantes tuvieron una media de 5 días por semana de uso de videojuegos ( $DE = 2.08$ ), con una media de 4hs diarias ( $DE = 2.76$ ). En los juegos online de elección, un 29% prefería jugar *League of Legends*, un 19% al *Call of Duty*, un 13% al *Fortnite*, seguido por otro 13% que elegía el *Free Fire*, seguido por un 11% que eligió CS – GO, mientras que un 15% elegía otros juegos online.

Una segunda muestra fue compuesta intencionalmente nuevamente por  $N = 335$  jóvenes adultos de género masculino ( $M_{\text{edad}} = 21$  años de edad;  $DE = 2.64$ ) para realizar el análisis factorial confirmatorio de la estructura factorial obtenida. De esta nueva muestra, el 41% cursaba estudios universitarios, el 39% estudios secundarios, el 18% terciarios y un 2% primarios. El 54% reportó que trabajaba, mientras que el 36% no lo hacía. Por otro lado, el 43% residía en Ciudad de Buenos Aires, mientras que el 57% vivía en Gran Buenos Aires. Con respecto a los días de juego, los jugadores jugaban un promedio de 6 veces semanalmente ( $DE = 1.61$ ) con una media de 5hs diarias ( $DE = 3.11$ ). En el caso de los juegos de elección, un 52% prefería el *League of Legends*, un 16% el CS – GO, un 10% el *Overwatch*, un 6% el *Call of Duty*, mientras que el restante 16% jugaba otros juegos online.

Los criterios de inclusión de ambas muestras fueron que no fueran jugadores profesionales de algún *Esport* o videojuego competitivo, debido a que los jugadores profesionales tienen una media de juego diario

mucho más alta que los jugadores no competitivos debido a ser sus horas de entrenamiento (González Caino, 2020). A su vez, los rangos de edad requeridos fueron de entre 16 y 24 años de edad.

### **Instrumentos**

*Cuestionario sociodemográfico.* Indagaba respecto al género, la edad, el lugar de residencia, si trabajaba en el momento de realizar el cuestionario, los días y cantidad de horas de juego.

*Escala de adicción a los videojuegos para adolescentes (GASA; Lemmens, Valkenburg & Peter, 2009).* Basado en la adaptación de la escala breve española de Lloret-Irles, Morell – Gomis, Marzo – Campos y Tirado – González (2017). Esta escala utilizó los criterios diagnósticos de la adicción al juego y la aplicó a los videojuegos. Consta de siete dimensiones: saliencia, tolerancia, emoción, abstinencia, recaídas, conflictos y problemas. Tiene 21 ítems en su versión completa, de los cuáles se utilizan siete de ellos para la versión breve (Lloret-Irles et. al, 2017) y sus opciones de respuesta son de tipo *Likert* (1 = *Nunca* a 5 = *Muy a menudo*). Algunos ejemplos de estos ítems son: “¿Pensaste en jugar videojuegos todo el día?”, “¿Te has sentido adicto a algún videojuego?”, “¿No pudiste reducir tu tiempo de juego?”. Los autores de la escala original reportan buenas propiedades de confiabilidad interna (entre .92 y .94) al igual que la escala breve adaptada en población de España, con índices de confiabilidad de entre .81 y .86. Para la adaptación al español argentino, dos investigadores en psicología controlaron la equivalencia gramatical, métrica y conceptual de los términos al español argentino, sugiriendo cambios menores en algunos términos. En este sentido, solamente en la pregunta “Te has peleado con otros (amigos, padres) por el tiempo que dedicas al juego” se sugirió incluir también “parejas”. Para las restantes preguntas, estas se tradujeron con el proceso de traducción inversa por dos traductores en inglés con conocimiento de psicología. Luego dos jueces independientes especialistas en idioma inglés llevaron a cabo la traducción al español. A partir de las dos traducciones, los autores del manuscrito extrajeron una versión definitiva. Luego se aplicó a una muestra piloto de estudiantes universitarios en psicología, los cuales no tuvieron



inconvenientes en responder. Los índices de confiabilidad en dicha muestra para las escalas fueron aceptables y fluctuando en alfas de Cronbach entre .78 y .92.

