

## Propiedades psicométricas de la Escala de Gaudibilidad (Moduladores de Disfrute) para Niños y Adolescentes (EGNA)

Ferran Padrós-Blázquez<sup>1\*</sup>, María P. Martínez-Medina<sup>1,2</sup>, Joan Guardia-Olmos<sup>3</sup>, and Ariel Graff-Guerrero<sup>4</sup>

<sup>1</sup> Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo (México).

<sup>2</sup> Hospital General Dr. Miguel Silva de Morelia (México).

<sup>3</sup> Universitat de Barcelona (España).

<sup>4</sup> Department of Psychiatry, University of Toronto (Canada).

**Resumen:** La disminución de la capacidad de disfrute puede considerarse un factor de riesgo de trastornos mentales. Por ello, es de utilidad disponer de instrumentos válidos para evaluar la gaudibilidad en niños y adolescentes. El objetivo del presente trabajo fue construir y analizar las propiedades psicométricas de la Escala de Gaudibilidad para Niños y Adolescentes (EGNA). 1.264 estudiantes de primaria, secundaria y bachillerato respondieron a: EGNA, Escala de Autoestima de Rosenberg, Escalas Panas de afecto positivo y negativo para niños y adolescentes y la escala de Depresión del Centro de Estudios Epidemiológicos. Mediante un análisis factorial confirmatorio utilizando Weighted Least Square con una reparametrización con un valor de  $\delta = .05$  y forzando una estructura entre factores no ortogonal con el modelo de 5 factores (Disfrute en compañía, Autoeficacia frente al aburrimiento, Sentido del humor, Imaginación e interés) relacionados, los resultados ( $\chi^2/df = 9.40$ ; CFI = .931; TLI = .946) indican que los índices de modificación no presentaron valores relevantes, de forma que no sería pertinente proponer ningún otro modelo alternativo. Además, se observó una consistencia interna adecuada (Cronbach  $\alpha = .794$ ) en la escala total y en los 5 factores. Finalmente se observaron adecuadas evidencias validez. Se concluye que la EGNA es adecuada para cuantificar los niveles de gaudibilidad en niños y adolescentes.

**Palabras clave:** Afecto positivo. Disfrute. Análisis Factorial Confirmatorio. Validación. Moduladores.

**Title:** Psychometric properties of Gaudibility Scale (Modulators of Enjoyment) for Children and Adolescents (GSCA).

**Abstract:** The decrease in the ability to enjoy can be considered a risk factor or marker of mental disorders. Therefore, it can be useful to have a scale to quantify gaudibility in children and adolescents. The objective of the present work was to build and analyze the psychometric properties of the Gaudibility Scale for Children and Adolescents (GSCA). 1,264 primary, secondary and high school students responded to GSCA, Rosenberg's self-esteem scale, Positive and Negative Affect schedule, Center of Epidemiological Studies of Depression scale. Through a confirmatory factor analysis using WLSMV (Weighted Least Square) estimation with a reparameterization with a value of  $\delta = .05$  and forcing a non-orthogonal factor structure was observed to 5 factors model (Enjoyment in Company, Self-efficacy versus boredom, Sense of humor, Imagination and Interest) related, results ( $\chi^2/df = 9.40$ ; CFI = .931; TLI = .946) indicate that the modification indices did not present relevant values, so it would not be pertinent to propose any other alternative model. In addition, an appropriate internal reliability (Cronbach  $\alpha = .794$ ) was observed in the total scale and in the 5 subscales. Finally, an adequate evidence of validity was observed. It is concluded that GSCA seems appropriate to quantify gaudibility levels in children and adolescents.

**Keywords:** Positive Affect. Enjoy. Confirmatory Factor Analysis. Validity. Modulators.

### Introducción

La Organización Mundial de la Salud en 1948 definió a la salud como un estado completo, que incluye la presencia de bienestar físico, psicológico y social y desde entonces ya no se concibe como la mera ausencia de enfermedad o discapacidad (WHO, 1948). Posteriormente, se ha enfatizado en los aspectos positivos (o salutogénicos), sin olvidar la relevancia de la ausencia de factores patogénicos para referirse a la salud (Antaramian et al., 2010). Por ello, puede considerarse la presencia de disfrute y los recursos para disfrutar en el ser humano, como un factor de salud mental.

Desde la tradicional perspectiva, de la psicopatogénica, Ribot (1897) a finales del siglo XIX definió el síntoma de anhedonia como la incapacidad de experimentar placer o disfrute en la vida cotidiana. Posteriormente, la anhedonia ha sido considerada como un constructo dimensional, incluso se han acuñado términos como hipohedonia (Kayton y Soon, 1975; Meehl, 2001) o dishedonia (Manna, 2006). Además se ha concebido como un fenómeno transdiagnóstico con un substrato neurológico subyacente, presente en trastornos

psicóticos (Krynicky et al., 2018), depresivos (Krynicky et al., 2018; Pizzagalli, 2014; Pizzagalli et al., 2008; Rizvi et al., 2010), relacionados con trauma (Nawijn et al., 2015; Spitzer et al., 2017; Risbrough et al., 2018; Vujanovic et al., 2017) y de uso de sustancias (Manna, 2006; Vujanovic et al., 2017), además de asociarse a otras condiciones anómalas, como riesgo de suicidio (Pizzagalli et al., 2008; Rizvi et al., 2016; Spitzer et al., 2017) y reducción del funcionamiento global (Pizzagalli et al., 2008; Rizvi et al., 2016; Cao, et al., 2016).

