



AUTOR DE CONTACTO

Ferran Padrós Blazquez

<http://orcid.org/0000-0001-8911-8096>

Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, México

María Martínez Medina

<http://orcid.org/0000-0002-0825-5943>

Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, México

Enviado: 26 de marzo de 2020

Aceptado: 6 de marzo de 2021

Anuario de Psicología

N.º 51 | 2021 | págs. 68-75

Enviado: 29 de junio de 2019

Aceptado: 5 de febrero de 2020

DOI: 10.1344/ANPSIC2021.51.8

ISSN: 0066-5126 | © 2021 Universitat de Barcelona. All rights reserved.

Construcción y análisis factorial de una escala para medir el disfrute experimentado en adultos (EDEA) en la población de Michoacán (México)

Ferran Padrós Blazquez, María Martínez Medina

Resumen

En la actualidad no existe ninguna escala para evaluar el disfrute que experimentan las personas adultas de forma genérica. Por ello, se ha elaborado una escala para medir el disfrute experimentado en adultos (EDEA) y se han estudiado algunas de sus propiedades psicométricas. Se realizaron dos administraciones, en la primera (estudio piloto) participaron 273 adultos, se aplicó la escala de siete reactivos, se realizó un análisis factorial exploratorio y se depuró. Se concluyó que la escala era unifactorial y la consistencia interna era adecuada. En la segunda administración, participaron 629 personas adultas con edades comprendidas entre 18 y 79 años, que respondieron a la EDEA (con seis ítems, versión final). A través de un análisis factorial confirmatorio se corroboró que la estructura interna era unifactorial. Respecto a la consistencia interna, el valor del alfa de Cronbach de la escala resultó de .856, adecuada si tomamos en consideración que solo tiene seis ítems, los cuales mostraron excelentes propiedades psicométricas. Se concluye que se dispone de una escala para medir el disfrute experimentado en adultos de forma genérica con adecuadas propiedades psicométricas para la población de Michoacán (México).

Palabras clave

Disfrute, bienestar, afecto positivo, felicidad.

Construction and factorial analysis of a Scale to measure Experienced Enjoyment in Adults (EDEA) in the population of Michoacán (Mexico)

Abstract

Nowadays, there are no existing instruments to assess the enjoyment experienced by adults in a generic way. For this reason, a scale which measures the enjoyment experienced in adults (EEAS) has been developed,

and some of its psychometric properties have been tested. Two trials were conducted; in the first (pilot study), 273 adults participated, the scale of seven items was applied, an Exploratory Factor Analysis was performed and purified. It was concluded that the scale was unifactorial and the internal consistency was adequate. In the second trial, 629 adults aged between 18 and 79 years participated, who responded to the EEAS (with 6 items, final version). Through a Confirmatory Factor Analysis it was confirmed that the internal structure was unifactorial. Regarding internal consistency, the Cronbach's alpha value of the scale was 0.856; adequate, considering that it only has 6 items, which showed excellent psychometric properties. It is concluded that a scale is available to measure the enjoyment experienced in adults with adequate properties for the population of Michoacán (Mexico). Summing up, EEAS is available to measure the enjoyment experienced in adults in a generic way with adequate psychometric properties for the population of Michoacán (Mexico).

Keywords

Enjoyment, well-being, positive effect, happiness.

INTRODUCCIÓN

Desde mediados del siglo pasado, la Organización Mundial de la Salud (OMS, 1948; como se citó en Alcántara, 2008) concebía la salud no como la ausencia de enfermedad, trastorno o deficiencia, sino como un estado funcional completo que incluye tanto el bienestar físico como el psicológico y el social. Una persona con niveles elevados de bienestar psicológico experimenta disfrute con frecuencia e intensidad, de hecho, se ha propuesto como un componente del bienestar (Al-Janabi et al., 2012).