*Inventario de bienestar psicológico (BIEPS –Casullo & Solano, 2002).* Inventario diseñado para medir el bienestar psicológico de acuerdo a las dimensiones de aceptación / control, vínculos, autonomía y proyectos. La aceptación/control refiere a la auto - competencia, vínculos a como lidia con los vínculos interpersonales, la autonomía a poder tomar decisiones de manera independiente y, por último, la dimensión proyectos a las metas en la vida. Tiene tres opciones de respuesta (1 = *En desacuerdo* a 3 = *De acuerdo*). Posee buenas propiedades psicométricas en población argentina (Casullo, 2002). El presente estudio encontró alfas de Cronbach de .63 a .75 para la muestra actual.

*Escala de adicción a internet* (Lam-Figueroa et al., 2011). Mide la adicción a Internet a través de dos dimensiones: sintomatología, que mide la imposibilidad de mantener el control e involucramiento, resultando en sintomatologías distinguibles de la normalidad, y disfuncionalidad, que refiere a consecuencias de la adicción. Posee 11 preguntas con ítems con respuestas de opción múltiple tipo *Likert* de cuatro opciones: *Muy rara vez* (1), *Rara vez* (2), *A menudo* (3) y *Siempre* (4). El instrumento posee correctas propiedades psicométricas reportadas según los autores y en población de adultos jóvenes argentinos (Resett & González Caino, 2019). Este estudio mostró alfas de Cronbach de .90 para la dimensión de sintomatología y de .81 para la dimensión de disfuncionalidad.

### **Procedimiento de recolección de datos**

Todos los participantes fueron contactados a través de foros de videojuegos, como así también en distintos grupos y comunidades de videojuegos. Todos aceptaron un consentimiento informado que informaba la confidencialidad y anonimato del estudio, antes de completar un formulario de *Google*, en donde estaba armada la batería de instrumentos. A su vez, se aseguró que los datos iban a ser utilizados solamente con finalidad académica. Los participantes debían tildar una opción que decía “acepto a

participar voluntariamente”, de lo contrario no podían completar los instrumentos. El formulario de *Google* incluía la explicación del estudio, los *tests* y un correo de los autores de la investigación para comunicarse ante cualquier duda. La universidad de donde se realizó el estudio aprobó el estudio.

### **Procedimiento de análisis de datos**

Los datos se analizaron con el programa *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) versión 23 para sacar estadísticos descriptivos e inferenciales. Como el análisis de componentes principales se desaconseja en la actualidad (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014) y como se deseaba explorar los factores que emergerían de la escala, se llevó a cabo un análisis paralelo con el programa Factor 8.10. Se usó un número de replicaciones = 100 y percentil de representación de simulaciones = .95. Se empleó el método de implementación clásico de Horn (1965) para determinar la retención de factores. Para la retención, se comparó los autovalores empíricos con los autovalores (medias) aleatorios, seleccionando los autovalores que se encontraban por encima de la media aleatoria (O'Connor, 2000). Seguidamente, se hizo un análisis factorial exploratorio a partir de los factores que sugería el análisis paralelo. Para dicho análisis, se usó rotación *PROMIN* debido a que se postulaban que los factores estarían asociados y facilita la simplificación de la estructura factorial (Lorenzo-Seva, 2013). Se usó el método *Unweighted Least Squares* (ULS) debido a la naturaleza ordinal de los datos y a que las opciones de respuestas eran de cinco alternativas. Con respecto a la distribución de los datos, para la asimetría los valores de las preguntas iban de .07 a 1.33 y para la curtosis iban de .27 a 1.20. Dichos valores de asimetría y curtosis de 8 a 20 pueden ser considerados como dentro de una distribución relativamente normal (Byrne, 2012; Kline, 2015).

Se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio AFC con el método *Weighted Least Squares* (WLSMV) debido a que las respuestas de los ítems eran ordinales con cinco opciones de respuestas (Brown, 2006, Lloret-Segura et al., 2014; Byrne, 2015; Kline, 2015; Tabachnick & Fidell, 2007). Del mismo modo, se