Especialmente en niños y adolescentes, se ha reportado que el abuso físico, verbal y la negligencia se relacionan con bajo nivel de disfrute (Ney et al., 1994). Asimismo, se ha observado anhedonia en niños sobrevivientes de eventos traumáticos (Atlas y Hiott, 1994; Lumley y Harkness, 2007; Thabet y Vostanis, 2000), (véase una revisión en Pechtel, y Pizzagalli, (2010)). También se ha reportado en población infantil y de adolescentes en trastornos afectivos, especialmente en los cuadros más graves de depresión (Gabbay et al., 2015). Es importante señalar que la anhedonia se ha asociado con la ideación e intento suicida, independientemente de la sintomatología depresiva en estudiantes (Winer et al., 2016). De modo que la incapacidad o disminución de la capacidad de disfrute puede considerarse un factor de riesgo o indicador de presencia de varios trastornos.

#### \* Correspondence address [Dirección para correspondencia]:

Ferran Padrós Blázquez. Calle Francisco Villa 450, Col. Dr. Miguel Silva. Morelia, C.P. 58120. Michoacán (México). E-mail: [fpadros@umich.mx](mailto:fpadros@umich.mx)  
(Artículo recibido: 31-07-2019; revisado: 28-08-2020; aceptado: 08-09-2020)

El disfrute se puede definir como un estado afectivo positivo que incluye estados como placer, gusto y diversión (Scanlan y Simons, 1992). Sin embargo, puede distinguirse entre placer básico y disfrute complejo o evolucionado ya que Kringsbach y Berridge (2009) señalan que las bases neuroanatómicas de los placeres básicos o fundamentales y la de los placeres complejos o superiores se solapan. De modo que el disfrute complejo puede ser concebido como un mecanismo evolucionado del placer básico. El conjunto de los moduladores que regulan el disfrute complejo experimentado es definido como gaudibilidad (Padrós-Blázquez y Fernández-Castro, 2008), de modo que las personas con alta gaudibilidad disfrutaban con mayor frecuencia, intensidad, duración y sobre todo frente a una mayor cantidad de circunstancias.

La gaudibilidad es multifactorial incluyendo tres componentes: 1) habilidades, como la imaginación, el sentido del humor, la capacidad de interesarse; 2) creencias o estilos cognitivos, como creencias irracionales (por ejemplo, el que ríe mucho es poco competente o poco sensible); 3) estilo de vida, como tendencia al ocio activo o pasivo (Padrós-Blázquez y Fernández-Castro, 2008).

En estudios previos se han hallado niveles bajos de gaudibilidad en algunos trastornos como esquizofrenia (Padrós-Blázquez et al., 2011) y trastornos por dependencia de sustancias (Padrós-Blázquez et al., 2011). El nivel de gaudibilidad puede ser modificado. Por ejemplo, mediante una intervención ad hoc, el nivel de gaudibilidad mejoró en pacientes con depresión mayor (Padrós Blázquez et al., 2014).

La presente investigación partió del supuesto de que la baja gaudibilidad puede ser un factor de riesgo para la aparición de trastornos u otras condiciones anómalas. Incluso puede ser considerado un marcador de una patología o secundario al efecto de alguna condición anormal. Por ello, puede ser de utilidad en el ámbito clínico disponer de una escala para evaluar la gaudibilidad. Actualmente, existe una escala para evaluar la gaudibilidad en adultos (Padrós-Blázquez y Fernández-Castro, 2008; Padrós-Blázquez et al., 2012). Sin embargo, no existe ninguna escala para evaluar el nivel de gaudibilidad en niños y adolescentes.

Los objetivos específicos fueron 1) Estudiar la estructura interna, se espera corroborar la estructura interna encontrada en el análisis factorial exploratorio en las primeras fases del estudio mediante el uso de un análisis factorial confirmatorio con la versión final en la última fase. 2) Estudiar la confiabilidad de la escala y de los factores, se espera encontrar valores superiores a .70. 3) Estudiar la relación con otras variables, la evidencia de validez sería apropiada si existe una correlación positiva entre la gaudibilidad y el afecto positivo, porque la gaudibilidad se incluye en el afecto positivo. También se espera una correlación positiva con la autoestima, debido a que las personas con alta gaudibilidad tienden a disfrutar más, lo que podría tener un efecto positivo en la autoevaluación. Además, la gaudibilidad se espera que muestre correlaciones negativas con el afecto negativo y con la sintomatología depresiva, porque el disfrute puede funcionar

como un mecanismo amortiguador contra el afecto negativo y la incapacidad de experimentar disfrute es una característica de la depresión. 4) Describir los datos normativos de la escala, y se estudiar las posibles diferencias por sexo y la relación entre gaudibilidad y edad.

## Método

### Participantes

En la segunda fase, se aplicó la versión de 54 ítems a 621 participantes de primaria, secundaria y bachillerato en edades entre 11 y 18 años.

En la tercera fase, la muestra incluyó 1.264 estudiantes de primaria, secundaria y bachillerato en edades comprendidas entre 11 y 18 años (media,  $M = 14.93$ ; desviación estándar,  $DT = 1.82$ ) de los cuales 582 (46,0%) eran de sexo femenino, de la ciudad de Morelia (México). Se seleccionaron seis escuelas de diferentes zonas de la ciudad (4 públicas y 2 privadas), por lo que la selección fue de tipo no aleatorio y por conveniencia. No se utilizaron criterios de exclusión. Se eliminaron veintiséis casos por no responder a uno o más de los ítems.

### Instrumentos

Escala de Gaudibilidad para niños y adolescentes (EG-NA) objeto de estudio de la presente investigación. Se describen los datos de la cuarta fase, donde se aplicó la versión final de 15 reactivos que se califican con una escala de tres opciones de respuesta (Totalmente de acuerdo, Ni acuerdo, ni en desacuerdo y Nada de acuerdo) con valores de 2 a 0, la puntuación total de la escala se obtiene sumando los reactivos (todos directos) y pueden oscilar entre 0 y 30. Véase la escala en apéndice 1.