Sin embargo, debe comentarse que tradicionalmente apenas se ha estudiado la experiencia de disfrute, aunque sí la incapacidad para experimentar placer, conocida con el término *anhedonia*, concepto propuesto por Ribot (1897). La anhedonia tradicionalmente se ha descrito en alteraciones como la esquizofrenia o la depresión, entre otras, terminando por ser incluida como criterio diagnóstico en diferentes trastornos a partir del DSM-III (Olivares, 1995). Posteriormente, se han introducido conceptos que conciben la incapacidad de forma gradual o dimensional. De este modo encontramos la hipohedonia (Kayton y Koh, 1975) o la dishedonia (Manna, 2006), conceptos sinónimos que aluden a la capacidad reducida de experimentar placer, pero que no supone su pérdida total. Manna (2006) señala la dishedonia como un factor asociado a la dependencia de sustancias y a diferentes psicopatologías.

Desde la perspectiva psicopatológica, se han desarrollado diferentes instrumentos de evaluación de la anhedonia, los cuales se han elaborado con la intención de detectar la presencia de la patología. Sin embargo, debe recordarse la perspectiva de Keyes (2005) que concibe la salud mental como un estado de bienestar donde la persona tiene consciencia de sus propias capacidades, entre las cuales se encuentran las necesarias para afrontar los

estresores cotidianos, para trabajar de forma productiva y para realizar contribuciones a la comunidad en la que vive. Esta perspectiva es conocida como la visión positiva de la salud mental (Muñoz et al., 2016). Vaillant (2012) incluye el dominio de las emociones positivas como uno de los componentes de la salud mental positiva.

Por otro lado, el disfrute ha sido concebido como un estado afectivo positivo que comprende fenómenos o experiencias, como diversión, placer y gusto (Scanlan y Symons, 1992). Según Davis (1982) una persona se puede decir que disfruta de una situación dada si esta genera creencias sobre que dicha situación incrementa de forma significativa el placer (o gusto o diversión) experimentado por la persona. Según esta perspectiva, el disfrute puede concebirse como un aumento de la afectividad positiva (entendida esta como un estado de baja intensidad, larga duración y no evocado por una situación relativamente en un estado ebrio como una emoción concreta, con valencia positiva) derivado de una circunstancia concreta e identificada que supone una elevada o moderada intensidad y que se experimenta en un tiempo relativamente breve. Wankel (1993, como se citó en Kimiecik y Harris, 1996) sugiere que el disfrute puede ser concebido como una emoción positiva, un estado afectivo positivo y como una percepción individual, esto sugiere que cada individuo disfruta ante diferentes estímulos, según las preferencias de cada uno.

Debe destacarse que en el presente trabajo se parte de la distinción entre el placer básico y el disfrute complejo o evolucionado (Gómez-Hernández et al., 2020). Tómese en cuenta que Kringelbach y Berridge (2009) proponen que las bases neuronales de los placeres básicos y los placeres superiores (disfrute complejo) son diferentes, pero se superponen. De modo que, como señalan Gómez-Hernández et al. (2020), el disfrute complejo

puede concebirse como una experiencia derivada de una estructura evolucionada del placer básico, siguiendo la propuesta de Allman (1999), que señala que los nuevos sistemas se insertan en los menos evolucionados, solapándose. De modo que estructuras cerebrales más antiguas, en términos filogenéticos y ontogenéticos, localizadas en áreas diencefálicas (pálido ventral, tronco encefálico, núcleo accumbens) son el sustrato anatómico del placer básico, en cambio, otras localizadas en el córtex y neocórtex (cingulado, medial prefrontal, orbitofrontal e insular) son el del disfrute complejo. Véase una revisión en Kringelbach y Berridge (2009; 2010a; 2010b).

Si nos centramos en el disfrute, especialmente en el disfrute complejo, las modalidades para obtenerlo y las circunstancias en las cuales puede experimentarse son múltiples y variadas. MacPhillamy y Lewinsohn (1982) hicieron un listado de 320 circunstancias en las que una persona puede experimentar placer o disfrute, aunque debe señalarse que no es exhaustivo. Además, nótese que realizar la evaluación a través de este listado es largo y pesado para el evaluado.