empleó el  $\chi^2$  de Satorra - Bentler por el mismo motivo. Se usó el programa MPLUS 7 para dicho análisis. La muestra se dividió aleatoriamente en dos sub - muestras de tamaño casi idénticos. Con el primer grupo (335 participantes), se llevó a cabo el análisis paralelo de factores, mientras que con el grupo restante (400 participantes) se realizó el AFC. Se optó por este enfoque basados en los datos o *botton up* –primero un paralelo y luego un confirmatorio- porque se sabe que las estructuras factoriales de un instrumento pueden variar de un estudio a otro o cuando se está en un proceso de adaptación de un test a otro contexto cultural (Fehm & Hoyer, 2004). Para considerar adecuado el ajuste de los modelos a poner a prueba, se tomó en cuenta los valores  $\chi^2$ , CFI, TLI y RMSEA (Byrne, 2010, 2012). Valores de CFI y TLI por encima de .90 y RMSEA por debajo de .10 son adecuados (Bentler, 1992; Byrne, 2010). Aunque existen criterios más exigentes de CFI y TLI mayores de .95 y RMSEA menores de .05 (Hu & Bentler, 1999). En la actualidad, se postulan criterios de CFI mayor de .97 y RSMEA menor de .07 (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2010). No se tuvo en cuenta en el ajuste del modelo si el  $\chi^2$  era significativo, ya que el mismo es un criterio exigente y afectado por el tamaño de la muestra (Byrne, 2012). Por este motivo, muchos autores sugieren dividir el  $\chi^2$  por los grados de libertad (*df*), con valores alrededor de 3 o menos, siendo aceptables (Cupani, 2012).

## RESULTADOS

Para evaluar la estructura factorial del cuestionario, en primer lugar, se realizó un análisis paralelo. El cálculo del índice de adecuación muestral Kaiser–Meyer–Oklin (KMO) = .90 y la prueba de esfericidad de Bartlett  $\chi^2(210) = 3755.10$ ;  $p < .001$  indicaron que era apropiado realizarlo. En la tabla 1, se muestran los autovalores empíricos y aleatorios. Al compararlos, solamente tres autovalores empíricos se hallaban por encima de la media aleatoria, por lo cual, se decidió retener tres factores, como se sugiere (O'Connor,

2000). También el programa sugería retener tres factores a diferencia del modelo de siete factores de los autores.

**Tabla 1**

*Autovalores aleatorios y empíricos del Cuestionario GASA*

Componente	Media	Percentil	Total	% de varianza
1	1.47	1.54	9.66*	47%
2	1.39	1.45	1.73*	8%
3	1.32	1.38	1.39*	7%
4	1.27	1.32	1.21	5%
5	1.22	1.26	0.95	4%
6	1.17	1.21	0.75	3%
7	1.13	1.16	0.71	3%
8	1.08	1.11	0.60	3%
9	1.05	1.08	0.54	3%
10	1.01	1.05	0.51	2%
11	0.98	1.01	0.43	2%
12	0.94	0.97	0.40	2%
13	0.91	0.94	0.35	2%
14	0.87	0.90	0.31	1.5%
15	0.84	0.86	0.26	1.5%
16	0.80	0.84	0.25	1.5%
17	0.77	0.79	0.22	1.5%
18	0.73	0.77	0.20	1%
19	0.69	0.72	0.16	1%
20	0.65	0.69	0.14	0.5%
21	0.60	0.64	0.12	0.5%

\*Número de componentes sugeridos: 3

En la Tabla 2 se presentan los resultados del análisis factorial exploratorio al retener tres factores. Como se muestra en la tabla, el modelo explicaba un 62% de la variancia, con el primer factor explicando un 8%, el segundo un 7% y el tercero un 47%, con todas las preguntas cargando por encima de 0.32 en cada uno de los factores, como se muestra en dicha tabla. El primero se denominaba modificación del

comportamiento y se componía de los tres ítems de dicha dimensión. El segundo factor se podían denominar prominencia - tolerancia ya que se componía de las preguntas de dichas dos dimensiones (se lo sumaba una pregunta de recaída también). El tercero que se componía de las preguntas de recaída, abstinencia, conflictos y problemas, el cual se renombró como malestar y problemas. El ajuste del modelo indicaba una estructura factorial adecuada (NNFI = .98, CFI = .99, RMSEA = .06).