Escala de Autoestima de Rosenberg (Rosenberg, 1973) de 10 reactivos con cuatro opciones de respuesta (Muy de acuerdo, De acuerdo, En desacuerdo y Muy en desacuerdo) se utilizó la versión mexicana (González-Forzeza y Ramos-Lira, 2000). Las puntuaciones altas indican elevada autoestima. La escala tiene una moderada consistencia interna con un  $\alpha$  de Cronbach de .61 en hombres y .72 en mujeres.

Las escalas *Positive and Negative Affect Schedule* (PANASN) para niños y adolescentes de Sandín (2003). Son dos escalas de autoinforme de 20 reactivos, 10 reactivos evalúan el afecto positivo y los otros 10 el afecto negativo. El niño o adolescente evaluado responde a la frecuencia (Nunca, A veces o Muchas veces) que experimenta diferentes estados afectivos. Las PANASN tienen una consistencia interna con un  $\alpha$  de Cronbach entre .72 y .75.

La escala *Depression Scale of the Center for Epidemiological Studies* (CES-D) de Radloff (1977), adaptada a población mexicana (Jiménez-Tapia et al., 2015) mide sintomatología depresiva y consta de 20 reactivos. La escala mostró una consistencia interna en adolescentes con un  $\alpha$  de Cronbach de .93.

Las propiedades mostradas por la escala en adolescentes estudiantes mexicanos han sido adecuadas.

### Procedimiento

El proyecto de la presente investigación fue evaluado y aprobado por el comité de ética de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo. Se obtuvo el consentimiento informado de todos los participantes, mediante una carta a los padres o tutores de los niños y adolescentes. Además en el momento de la aplicación de las escalas, los niños y adolescentes decidían si querían participar, esto sin ningún tipo de consecuencia (positiva o negativa) por la opción tomada.

La validación del instrumento se realizó en cuatro fases: En la primera se redactaron 67 reactivos por dos autores del presente estudio generándolos de manera original, tomando como referencia el constructo y cada uno de sus componentes teóricos para evaluar la gaudibilidad. Los posibles factores considerados fueron los siguientes; "Imaginación", "Interés", "Sentido del humor", "Autoeficacia frente al aburrimiento", "Creencias irracionales", "Disfrutar en soledad" y "Disfrutar en compañía", considerados como candidatos reconocidos para formar parte de la gaudibilidad (Padrós, 2002). Posteriormente, tres jueces evaluaron la pertinencia y concordancia de cada uno de los reactivos con la definición operativa del concepto (y del componente), para obtener la validez de contenido. Teniendo en cuenta las siguientes características: representatividad, relevancia, diversidad, claridad, sencillez y comprensibilidad (Muñiz & Fonseca-Pedrero 2019). A partir de este análisis resultaron 54 reactivos con validez de contenido satisfactoria para integrar la escala.

Los datos de las muestras se recopilaron mediante la participación anónima y voluntaria de los niños, después de obtener el permiso de los directores de las escuelas.

En la segunda fase, se les aplicó a 621 niños y adolescentes la versión preliminar de la EGNA para analizar las características psicométricas de la escala de 54 reactivos. En este primer análisis se eliminaron 39 reactivos (debido a que el reactivo no pesaba en ningún factor, pesaba en más de un factor o al ser eliminado hacía aumentar el alfa de Cronbach de la escala total o del factor), quedaron 15 reactivos.

En la última fase se aplicó la versión de la EGNA de 15 reactivos junto los siguientes instrumentos, la Escala de Autoestima de Rosenberg, las escalas PANASN y la CES-D. La aplicación de los instrumentos requirió aproximadamente 30 minutos. En todas las etapas, los directores de la escuela permitieron aplicar los instrumentos de manera grupal, se dieron las mismas instrucciones. Esta última fase es la que se informa en los resultados.

### Análisis de datos

Primero se realizó un análisis de los reactivos, mediante la correlación de Pearson de cada reactivo con la puntuación total de la escala corregida (sin contar el propio reactivo). Asimismo, se realizó el cálculo del alfa de Cronbach sin el reactivo eliminado. Se estableció como criterio para la bondad de los reactivos una correlación mínima de .30 y no observar aumento del alfa de Cronbach si se elimina el reactivo (Costello y Osborne, 2005). Posteriormente, se realizó el estudio de la consistencia interna mediante el alfa de Cronbach, alfa ordinal e índice de adecuación (Dominguez-Lara, 2018) de la escala total y la de cada factor tomando como referencia a Campo-Arias y Oviedo (2008) donde valores iguales o mayores a .70 son aceptables.

Para el estudio de la estructura interna se utilizó primero un análisis factorial exploratorio (AFE) en la segunda y tercera fase. Se llevó a cabo AFE con Análisis Factorial de Rango Mínimo como método de extracción y rotación oblimin para explorar la estructura factorial de la EGNA. En el AFE se utilizó la matriz de correlación policórica. El método para la extracción de factores fue Análisis Factorial de Rango Mínimo; Se utilizó matriz de correlación policórica. Se tomaron como referencia las recomendaciones de Lloret-Segura et al. (2014) y se ofrecen datos del AFE realizado mediante extracción de factorización de ejes principales, considerando la prueba de esfericidad de Bartlett y el test Kaiser, Meyer y Olkin (KMO) para valorar la aplicabilidad del análisis factorial, así como la extracción de autovalores, considerando los valores superiores a la unidad.

Posteriormente, se analizó el AFC en la última fase, (15 ítems de la versión final y 1.264 participantes), mediante un análisis factorial confirmatorio utilizando estimación WLSMV (Weighted Least Square) con una reparametrización con un valor de  $\delta = .05$  y forzando una estructura factorial no-ortogonal al modelo de 5 factores (Disfrute en la Compañía, Autoeficacia frente el aburrimiento, Sentido del humor, Imaginación e Interés) relacionados. El ajuste aceptable del modelo se define de acuerdo con los siguientes criterios: CFI > .90, TLI > .90 y  $\chi^2; p > .05$ , pero se logra un buen ajuste del modelo cuando CFI > .95, TLI > .95 y  $\chi^2; p > .05$  (Bentler, 1999; Hu y Bentler, 1999).