Por otro lado, Davidson (2018) generó una escala a partir de la conceptualización del disfrute como un sentimiento positivo que se experimenta cuando uno se dedica a una actividad placentera que satisface necesidades psicológicas. El instrumento, denominado escala de disfrute, contiene cinco factores: 1) placer, 2) impacto en las relaciones, 3) sentimiento de competencia/desafío, 4) sensación de mejora y 5) compromiso o implicación. Al evaluado se le presentan diferentes actividades (hasta 668) ante las cuales debe responder a 25 cuestiones. De modo que la evaluación también es larga y tediosa. Además, la conceptualización del disfrute supone la satisfacción de alguna necesidad. Desde nuestro punto de vista, actividades como reírse de chistes o imaginarse historias son modalidades de disfrute y cuesta concebir que se están satisfaciendo necesidades cuando se realizan. Nuestra perspectiva concibe el disfrute de modo análogo a la de Davis (1982) y Wankel (1993, como se citó en Kimiecik y Harris, 1996), es decir, como una emoción positiva con un gran peso subjetivo, debido a que depende de la percepción individual y existe un abanico muy amplio de modalidades del disfrute (p. ej., se puede disfrutar haciendo actividad física, viendo una película, conversando con amigos, imaginando una historia, etc.), de modo que en esta investigación se conceptualiza como disfrute aquello que el evaluado considera como tal.

Debido a que las fuentes y las formas de disfrute son múltiples, en el presente trabajo se optó por generar un instrumento que evalúe el disfrute de forma genérica de manera análoga a Diener et al. (1985) cuando evaluaron la satisfacción con la vida. De modo que en el presente trabajo interesa evaluar el disfrute concebido como aquella experiencia que cada persona identifica como disfrute. Lo cual puede considerarse una medición útil para estimar el estado de salud y bienestar de las personas en con-

sonancia con la perspectiva de la salud mental positiva (Muñoz et al., 2016) y Vaillant (2012).

Por ello, consideramos importante disponer de un instrumento de medida que evalúe el disfrute que las personas experimentan (no la incapacidad de disfrute o anhedonia) de forma general y de forma breve.

Es por ello por lo que el objetivo de esta investigación fue construir y estudiar las propiedades psicométricas de una escala para medir el disfrute experimentado en adultos (EDEA). Los objetivos específicos fueron estudiar las posibles diferencias por sexo, así como la relación entre el disfrute experimentado y la edad y la escolaridad.

MÉTODO

Diseño de la investigación

Esta investigación es de tipo instrumental (Ato et al., 2013) y se realizó en tres fases; en la primera se elaboraron 13 ítems que fueron evaluados por tres jueces (se explica con mayor detalle en el apartado “Instrumento”). Como resultado de la primera fase (administración piloto), se obtuvo una escala de siete reactivos cuyas propiedades psicométricas se estudiaron en la segunda fase. Finalmente, en la tercera fase (administración final) se estudió la versión final (seis ítems) de la escala.

Participantes

En la segunda fase de la presente investigación (fase piloto) se utilizó una muestra de 273 personas mayores de 18 años (el único criterio de inclusión que se utilizó). Debido a que la mayoría de la muestra pertenece en los dos estudios a población adulta (aunque se incluyen participantes que se ubican en la adolescencia tardía), consideramos denominar al instrumento: escala de disfrute experimentado en adultos.

Respecto a la descripción de la muestra de la primera fase, 138 (50.5%) eran varones y 135 (49.5%) mujeres, del estado de Michoacán (México), de edades que iban desde los 18 hasta los 74 años, con una media de 34.94 ($DE = 13.31$) años. Posteriormente, en la tercera fase (final) se hizo uso de una muestra de 629 adultos, de los cuales 326 (51.8%) eran varones y 303 (48.2%) mujeres, del estado de Michoacán (México), de edades que iban desde los 18 hasta los 79 años, con una media de 34.00 ($DE = 12.14$) años. La escolaridad (suma de años escolarizados contando desde el primer curso de primaria hasta la actualidad) de los participantes osciló entre los 6 y 30 años ($M = 13.83$; $DE = 4.59$). Hasta 339 (53.7%) refirieron ser solteros, 228 (36.1%) casados, 31 (4.9%) divorciados o separados, 28 (4.4%) unión libre y solo 3 (0.6%) eran viudos. El muestreo fue de tipo no aleatorio y por conveniencia.