**Tabla 2***Cargas factoriales del cuestionario GASA*

Ítem	Factor I	Factor II	Factor III
<b>1 - ¿Pensaste en jugar un videojuego todo el día?</b>		0.96	
2 - ¿Pasas mucho tiempo libre jugando videojuegos?		0.85	
3 - ¿Te has sentido adicto a algún videojuego?		0.76	
4 - ¿Jugaste más tiempo del que pensabas?		0.77	
<b>5 - ¿Pasaste cada vez más tiempo jugando videojuegos?</b>		0.93	
6 - ¿No pudiste parar de jugar una vez que empezaste?		0.55	
<b>7 - ¿Jugaste videojuegos para olvidar la vida real?</b>	0.50		
8 - ¿Jugaste videojuegos para bajar el estrés?	0.94		
9 - ¿Jugaste videojuegos para sentirte mejor?	0.89		
10 - ¿No pudiste reducir tu tiempo de juego?		0.32	
<b>11 - ¿Otras personas han intentado que reduzcas el tiempo que dedicas al juego sin tener resultado?</b>			0.83
12 - ¿Has fracasado intentando reducir tu tiempo de juego?			0.64
<b>13 - ¿Te has sentido mal cuando no has podido jugar?</b>			0.76
14 - ¿Te has sentido enojado cuando no has podido jugar?			0.93

15 - ¿Te has sentido estresado cuando no has podido jugar?	0.79
<b>16 - ¿Has tenido peleas con otros (por ejemplo, familia, amigos) debido a estar jugando videojuegos?</b>	0.59
17 - ¿Has descuidado a otros (por ejemplo, familia, amigos) debido a estar jugando videojuegos?	0.64
18 - ¿Has mentido sobre el tiempo que pasas jugando videojuegos?	0.51
19 - ¿Tu tiempo jugando videojuegos te trajo problemas de sueño?	0.63
<b>20 - ¿Has descuidado otras actividades importantes (por ejemplo, escuela, trabajo, deportes) por jugar videojuegos?</b>	0.59
21 - ¿Te has sentido mal por jugar por un tiempo prolongado?	0.42
<hr/>	
Varianza explicada	8%      7%      47%

$N = 335$

*Nota.* Se muestran solamente las cargas factoriales por encima de 0.30. En negrita, los correspondientes a la versión abreviada.

Luego se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio para poner a prueba un modelo de medición trifactorial (Modelo 1), siguiendo los resultados del análisis paralelo. El modelo a poner a prueba se presenta en la Figura 1. En la tabla 3 se muestran los resultados, mostrando el modelo 1 mostraba un ajuste adecuado. Al dividir el  $\chi^2$  por el  $df$ , el valor se hallaba apenas por encima de 3.

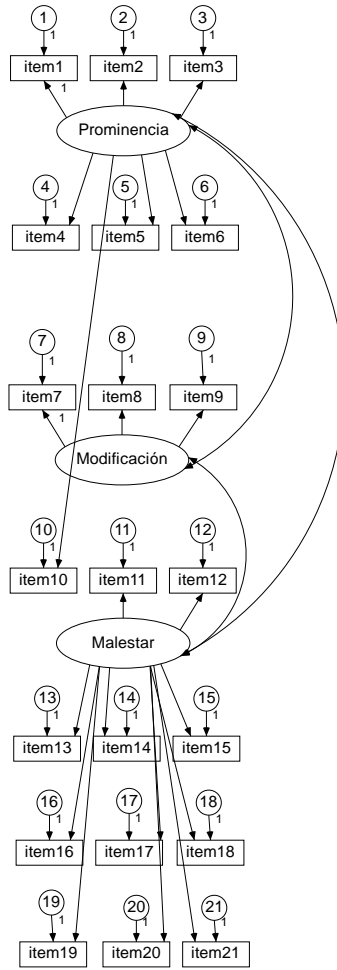


Figura 1. Modelo del Cuestionario GASA de tres factores en jóvenes adultos argentinos

**Tabla 3**

*Ajuste de los modelos del Cuestionario Gasa*

Modelo (M)	$\chi^2$	df	p	CFI	TLI	RMSEA
Modelo 1.	636.441	186	0.001	0.96	0.96	0.07
Modelo 2 (breve).	141.181	14	0.001	0.97	0.95	0.08

Nota. df = grados de libertad. CFI = Comparative Fix Index. TLI = Tucker-Lewis Index. RMSEA = raíz del residuo cuadrático promedio.

Con respecto a la versión abreviada del test, se puso a prueba un análisis factorial confirmatorio para examinar una estructura unifactorial, compuesta por sus siete *ítems*. El ajuste del mismo fue óptimo (CFI = .94; TLI = .91; RMSEA = .09).

En el caso del modelo trifactorial propuesto en este trabajo, los análisis arrojaron alfas de .83 para el Factor I (modificación del comportamiento), .89 para el factor II (prominencia - tolerancia) y .91 para el último factor (malestar y problemas). El alfa de Cronbach para la escala breve era 0.85.