La evidencia de validez de la EGNA se evaluó mediante correlaciones de Spearman con el resto de variables. En el caso de hallazgos significativos, calculamos la *d* de Cohen para proporcionar una estimación del tamaño del efecto de la diferencia.

Los análisis se realizaron con el programa 22.0 (IBM Corp Released, 2013), a excepción del AFC, que utilizó el programa MPlus Versión 7.0 (Muthén & Muthén, 2011).

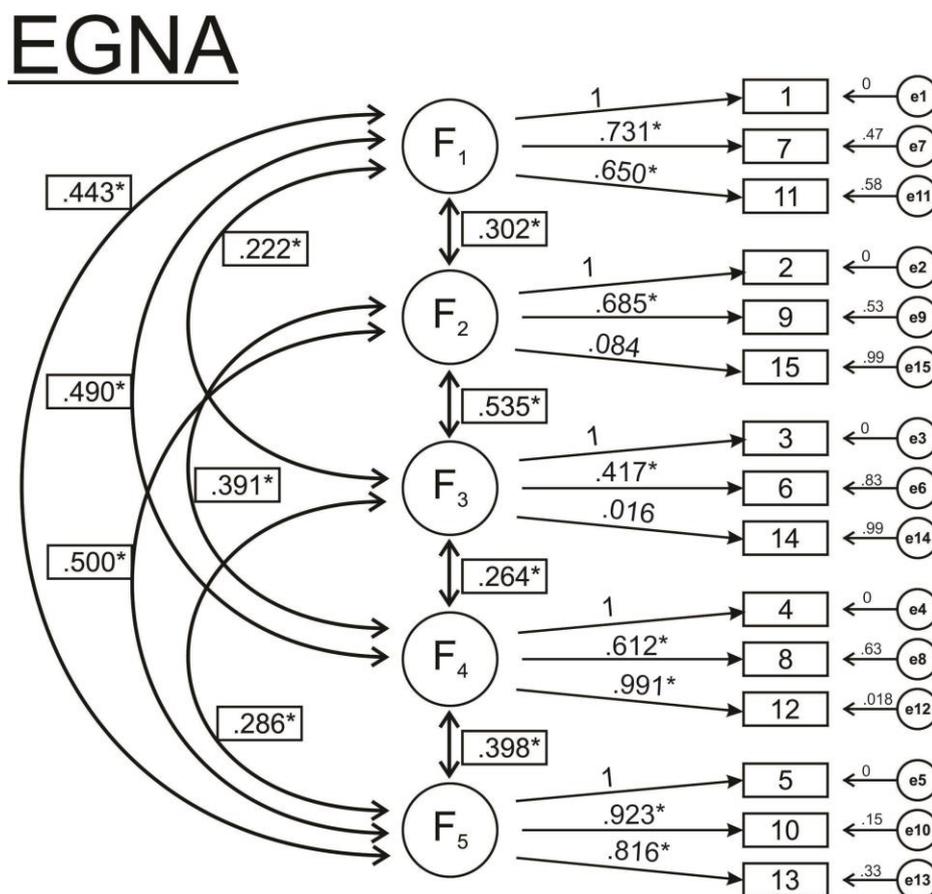
## Resultados

### Estructura interna

Primero se realizó un análisis factorial exploratorio (en la segunda fase, versión 54 ítems y 621 participantes), donde se observó que la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ( $\chi^2 = 4835.96$ ,  $gl = 105$ ;  $p < .001$ ) y el test KMO = 0.794, lo cual indica la aplicabilidad del análisis factorial a los datos. Por otro lado, se observó que 5 factores obtuvieron autovalores (eigenvalues) con valores superiores a la unidad que explicaban el 63.23% de la varianza.

En la última fase, (15 ítems de la versión final y 1.264

participantes), mediante un análisis factorial confirmatorio utilizando estimación WLSMV (Weighted Least Square) con una reparmetrización con un valor de  $\delta = .05$  y forzando una estructura factorial no ortogonal al modelo de 5 factores (Disfrute en Compañía, Autoeficacia frente al aburrimiento, Sentido del humor, Imaginación e Interés) relacionados, se observaron los siguientes valores de ajuste del modelo;  $\chi^2 = 658,195$ ,  $gl = 70$ ;  $p < .001$  indica ausencia de ajuste;  $\chi^2/gl = 9.40$  este índice es algo más alto de lo deseado; CFI = .931; TLI = .946 valores adecuados, estos resultados indican que los índices de modificación no presentaron valores relevantes, por lo que no sería pertinente proponer ningún otro modelo alternativo. Ver modelo en la figura 1.



**Figura 1.** Estimación de los parámetros del modelo CFA propuesto de 5 factores relacionados. Los factores (F1 a F5) están conectados con flechas unidireccionales con los ítems incluidos en cada factor mostrando la carga factorial. Los valores de covarianza entre factores se indican mediante flechas bidireccionales. Las flechas de la izquierda con una "e" indican el error de medida. F1: Disfrutar en compañía, F2: Autoeficacia frente al aburrimiento, F3: Sentido del humor, F4: Imaginación y F5: Interés. Los parámetros  $\lambda_{11}$ ,  $\lambda_{22}$ ,  $\lambda_{33}$ ,  $\lambda_{44}$  y  $\lambda_{55}$  se establecieron en 1 para determinar estimaciones y varianzas estandarizadas. \*  $p < .001$

### Fiabilidad

Para evaluar la consistencia interna se utilizó el alfa de Cronbach, el alfa ordinal y el índice de atenuación. Se observó que cuatro de los factores mostraron valores adecuados y el de "Interés" fue aceptable: "Disfrutar en compañía" ( $\alpha_O = .733$ ,  $\alpha_C = .727$  & IA de 1%),