Instrumento

La escala de disfrute experimentado para adultos (EDEA), que fue construida con el objetivo de medir el disfrute experimentado de forma genérica. La elaboración de la EDEA se realizó en tres fases. En la primera, los dos autores del presente estudio redactaron 13 ítems, que se elaboraron de manera original: se optó por generar un instrumento que evaluara el disfrute de forma genérica (haciendo uso de términos y contextos poco concretos, como “Me lo paso bien en muchos lugares”, “Disfruto durante muchos momentos al día”, etc., permitiendo la libre interpretación sobre el término y el contexto del evaluado). Se realizó de forma que el evaluado podía interpretarlo según su criterio, de manera similar a la elaboración de la escala de satisfacción con la vida de Diener et al. (1985), los cuales evaluaron la satisfacción con la vida con solo cinco reactivos que preguntan sobre la satisfacción con la vida de forma genérica, en lugar de generar un instrumento largo que contemple diferentes dimensiones o ámbitos concretos (p. ej., respecto a la salud, dinero del que se dispone, ámbito laboral, etc.). Posteriormente, tres jueces con título de posgrado y especialistas en psicometría evaluaron la validez del contenido de cada uno de los reactivos, considerando si el reactivo medía el disfrute experimentado de forma genérica en alguna de las siguientes formas: intensidad, frecuencia o duración, y tomando en consideración las siguientes características: representatividad, relevancia, diversidad, claridad, sencillez y comprensibilidad (Muñiz y Fonseca-Pedrero 2019). Se utilizó el coeficiente de validez *V* de Aiken (1980), que oscila entre 0-1. Aquellos ítems con valores inferiores a .8 fueron eliminados. Como resultado de la primera fase se obtuvieron siete reactivos que conformaron la escala que fue administrada y analizada en la segunda fase.

La versión final de la escala de disfrute experimentado para adultos (EDEA) consta de seis reactivos con cinco opciones de respuesta: “Totalmente en desacuerdo” (0), “Algo en desacuerdo” (1), “Ni en acuerdo ni en desacuerdo” (2), “Algo de acuerdo” (3) y “Totalmente de acuerdo” (4). La puntuación se extrae sumando las respuestas de los seis reactivos (todos son directos); las puntuaciones teóricamente pueden oscilar de 0 a 24, donde puntuaciones elevadas indican altos niveles de disfrute experimentado. Véase la escala en el anexo.

Procedimiento

En la segunda fase (piloto), dos estudiantes de Psicología solicitaron a 273 personas mayores de 18 años del estado de Michoacán (México) que se encontraban transitando por la vía pública que respondieran de forma voluntaria a la escala EDEA de siete reactivos. Todos los participantes firmaron un consentimiento informado. La duración de la administración fue de 3 minutos aproximadamente. Se estudió la estructura interna de la escala a partir de

un análisis factorial exploratorio (AFE), la consistencia interna y la bondad de los reactivos.

En la tercera fase (final), se capturó información a través del mismo procedimiento que en la segunda fase de otras 629 personas adultas que respondieron a la escala EDEA de seis reactivos (versión final).

Análisis de datos

Los análisis de los reactivos se realizaron mediante la correlación de Pearson de cada reactivo con la puntuación total de la escala corregida (sin contar el propio reactivo) y con el cálculo del alfa de Cronbach sin el reactivo eliminado. Se utilizaron como criterios para la bondad de los ítems una correlación mínima de .30 y la ausencia de incremento del alfa de Cronbach de la escala si el reactivo es eliminado (Costello y Osborne, 2005). Además, se consideraron las cargas factoriales (se esperaban valores $> .40$ y no mostrar pesos en otros factores $> .30$) y las comunalidades, considerando valores superiores a 0.50 como adecuados (Hair et al., 2004). Posteriormente, se realizó el estudio de la consistencia interna mediante el alfa de Cronbach, interpretando como aceptables valores iguales o mayores a 0.70.