Por otro lado, con respecto a la validez de constructo del GASA, en la tabla 4 se muestran las correlaciones de los tres factores con las dimensiones de la escala BIEPS (Casullo, 2002) y la escala de adicción a Internet (Lam – Figueroa, 2011). Como se puede observar, se encontraron correlaciones positivas con la adicción a Internet y negativas con cada dimensión del bienestar psicológico.

**Tabla 4**

*Correlaciones entre puntajes dimensiones de GASA, bienestar psicológico y adicción a internet en jóvenes adultos de CABA y GBA.*

	BP - Proyectos	BP – Aceptación / Control	BP - Autonomía	BP - Vínculos	AI - Sintomatología	AI - Disfuncionalidad
Modificación del Comp.	-.260**	-.227**	-.221**	-.223*	.388**	.289**
Prominencia -Tolerancia	-.282**	-.267**	-.169**	-.163	.512**	.433**
Malestar y Problemas	-.364**	-.427**	-.280**	-.316**	.661**	.638**

\*\* $p < .01$



A su vez, en la tabla 5 se muestran sus correlaciones con las mismas variables utilizadas para la validez de constructo de la versión completa. Con respecto a su confiabilidad, el Alfa de Cronbach arrojó un puntaje de .85.

**Tabla 5**

*Correlaciones el cuestionario GASA breve, bienestar psicológico y adicción a internet en jóvenes adultos de CABA y GBA.*

	BP - Proyectos	BP – Aceptación / Control	BP - Autonomía	BP - Vínculos	AI - Sintomatología	AI - Disfuncionalidad
GASA breve	-.356**	-.387**	-.259**	-.297*	.601**	.566**

\*\* $p < .01$

Finalmente, se hallaron asociaciones entre la edad y la dimensión malestar y problemas ( $r = .09$ ,  $p < .05$ ) pero no con modificación y prominencia-tolerancia en el caso de la escala completa, como así también, entre la edad y los puntajes de la escala breve ( $r = -.07$ ,  $p < .05$ ).

## DISCUSIÓN

El presente trabajo buscó adaptar la *escala de adicción a los videojuegos para adolescentes (GASA;* Lemmens, Valkenburg & Peter, 2009) en población argentina, la cual ha demostrado en sus distintas versiones buenas propiedades psicométricas en la medición de este constructo. Siendo un constructo de vital importancia debido al mencionado crecimiento en el mercado de los videojuegos, son necesarias las herramientas que puedan identificar conductas patológicas relacionadas a los mismos.

En lo que concierne a la estructura factorial, el análisis paralelo y el análisis factorial exploratorio arrojó un modelo de tres dimensiones, las cuales fueron denominadas modificación del comportamiento, prominencia-tolerancia y malestar y problemas, a diferencia de las siete encontradas por los autores

españoles (Lloret-Irles et al., 2017) en su escala abreviada y el modelo original de los autores del test. Esta estructura explicó un total de 62% de varianza, con todos los ítems cargando por arriba de .30, y con su mayoría superando .50, lo cual es satisfactorio según numerosos autores (por ejemplo, Kline, 2013; Tabachnick & Fidell, 2007). Un análisis factorial confirmatorio fue realizado a continuación, el cual arrojó un ajuste muy satisfactorio, cumpliendo el CFI, NNFI y RMSEA los requisitos planteados por Byrne (2010; 2013) y Hu y Bentler (1999), donde los criterios más exigentes plantean valores de CFI superiores a .95 y valores de RMSEA inferiores a .10. Si bien aquí se halló una estructura diferente a la de los autores del instrumento, la misma no tenía ítems complejos y cada uno cargaba en una dimensión. Por otra parte, la versión breve también presentó un ajuste satisfactorio y fue muy similar a la versión española de Lloret-Irles y colaboradores (2017). Es posible que las diferencias culturales, sociales y económicas de la Argentina con los países del primer mundo expliquen la estructura factorial diferente, como el nivel educativo de la población adolescente y el acceso a la tecnología. Cabe aclarar que muchos estudios (por ejemplo, Lin et al., 2019) emplearon la versión abreviada que tiene pocas preguntas y es unidimensional, por lo cual no existen trabajos para comparar estas diferencias. El motivo de dichas diferencias, además del contexto cultural, puede deberse también a la muestra intencional y poco homogénea demográficamente (Tabachnick & Fidell, 2007). Por otra parte, la traducción de los ítems no se evaluó con un grupo focal, tal vez alguna pregunta puede haber funcionado en forma distinta por este motivo.