"Autoeficacia frente el aburrimiento" ( $\alpha_O = .705$ ,  $\alpha_C = .705$  & AI de 0%), "Sentido del humor" ( $\alpha_O = .748$ ,  $\alpha_C = .741$  & AI de 1%), "Imaginación" ( $\alpha_O = .749$ ,  $\alpha_C = .743$  & AI de 1%), e "Interés" ( $\alpha_O = .519$ ,  $\alpha_C = .518$  & AI de 1%) La consistencia interna de la escala total también fue adecuada ( $\alpha_O = .920$ ,  $\alpha_C = .794$  & IA de 14%). La media de los ítems osciló entre los valores de 1.13 (ítem 2) y 1.81 (ítem 1). Los

valores de la desviación típica se distribuyeron entre 0.42 y 0.70. La correlación de cada ítem con la puntuación total corregida sin tener en cuenta el ítem en sí, fueron todos superiores a .30. Además, se observó que ningún ítem al ser eliminado aumenta el valor alfa de Cronbach de la escala total (ver Tabla 1). Cuatro ítems (3, 6, 7 y 14) muestran

valores de asimetría (-1.53, -1.75, -1.58 y -2.00) o curtosis (1.34, 2.10, 1.58 and 0,14) por encima del rango de  $\pm 1$ ; por tanto, se infiere que no se ajustan a una distribución normal. En cuanto a los índices de discriminación, todos los ítems discriminan satisfactoriamente, obteniendo índices de tamaño del efecto moderados y altos (ver Tabla 1).

**Tabla 1.** Media, desviación estándar, *d* de Cohen y tamaño del efecto (*r*) índices de discriminación extraídos de la comparación de medias, correlación del ítem con la escala total (corregida) y el valor del alfa de Cronbach si el ítem se elimina de los ítems de la EGNA.

Ítems	Media	Desviación Estándar	<i>d</i> (Cohen)	Tamaño del efecto ( <i>r</i> )	Correlación Ítem Escala total (corregido)	Alfa de la escala si el ítem es eliminado
1	1.81	.42	-0.97	-.44	.413	.783
2	1.13	.67	-1.33	-.55	.348	.787
3	1.67	.57	-0.98	-.44	.380	.784
4	1.51	.62	-1.48	-.60	.436	.779
5	1.57	.53	-1.30	-.55	.383	.784
6	1.74	.50	-1.08	-.48	.460	.779
7	1.70	.53	-1.10	-.48	.431	.780
8	1.48	.61	-1.30	-.54	.413	.781
9	1.25	.70	-1.69	-.65	.430	.780
10	1.57	.57	-0.95	-.43	.314	.789
11	1.60	.58	-1.15	-.50	.394	.789
12	1.56	.61	-1.17	-.50	.418	.781
13	1.44	.57	-1.13	-.49	.358	.785
14	1.78	.47	-1.08	-.48	.473	.778
15	1.42	.67	-1.66	-.64	.423	.781

### Evidencias de validez

La evidencia sobre la validez concurrente y discriminante se evaluó mediante las correlaciones de Spearman entre la escala de EGNA y las otras mediciones. La correlación numericamente mas alta (positiva) se observó con el Afecto positivo. También resultó positiva pero moderada-baja con la Autoestima y resultaron bajas y negativas con el afecto negativo y con la escala CES-D de depresión (tabla 2).

**Tabla 2.** Correlaciones de Spearman entre la EGNA con cada una de las escalas aplicadas.

Escala	CES-D	AE	AN	AP
EGNA	-.179**	.298**	-.137**	.534**
CES-D		-.498**	.420**	-.308**
AE			-.296**	.432**
AP				-.074

EGNA (Escala de Gaudibilidad para niños y adolescentes), CES-D (Escala de depresión), AE (Escala de Autoestima de Rosenberg), AN (Escala de afecto negativo de las escalas PANASN) y AP (Escala de afecto positivo de las escalas PANASN). Nota 2. \* $p < .01$ , \*\* $p < .001$

### Datos normativos

La media fue de 23.21, la  $DT = 4.40$ , la moda fue de 24 y el valor mínimo de 4 y el máximo de 30, véase las frecuencias y porcentajes en la tabla 3. La media de los participantes del sexo femenino ( $M = 23.60$ ;  $DT = 4.33$ ) resultó superior ( $t_{1262} = -2.944$ ;  $p = .003$ ;  $d = .16$ ;  $r = .08$ ) respecto a la mostrada por los participantes masculinos ( $M = 22.88$ ;  $DT = 4.44$ ). Por otro lado, no se observó relación entre la gaudibilidad y la edad ( $r = -.052$ ;  $p = .068$ ). La Tabla 4 muestra los percentiles de las puntuaciones.

**Tabla 3.** Frecuencias y porcentajes (simples y acumulados) de valores de la EGNA.

Valores	Frecuencias	%	Frecuencia acumulada	Porcentaje acumulado
4.00	2	0.2	2	0.2
6.00	2	0.2	4	0.3
8.00	7	0.6	11	0.9
9.00	10	0.8	21	1.7
11.00	7	0.6	28	2.2
12.00	7	0.6	35	2.8
13.00	8	0.6	43	3.4
14.00	11	0.9	54	4.3
15.00	24	1.9	78	6.2
16.00	12	0.9	90	7.1
17.00	29	2.3	119	9.4
18.00	32	2.5	151	11.9
19.00	50	4.0	201	15.9
20.00	81	6.4	282	22.3
21.00	93	7.4	375	29.7
22.00	105	8.3	480	38.0
23.00	126	10.0	606	47.9
24.00	127	10.0	733	58.0
25.00	119	9.4	852	67.4
26.00	116	9.2	968	76.6
27.00	100	7.9	1,068	84.5
28.00	80	6.3	1,148	90.8
29.00	57	4.5	1,205	95.3
30.00	59	4.7	1,264	100.0