En el estudio de la estructura interna, primero se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE), se utilizó el método de estimación de parámetros de máxima verosimilitud (ML). Siguiendo las recomendaciones de Lloret-Segura et al. (2014) se consideró la prueba de esfericidad de Bartlett y el test Kaiser, Meyer y Olkin (KMO) para valorar la aplicabilidad del análisis factorial. Respecto a la estructura factorial, se utilizaron los siguientes criterios: autovalores superiores a la unidad, diferencias entre los autovalores y la congruencia teórica (que el factor fuera etiquetable). Posteriormente, en la última fase se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) mediante el análisis de ecuaciones estructurales utilizándose el método de máxima verosimilitud robusto (ML robusto), por ser una aproximación apropiada para el AFC con datos categóricos (Muthén y Muthén, 2006). Se considera un aceptable ajuste del modelo con los siguientes valores: χ^2 ; $p > .05$; χ^2/gl de Satorra-Bentler < 5 ; CFI e IFI $> .90$; y RMSEA $< .08$, y son excelentes cuando $\chi^2/\text{gl} < 3$; CFI $> .95$; TLI $> .95$; y RMSEA $< .06$ (Hu y Bentler, 1999).

Se utilizaron correlaciones de Pearson y *t* de Student Fisher para inferir relación o diferencias entre variables.

Los datos extraídos fueron analizados a través del programa SPSS versión 20.0 y el programa de ecuaciones estructurales EQS (Bentler, 2005).

RESULTADOS

En la segunda fase, el estudio de la estructura interna se hizo mediante un AFE. Primero se corroboró que los da-

tos eran susceptibles para realizar dicho análisis (test de esfericidad de Bartlett = 682.764; $gl = 21$ con $p < 0.001$; índice Kaiser Meyer Olkin = 0.877). Donde se observó que solo el primer factor obtuvo un autovalor superior a la unidad, además se observó una notable diferencia respecto al segundo (0.766). La solución unifactorial explica el 53% de la varianza (véase la [tabla 1](#)), se concluyó que la EDEA es una escala unifactorial.

Asimismo, se estudió el funcionamiento de los reactivos: las medias obtuvieron valores alrededor del valor 3, y los índices de las desviaciones estándar estuvieron cercanos al valor de la unidad. Todos los ítems mostraron una correlación de moderada a alta con la puntuación total de escala corregida (excluyendo al propio ítem) y se observó que, si el ítem 1 era eliminado, el alfa de Cronbach de la escala aumentaba, ya que el valor del alfa resultó de .847 (véase la [tabla 2](#)). Por otro lado, los siete reactivos obtuvieron valores de cargas factoriales superiores a .40, sin embargo, el valor de la comunalidad del ítem 1 fue de

Tabla 1. Valores propios, varianza explicada y acumulada de los factores del EDEA (versión siete reactivos)

Componente	Autovalor	% Varianza explicada	% Varianza acumulada explicada
01	3.716	53.090	53.090
02	.766	10.947	64.036
03	.721	10.296	74.332
04	.616	8.805	83.348
05	.435	6.211	89.348
06	.415	5.927	95.275
07	.331	4.725	100.000

.319, el cual se considera bajo (véase la [tabla 3](#)). Tomando en cuenta que los reactivos y la escala muestran valores muy adecuados con seis reactivos, se optó por eliminar el primer reactivo.