Los análisis de confiabilidad interna para los tres factores propuestos fueron de .83 para el primer factor (modificación), .89 para el segundo (prominencia-tolerancia) y de .90 para el tercero (malestar y problemas), mostrando ser adecuada y satisfactoria según los estándares de varios autores, donde valores superiores a .80 se consideran como satisfactorios (DeVellis, 2012; Kaplan & Saccuzzo, 2006) y siendo similar al puntaje obtenido por los autores originales y superando al de los autores españoles. En lo

referente al alfa de Cronbach para la versión breve la misma era .85 y era ligeramente más elevado que la versión española que era .81 y .83 en dos muestras diferentes.

Se detectaron evidencia de validez concurrente de las tres escalas y de la versión breve con respecto al bienestar psicológico para cada una de las dimensiones de dicha escala y la adicción internet ya que a mayores puntajes en las tres escalas del GASA y la versión breve, menor bienestar psicológico y mayor adicción a internet, con correlaciones de tamaño pequeño, salvo para sintomatología que era de un tamaño mediano, según Cohen (1992). Estos resultados son coincidentes con numerosos estudios que indican que la adicción a distintas tecnologías (Internet, celular, entre otras nuevas tecnologías) tiene correlación con un bajo bienestar psicológico, como la baja autoestima, la depresión y la baja satisfacción con la vida (Sharma & Sharma, 2018; Wang et al., 2015), y donde los videojuegos tampoco están exentos (Go, Jones & Copello, 2019; Sarda et al., 2016), causando los mismos efectos que la adicción a otras tecnologías. Que las correlaciones fuesen pequeñas y medianas para las dos dimensiones de adicción a internet implica que la adicción a videojuegos es un constructo diferente y con sus propias particularidades.

Finalmente, se halló que a menor edad, mayores puntajes en la dimensión malestar y problemas del GASA y en la escala breve, lo cual indicaría que los participantes más jóvenes son un grupo de mayor riesgo a este respecto. De este modo, estos resultados indicarían que el GASA presenta evidencia de validez y confiabilidad en la Argentina, aunque con una estructura factorial diferente a la de los autores del test.

Este trabajo tiene una serie de limitaciones que deben ser mencionadas. En primer lugar, se utilizó una muestra intencional de adultos jóvenes argentinos de género masculino, por lo cual los resultados no pueden ser generalizados. Por otra parte, se trataba de solamente varones. Sería interesante examinar si existe invarianza métrica según el género, como también según la edad. Con respecto al género, aunque este tema no se evaluó directamente está comprobado que la cantidad de tiempo y las motivaciones para jugarlos son diferentes según el género (Leonhardt & Overå, 2021). Por otra parte, los resultados fueron

recolectados en forma virtual, lo cual puede ser una limitación. Por ejemplo, el investigador no está presente para aclarar dudas de los participantes. Del mismo, todas las variables se evaluaron con el autoinforme, lo cual aumenta las relaciones entre los constructos por el método de recolección de datos compartidos. Se trataba de un estudio descriptivo-correlacional, por lo cual no se puede evaluar la confiabilidad test- re test del instrumento.

Futuros estudios deberían ser llevado a cabo en muestras recogidas al azar con el fin de generalizar los resultados. Al mismo tiempo, se deberían incluir mujeres en futuras investigaciones con el fin de examinar si el test funciona en modo diferente de acuerdo al género y determinar si existe más adicción en varones o mujeres. Del mismo modo, se deberían llevar a cabo estudios longitudinales con el fin de evaluar la confiabilidad test- re test. También se debería emplear otras técnicas de recolección de datos además del autoinforme. Por otra parte, se debería examinar si el formato de recolección de datos (virtuales versus presencial) introduce diferencias. Finalmente, se debería llevar a cabo intervención para disminuir la adicción a los videojuegos.