**Tabla 4.** Descripción de las puntuaciones de la EGNA por percentiles.

Percentiles	Puntuaciones
1	9
5	15
10	18
15	19
20	20
25	21
30	22
35	22
40	23
45	23
50	24
55	24
60	25
65	25
70	26
75	26
80	27
85	28
90	28
95	29
99	30

## Discusión

El objetivo del presente trabajo fue construir y analizar algunas de las propiedades psicométricas (estructura interna, consistencia interna, evidencias de validez) de un instrumento para evaluar la gaudibilidad en niños y adolescentes. Respecto a la estructura interna, el modelo teórico de 5 factores relacionados, los cuales pueden considerarse la gaudibilidad, mostró un dudoso ajuste. Debe recordarse que la gaudibilidad es definida como el conjunto de moduladores que regulan el disfrute experimentado (Padrós y Fernández-Castro, 2008), por ello, era de esperar que la escala fuera multifactorial y no unifactorial (Padrós y Fernández-Castro, 2008; Padrós et al., 2012)

Los ítems 14 y 15 no mostraron relaciones adecuadas con su propio factor en el modelo, aunque sí lo hicieron con la escala completa. Por otro lado, todos los ítems mostraron contribuir en el alfa de cada uno de sus factores y de la escala total. La confiabilidad de la escala total y de cada uno de los factores extraídos fue adecuada, considerando que está compuesta por 5 factores de tres ítems cada uno.

Las correlaciones halladas con las otras escalas resultaron congruentes y esperables, teniendo en cuenta que la correlación numericamente más alta (y positiva) fue con el afecto positivo, lo cual era esperable pues el disfrute forma parte del mismo (Diener, 2000). Sin embargo, recuérdese que la gaudibilidad no es equivalente al disfrute, si no los moduladores del mismo. Por otro lado, la correlación baja y

positiva con la Autoestima también era esperable, debido a que probablemente las personas que manifiesten una gaudibilidad elevada tenderán a disfrutar más y ello puede incidir de forma moderada en la valoración de uno mismo. Finalmente, la baja y negativa correlación con el Afecto negativo también es congruente con el modelo teórico del bienestar subjetivo (Diener, 2000) al igual que con la presencia de sintomatología depresiva, tómesese en consideración que la anhedonia es un síntoma fundamental de la depresión (Krynicky et al., 2018; Pizzagalli, 2014; Pizzagalli et al., 2008; Rizvi et al., 2016; Gabbay et al., 2015; APA, 2013).

Puede concluirse que la escala de Escala de Gaudibilidad para Niños y Adolescentes obtuvo adecuados indicadores respecto a sus evidencias de validez y consistencia interna. La EGNA podría ser de utilidad como instrumento de cribaje para detectar niños y adolescentes con diversidad de patologías y circunstancias problemáticas (Atlas y Hiott, 1994; Lumley y Harkness, 2007; Thabet y Vostanis, 2000; Pechtel y Pizzagalli, 2010; Gabbay et al., 2015; Winer et al., 2016). Asimismo aquellos niños y adolescentes que muestran niveles bajos de gaudibilidad, podrían beneficiarse en un futuro de tratamientos coadyuvantes como el aplicado con cierta efectividad con pacientes depresivos adultos (Padrós et al., 2014).

Sin embargo, sería conveniente en futuras investigaciones realizar evaluaciones detalladas a aquellos niños y adolescentes que presentan valores bajos en gaudibilidad con la intención de corroborar la posible patología o circunstancias anómalas que pueden estar padeciendo. También sería pertinente ampliar los estudios sobre evidencias de validez concurrente con el uso de instrumentos que evalúen el disfrute experimentado, el bienestar psicológico y inteligencia emocional.

Cabe señalar que en la selección de la muestra no se controlaron algunas variables como el CI, déficit de atención, nivel socioeconómico, entre otras que pueden influir en los resultados. Especialmente debe señalarse la deseabilidad social que puede sesgar las respuestas, en futuras investigaciones estas variables deben ser controladas. Por otro lado, también sería deseable estudiar la fiabilidad test-retest de la escala.

Respecto a la generalización a la población mexicana de los valores obtenidos, debe señalarse que las muestras solo se han obtenido de algunas escuelas en Michoacán (un estado de México), deberían capturarse muestras de otras regiones y en población externa a una escuela.

## Referencias

- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5<sup>th</sup> ed.). Washington, DC: Autor. <http://dx.doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>
- Antaramian, S. P., Huebner, E. S., Hills, K. J., & Valois, R. F. (2010). A dual-factor model of mental health: Toward a more comprehensive un-

- derstanding of youth functioning. *American Journal of Orthopsychiatry*, 80(4), 462–472. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1939-0025.2010.01049.x>
- Atlas, J. A., & Hiott, J. (1994). Dissociative Experience in a Group of Adolescents with History of Abuse. *Perceptual and Motor Skills*, 78(1), 121–122. doi:10.2466/pms.1994.78.1.121

- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Campo-Arias, A., y Oviedo, H. C. (2008). Propiedades Psicométricas de una Escala: la Consistencia Interna [Psychometric properties of a scale: internal consistency]. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839. <http://dx.doi.org/10.1590/s0124-00642008000500015>
- Cao, X., Wang, L., Cao, C., Zhang, J., & Elhai, J. D. (2016). DSM-5 Post-traumatic Stress Disorder Symptom Structure in Disaster-Exposed Adolescents: Stability across Gender and Relation to Behavioral Problems. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 45(4), 803-814. <http://dx.doi.org/10.1007/s10802-016-0193-1>
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 10(7), 1-9.
- Diener, E. (2000). Subjective well-being: The science of happiness and a proposal for a national index. *American Psychologist*, 55(1), 34-43. <http://dx.doi.org/10.1037/0003-066x.55.1.34>
- Domínguez-Lara, S. (2018). Fiabilidad y alfa ordinal [Reliability and ordinal alpha]. *Actas Urológicas Españolas*, 42(2), 140-141. <http://dx.doi.org/10.1016/j.acuro.2017.07.002>
- Gabbay, V., Johnson, A. R., Alonso, C. M., Evans, L. K., Babb, J. S., & Klein, R. G. (2015). Anhedonia, but not irritability, is associated with illness severity outcomes in adolescent major depression. *Journal of child and adolescent psychopharmacology*, 25(3), 194-200. <http://dx.doi.org/10.1089/cap.2014.0105>
- González-Forteza, C. F., y Ramos-Lira, L. (2000). Una evaluación de la Escala de Autoestima de Rosenberg en Adolescentes estudiantes [An assessment of the Rosenberg Self-Esteem Scale in Adolescent Students]. *La Psicología Social en México*, 8, 290-296.
- Hu, L., & 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. <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>
- IBM Corp Released, I. B. M. (2013). *IBM SPSS statistics for Windows, version 22.0*. Armonk, NY: IBM Corp.
- Jiménez-Tapia, A., Wagner, F., Rivera-Heredía, M. E., y González-Forteza, C. (2015). Estudio de la depresión en estudiantes de la Ciudad de México y del Estado de Michoacán por medio de la versión revisada de la CES-D [Study of depression in students from Mexico City and from the State of Michoacán using the revised version of the CES-D]. *Salud Mental*, 38(2), 103-107. <http://dx.doi.org/10.17711/sm.0185-3325.2015.014>
- Kayton, L., & Soon, D. K. (1975). Hypohedonia in schizophrenia. *The journal of nervous and mental disease*, 161(6), 412-420. <http://dx.doi.org/10.1097/00005053-197512000-00005>
- Kringelbach, M. L., & Berridge, K. C. (2009). Towards a functional neuro-anatomy of pleasure and happiness. *Trends in cognitive sciences*, 13(11), 479-487. <http://dx.doi.org/10.1016/j.tics.2009.08.006>
- Krynicky, C. R., Upthegrove, R., Deakin, J. F. W., & Barnes, T. R. E. (2018). The relationship between negative symptoms and depression in schizophrenia: a systematic review. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 137(5), 380-390. <http://dx.doi.org/10.1111/acps.12873>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada [Exploratory Item Factor Analysis: A practical guide revised and updated]. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Lumley, M. N., & Harkness, K. L. (2007). Specificity in the Relations among Childhood Adversity, Early Maladaptive Schemas, and Symptom Profiles in Adolescent Depression. *Cognitive Therapy and Research*, 31(5), 639-657. <http://dx.doi.org/10.1007/s10608-006-9100-3>
- Manna, V. (2006). Alla ricerca di fattori patogenetici comuni tra dipendenze e disturbi mentali: disedonia e comorbidità psichiatrica [Searching common pathogenetic factors between addictions and mental disorders: dyshedonia and psychiatric comorbidity]. *Giornale italiano di psicopatologia*, 12, 72-84.
- Meehl, P. E. (2001). Primary and secondary hypohedonia. *Journal of Abnormal Psychology*, 110(1), 188-193. <http://dx.doi.org/10.1037/0021-843x.110.1.188>
- Muñiz J., & Fonseca-Pedrero E. (2019). Ten steps for test development. *Psicothema*, 31(1), 7-16.
- Muthén, L.K., & Muthén, B.O. (2011). *Mplus user's guide* (Version 7). Los Angeles, CA; Muthén & Muthén.
- Nawijn, L., van Zuiden, M., Frijling, J. L., Koch, S. B. J., Veltman, D. J., & Olf, M. (2015). Reward functioning in PTSD: A systematic review exploring the mechanisms underlying anhedonia. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 51, 189-204. <http://dx.doi.org/10.1016/j.neubiorev.2015.01.019>
- Ney, P. G., Fung, T., & Wickett, A. R. (1994). The worst combinations of child abuse and neglect. *Child Abuse & Neglect*, 18(9), 705-714. [http://dx.doi.org/10.1016/0145-2134\(94\)00037-9](http://dx.doi.org/10.1016/0145-2134(94)00037-9)
- Padrós, F. (2002). *Disfrute y bienestar subjetivo un estudio psicométrico de la gaudibilidad* [Enjoyment and subjective well-being a psychometric study of gaudibility] (tesis doctoral). Universitat Autònoma de Barcelona, Barcelona, España.
- Padrós-Blázquez, F., & Fernández-Castro, J. A. (2008). A Proposal to Measure a Modulator of the Experience of Enjoyment: The Gaudibility Scale. *International Journal of psychology and Psychological therapy*, 8(3), 413-430.
- Padrós-Blázquez, F., Herrera-Guzmán, I., y Gudayol-Ferré, E. (2012). Propiedades psicométricas de la Escala de Gaudibilidad en una población mexicana [Psychometric Properties of the Gaudibility Scale in a Mexican Population]. *Evaluar*, 12(1), 1-20.
- Padrós Blázquez F., Martínez-Medina M. P., y Cruz García M. A. (2011). Nivel de gaudibilidad en pacientes esquizofrénicos: un estudio piloto [Level of gaudibility in schizophrenics outpatients: a pilot study]. *Salud mental*, 34(6), 525-529.
- Padrós-Blázquez F., Martínez-Medina M. P., González-Ramírez V., Rodríguez-Maldonado, D., y Astals-Vizcaíno M. (2011). Estudio del nivel de gaudibilidad en pacientes con diagnóstico de trastorno por dependencia de sustancias [Study of the level of gaudibility in patients with a diagnosis of substance dependence disorder]. *Psiquis (Tlalpan)*, 20(2), 64-69.
- Padrós Blázquez, F. Martínez-Medina, M. P., & Graff-Guerrero, A. (2014). Gaudibility Group Therapy in Depressed Patients: A Pilot Study. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 14(1), 59-69.
- Pechtel, P., & Pizzagalli, D. A. (2010). Effects of early life stress on cognitive and affective function: an integrated review of human literature. *Psychopharmacology*, 214(1), 55-70. <http://dx.doi.org/10.1007/s00213-010-2009-2>
- Pizzagalli, D. A. (2014). Depression, Stress, and Anhedonia: Toward a Synthesis and Integrated Model. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10(1), 393-423. <http://dx.doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-050212-185606>
- Pizzagalli, D. A., Iosifescu, D., Hallett, L. A., Ratner, K. G., & Fava, M. (2008). Reduced hedonic capacity in major depressive disorder: Evidence from a probabilistic reward task. *Journal of Psychiatric Research*, 43(1), 76-87. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jpsychires.2008.03.001>
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied psychological measurement*, 1(3), 385-401. <http://dx.doi.org/10.1177/014662167700100306>
- Ribot, T. (1897). *The psychology of the emotions*. Londres: W. Scott Pub. Co. <http://dx.doi.org/10.1037/12873-000>
- Risbrough, V. B., Glynn, L. M., Davis, E. P., Sandman, C. A., Obenaus, A., Stern, H. S., ... Baker, D. G. (2018). Does Anhedonia Presage Increased Risk of Posttraumatic Stress Disorder? *Current Topics in Behavioral Neurosciences* 38, 249-265. [http://dx.doi.org/10.1007/7854\\_2018\\_51](http://dx.doi.org/10.1007/7854_2018_51)
- Rizvi, S. J., Pizzagalli, D. A., Sproule, B. A., & Kennedy, S. H. (2016). Assessing anhedonia in depression: Potentials and pitfalls. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 65, 21-35. <http://dx.doi.org/10.1016/j.neubiorev.2016.03.004>
- Rosenberg M. (1973). *La autoimagen del adolescente y la sociedad* [The adolescent's self-image and society]. Buenos Aires; Paidós.
- Sandín, B. (2003). Escalas PANAS de Afecto Positivo y Negativo para Niños y Adolescentes (PANASN) [The PANAS scales of positive and negative affect for children and adolescents (PANASN)]. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 8(2), 173-182. <http://dx.doi.org/10.5944/rppc.vol.8.num.2.2003.3953>
- Scanlan, T. K., & Simons, J. P. (1992). The construct of sport enjoyment. In G. C. Aoberts (Ed.), *Motivation In sport and exercise* (pp. 199- 215). Champaign, IL: Human Kinetics.
- Spitzer, E. G., Zuromski, K. L., Davis, M. T., Witte, T. K., & Weathers, F. (2017). Posttraumatic Stress Disorder Symptom Clusters and Acquired