Tabla 2. Media, desviación estándar, correlación del ítem con la escala total (corregida) y el valor del alfa de Cronbach si se elimina el ítem de los reactivos del EDEA (versión siete reactivos)

Ítems	Media	Desviación estándar	Correlación ítem escala total (corregida)	Alfa de la escala total si se elimina el ítem
1	3.01	1.01	.446	.850
2	3.06	1.02	.573	.831
3	3.10	0.98	.657	.818
4	2.98	1.07	.571	.832
5	3.03	0.99	.585	.829
6	2.96	0.91	.724	.810
7	3.18	0.98	.705	.811

Tabla 3. Cargas factoriales y comunalidades (h^2) de la versión de siete reactivos de la EDEA

Ítems	Factor único	h^2
1. Me entretengo frecuentemente.	.565	.319
2. Me lo paso bien en muchos lugares.	.694	.482
3. Disfruto durante muchos momentos al día.	.768	.590
4. Me divierto con mucha intensidad.	.698	.487
5. Estoy a gusto con la mayoría de las personas.	.715	.512
6. Me lo paso bien en la mayoría de las circunstancias.	.822	.676
7. Soy una persona que disfruta con facilidad.	.807	.651

Resultados de la tercera fase

Respecto a la tercera fase (versión final), el AFC corroboró la estructura interna unifactorial del EDEA. En los resultados se observa que el valor χ^2 (35.94; gl 9) de Satorra-Bentler fue significativo, pero el índice χ^2/gl obtuvo un valor de 3.99. Además, todos los otros índices resultaron adecuados; NFI = .952; NNFI = .939; CFI = .963; IFI = .964, y el valor de RMSEA = .069. Por otro lado, se

observó que el modelo unifactorial (con un valor propio de 3.518, el segundo fue de 0.708) con seis reactivos explica el 58.64% de la varianza.

También se calculó de nuevo el alfa de Cronbach, el cual resultó de .856, algo superior al observado en el estudio piloto. Por otro lado, los valores de la media y la desviación estándar de los seis reactivos estuvieron alrededor de 3 y 1 respectivamente, como en la segunda fase. En los

seis ítems se observó una moderada, incluso alta, correlación (corregida) con la puntuación total de escala que osciló de .575 a .727, asimismo, si algún ítem es eliminado, el alfa total de la escala disminuye notablemente. Los reactivos obtuvieron pesos factoriales elevados que oscilaron entre .707 y .828, y las comunalidades mostraron valores entre .500 y .685 que se consideran adecuados (véase la **tabla 4**).

También se estudió la relación del EDEA con las variables sociodemográficas. Respecto al sexo, se observó que la media de los participantes masculinos ($M = 18.27$, $DE = 4.47$) no difería ($t_{(627)} = 0.811$; $p = .418$) de la obtenida por las participantes femeninas ($M = 17.98$, $DE = 4.59$). Respecto a la relación entre edad y disfrute experimentado, no se obtuvo correlación significativa ($r = .029$; $p = .475$) y tampoco se observó correlación con la escolaridad ($r = .039$; $p = .336$).

Finalmente, se observó que la media del EDEA resultó de 18.13 ($DE = 4.53$), la moda fue 18, el valor mínimo fue de 0 y el máximo de 24.

DISCUSIÓN

El presente trabajo tenía como objetivo principal elaborar y estudiar algunas de las propiedades psicométricas de una escala para valorar y medir el disfrute experimentado en adultos (EDEA) de forma genérica. Respecto a la estructura interna, después de realizar un análisis factorial exploratorio se concluyó que la escala era unifactorial, lo cual fue corroborado por el análisis factorial confirmatorio que se realizó en la tercera fase. Además, se observó que la escala quedó conformada por seis reactivos que manifiestan una notable carga factorial en el único factor de esta. La EDEA resultó unifactorial, lo cual puede ser debido a que los ítems aluden a la experiencia de disfrute de forma genérica, nótese que fue construida de forma análoga a la escala de satisfacción con la vida de Diener et al. (1985). Somos conscientes de que si se elaboraran reactivos que preguntaran acerca de diferentes modalidades (p. ej., la risa, el sexo, hacer deporte, conversaciones, saborear alimentos, etc.) o distintas circunstancias en que se puede experimentar disfrute surgirían múltiples facto-

res. Pero la EDEA permite evaluar de forma muy breve el nivel de disfrute de forma genérica, que puede utilizarse a modo de cribado para valorar rápidamente un indicador importante de la salud mental positiva (Muñoz et al., 2016; Vaillant, 2012), y otras escalas diseñadas para medir diferentes modalidades de disfrute serían de utilidad para realizar estudios más especializados sobre este.