## REFERENCIAS

- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). Washington, DC
- Andreassen, C. S., Billieux, J., Griffiths, M. D., Kuss, D. J., Demetrovics, Z., Mazzoni, E., & Pallesen, S. (2016). The relationship between addictive use of social media and video games and symptoms of psychiatric disorders: A large-scale cross-sectional study. *Psychology of Addictive Behaviors*, 30(2), 252. <https://doi.org/10.1037/adb0000160>
- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological bulletin*, 112(3), 400. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.3.400>

- Billieux, J., Flayelle, M., Rumpf, H. J., & Stein, D. J. (2019). High involvement versus pathological involvement in video games: A crucial distinction for ensuring the validity and utility of gaming disorder. *Current Addiction Reports*, 6(3), 323-330. <https://doi.org/10.1007/s40429-019-00259-x>
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Guilford. <https://doi.org/10.1177/1094428108323758>
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications, and programming (multivariate applications series)*. Taylor & Francis Group. <https://doi.org/10.4324/9781410600219>
- Byrne, B. M. (2012). *A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models*. Springer Science & Business Media. [https://doi.org/10.1007/978-1-4613-8885-2\\_1](https://doi.org/10.1007/978-1-4613-8885-2_1)
- Casullo, M. M., & Solano, A. C. (2002). Patrones de personalidad, síndromes clínicos y bienestar psicológico en adolescentes. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 7(2), 129-140. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.7.num.2.2002.3927>
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological bulletin*, 112(1), 155. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- Coyne, S. M., Stockdale, L., Linder, J. R., Nelson, D. A., Collier, K. M., & Essig, L. W. (2017). Pow! Boom! Kablam! Effects of viewing superhero programs on aggressive, prosocial, and defending behaviors in preschool children. *Journal of abnormal child psychology*, 45(8), 1523-1535. <https://doi.org/10.1007/s10802-016-0253-6>
- Cupani, M. (2012). Análisis de Ecuaciones Estructurales: conceptos, etapas de desarrollo y un ejemplo de aplicación. *Revista tesis*, 2, 186-199.
- Deleuze, J., Long, J., Liu, T. Q., Maurage, P., & Billieux, J. (2018). Passion or addiction? Correlates of healthy versus problematic use of videogames in a sample of French-speaking regular players. *Addictive Behaviors*, 82, 114-121. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2018.02.031>
- DeVellis, R. F. (2012). *Scale development: Theory and applications*. SAGE Publications

- Fehm, L., & Hoyer, J. (2004). Measuring thought control strategies: The thought control questionnaire and a look beyond. *Cognitive Therapy and Research*, 28(1), 105-117. <https://doi.org/10.1023/b:cotr.0000016933.41653.dc>
- Gala, R. (2019). Mapa de la Industria Cultural de Videojuegos en Argentina: un estado de situación. *Electronic Journal of SADIO (EJS)*, 18(2), 103-118.
- Goh, C., Jones, C., & Copello, A. (2019). A further test of the impact of online gaming on psychological wellbeing and the role of play motivations and problematic use. *Psychiatric Quarterly*, 90(4), 747-760. <https://doi.org/10.1007/s11126-019-09656-x>
- González Caino, P.C. (2020) Predicción de los estados de Flow según la personalidad en jugadores amateurs de deportes electrónicos. *Acta Psiquiátrica y Psicológica de América Latina*, 66(1), 32-38
- Griffiths, M. D. (2018). Conceptual issues concerning internet Addiction and internet gaming disorder: Further critique on Ryding and Kaye (2017). *International journal of mental health and addiction*, 16(1), 233-239. <https://doi.org/10.1007/s11469-017-9818-z>
- Griffiths, M.D. The Role of Context in Online Gaming Excess and Addiction: Some Case Study Evidence. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 8, 119–125 (2010). <https://doi.org/10.1007/s11469-009-9229-x>
- Hair, J., Black, W., Babin, B. & Anderson, R. (2010). *Multivariate Data Analysis*. Pearson Education. [https://doi.org/10.1007/978-3-030-06031-2\\_16](https://doi.org/10.1007/978-3-030-06031-2_16)
- Hawi, N. S., Samaha, M., & Griffiths, M. D. (2018). Internet gaming disorder in Lebanon: Relationships with age, sleep habits, and academic achievement. *Journal of behavioral addictions*, 7(1), 70-78. <https://doi.org/10.1556/2006.7.2018.16>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. <https://doi.org/10.1007/bf02289447>
- 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>