Capability for Suicide: A Reexamination Using DSM-5 Criteria. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 48(1), 105–115. <http://dx.doi:10.1111/sltb.12341>

Thabet, A. A., & Vostanis, P. (2000). Post traumatic stress disorder reactions in children of war: a longitudinal study. *Child Abuse & Neglect*, 24(2), 291–298. [http://dx.doi:10.1016/s0145-2134\(99\)00127-1](http://dx.doi:10.1016/s0145-2134(99)00127-1)

Vujanovic, A. A., Wardle, M. C., Smith, L. J., & Berenz, E. C. (2017). Reward functioning in posttraumatic stress and substance use disorders.

*Current Opinion in Psychology*, 14, 49–55. <http://dx.doi:10.1016/j.copsyc.2016.11.004>

Winer, E. S., Drapeau, C. W., Veilleux, J. C., & Nadorff, M. R. (2016). The association between anhedonia, suicidal ideation, and suicide attempts in a large student sample. *Archives of suicide research*, 20(2), 265–272. <http://dx.doi:10.1080/13811118.2015.1025119>

World Health Organization. (1948). *International Organization*, 2(2), 374–377. <http://dx.doi:10.1017/s002081830001986>

## Apéndice 1

### EGNA

**Instrucciones:** Esta escala está diseñada para conocer tu disposición a experimentar disfrute. Por favor, contesta marcando una cruz (x) a cada cuestión. Tú respuesta ha de indicar el grado de acuerdo respecto a cada afirmación, no lo que crees que debería ser o lo que desearías. Por ello contesta con rapidez y no analices demasiado tus respuestas, ya que la primera suele ser la más acertada. Intenta responder a todas las cuestiones y no dejarte ninguna.

**Señala el nivel de acuerdo en cada una de las siguientes afirmaciones:**

	Totamente de acuerdo	Ni en acuerdo ni en desacuerdo	Nada de acuerdo
1. Disfruto mucho cuando estoy con algunos de mis compañeros.			
2. Creo que puedo disfrutar incluso cuando estoy con gente aburrida.			
3. Fácilmente me río.			
4. Soy una persona muy imaginativa.			
5. Me intereso fácilmente en la mayoría de las cosas que hago.			
6. A lo largo del día hay muchas cosas que me hacen reír			
7. Casi siempre que estoy con los compañeros de la escuela me divierto.			
8. Tengo mucha imaginación.			
9. Creo que puedo pasármelo bien incluso cuando estoy en un lugar aparentemente aburrido.			
10. Algunas veces me intereso por algo con mucha intensidad.			
11. Me la paso bien con la mayoría de compañeros.			
12. Si me lo propongo me imagino historias con facilidad.			
13. Me intereso frecuentemente por varios temas.			
14. Acostumbro a reír varias veces al día.			
15. Si me lo propongo soy capaz de disfrutar de una situación aparentemente aburrida.			