- Kaplan, R. M., Saccuzzo, D. P., Ponce, R., & de Lourdes, M. (2006). *Pruebas psicológicas: principios, aplicaciones y temas*. Cengage.
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford.
- Kuss, D. J., Pontes, H. M., & Griffiths, M. D. (2018). Neurobiological correlates in internet gaming disorder: A systematic literature review. *Frontiers in psychiatry*, 9, 166. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2018.00166>
- Lam-Figueroa, N., Contreras-Pulache, H., Mori-Quispe, E., Nizama-Valladolid, M., Gutiérrez, C., Hinostroza-Camposano, W., ... & Hinostroza-Camposano, W. D. (2011). Adicción a internet: desarrollo y validación de un instrumento en escolares adolescentes de Lima, Perú. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 28, 462-469. <https://doi.org/10.1590/s1726-46342011000300009>
- 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>
- Leonhardt, M., & Overå, S. (2021). Are There Differences in Video Gaming and Use of Social Media among Boys and Girls?-A Mixed Methods Approach. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(11), 6085. <https://doi.org/10.3390/ijerph18116085>
- Lin, C.Y., Imani, V., Broström, A., Årestedt, K., Pakpour, A.H., & Griffiths, M.D. (2019). Evaluating the Psychometric Properties of the 7-Item Persian Game Addiction Scale for Iranian Adolescents. *Frontiers in Psychology*, 10, 149. [10.3389/fpsyg.2019.00149](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00149).
- Lloret, D., Gomis, R., Marzo, J., & Tirado, S. (2017) Validación española de la Escala de Adicción a Videojuegos para Adolescentes (GASA). *Atención Primaria*, 50, 14-23. <https://doi.org/10.1016/j.aprim.2017.03.015>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>

- Lo Giudice, F. (11 de junio de 2020) *Telecom reveló las estadísticas de consumo de gaming y ESports en cuarentena*. CulturaGeek.com.ar
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2013). Factor 9.2: A comprehensive program for fitting exploratory and semiconfirmatory factor analysis and IRT models. *Applied Psychological Measurement*. <https://doi.org/10.1177/0146621613487794>
- Newzoo (2020). *Global Esports Market Report. Light Version*. Newzoo. <https://newzoo.com/insights/trend-reports/newzoo-global-esports-market-report-2020-light-version/>
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior research methods, instruments, & computers*, 32(3), 396-402. <https://doi.org/10.3758/bf03200807>
- Oxford Analytica. (2019). E-sports will grow into a multi-billion-dollar sector. *Emerald Expert Briefings*.
- Sarda, E., Bègue, L., Bry, C., & Gentile, D. (2016). Internet gaming disorder and well-being: A scale validation. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 19(11), 674-679. <https://doi.org/10.1089/cyber.2016.0286>
- Sharma, A., & Sharma, R. (2018). Internet addiction and psychological well-being among college students: A cross-sectional study from Central India. *Journal of family medicine and primary care*, 7(1), 147. [https://doi.org/10.4103/jfmpe.jfmpe\\_189\\_17](https://doi.org/10.4103/jfmpe.jfmpe_189_17)
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Allyn & Bacon.
- Triberti, S., Milani, L., Villani, D., Grumi, S., Peracchia, S., Curcio, G., & Riva, G. (2018). What matters is when you play: Investigating the relationship between online video games addiction and time spent playing over specific day phases. *Addictive Behaviors Reports* (8), 185 – 188. <https://doi.org/10.1016/j.abrep.2018.06.003>
- Turel, O., & Bechara, A. (2019). Little video-gaming in adolescents can be protective, but too much is associated with increased substance use. *Substance use & misuse*, 54(3), 384-395. <https://doi.org/10.1080/10826084.2018.1496455>



- Wang, C. W., Ho, R. T., Chan, C. L., & Tse, S. (2015). Exploring personality characteristics of Chinese adolescents with internet-related addictive behaviors: Trait differences for gaming addiction and social networking addiction. *Addictive behaviors*, 42, 32-35. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2014.10.039>
- Wartberg, L., Kriston, L., & Thomasius, R. (2020). Internet gaming disorder and problematic social media use in a representative sample of German adolescents: Prevalence estimates, comorbid depressive symptoms and related psychosocial aspects. *Computers in Human Behavior*, 103, 31-36. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2019.09.014>
- World Health Organization (2018). *International classification of diseases for mortality and morbidity statistics* (11th Revision). World Health Organization
- Zhonggen, Y. (2019). A meta-analysis of use of serious games in education over a decade. *International Journal of Computer Games Technology*, 2019. <https://doi.org/10.1155/2019/4797032>