Acerca de la consistencia interna de la escala, el valor del alfa es adecuado, sobre todo tomando en consideración que el instrumento solo tiene seis reactivos, además los valores de alfa obtenidos en los dos estudios son similares. Los seis ítems que forman el instrumento mostraron indicadores (correlación corregida con la escala total y contribuciones en la consistencia interna del total de la escala) adecuados.

Se realizaron análisis para observar posibles relaciones entre la puntuación de la EDEA y las variables sociodemográficas. En cuanto al sexo, no se observaron diferencias estadísticamente significativas. Respecto a la edad y la escolaridad, tampoco se observaron relaciones con el disfrute experimentado.

Deben señalarse algunas limitaciones importantes de la presente investigación, la más notable es que todavía no se ha estudiado la validez convergente de la escala. A pesar de que no hemos hallado otra escala que evalúe el disfrute experimentado en adultos de forma genérica, por lo cual no se dispone de un parámetro que se pueda utilizar a modo de “Gold estándar”, sí que pueden estudiarse en un futuro las relaciones con mediciones de anhedonia, afecto positivo y depresión, por ejemplo. Incluso podría utilizarse el listado de reforzadores de MacPhillamy y Lewinsohn (1982) o alguno parecido, de preferencia recomendaríamos el uso de una versión reducida.

Por otro lado, sería conveniente estudiar la fiabilidad test-retest. También sería interesante estudiar la sensibilidad al cambio de la escala, evaluando casos de pacientes con alguna psicopatología, que mostraran niveles bajos de disfrute experimentado y se reevaluaran después de recibir un tratamiento exitoso. Asimismo, podría ser de utilidad en un futuro realizar investigaciones con la intención de hallar algún punto de corte que indicara la presencia de riesgo de suicidio, depresión, de experiencia traumática, etc. Aunque debe recordarse que el instru-

Tabla 4. Media, desviación estándar, correlación del ítem con la escala total (corregida), el valor del alfa de Cronbach si se elimina el ítem, carga factorial y comunalidades (h^2) de los reactivos de la versión final del EDEA

Ítems	Media	Desviación típica	Correlación ítem escala total (corregida)	Alfa de la escala total si se elimina el ítem	Factor único	h^2
1	3.02	1.02	.589	.842	.719	.517
2	3.06	1.00	.681	.825	.793	.628
3	2.96	1.04	.575	.845	.707	.500
4	2.98	0.99	.588	.842	.719	.517
5	2.95	0.92	.727	.818	.828	.685
6	3.16	0.98	.717	.818	.819	.671

mento está concebido *a priori* para medir la salud mental positiva.

Debe señalarse que los resultados obtenidos en el presente estudio han sido extraídos de un solo estado de México, sería conveniente en un futuro replicar los resultados en diferentes estados o en otros países.

Puede concluirse que se dispone de una escala para medir el disfrute experimentado de forma genérica en adultos con adecuadas propiedades para la población de Michoacán (México).

Referencias

- Aiken, L. R. (1980). Content validity and reliability of single items or questionnaires. *Educational and Psychological Measurement*, 40(4), 955-959.
- Alcántara, G. (2008). La definición de la salud de la Organización Mundial de la Salud y la interdisciplinariedad. *Salpiens*, 9(1), 93-107. <http://redalyc.uaemex.mx/src/inicio/ArtPdfRed.jsp?iCve=41011135004>
- Al-Janabi, H., Flynn, T. N., y Coast, J. (2012). Development of a self-report measure of capability wellbeing for adults: the ICECAP-A. *Quality of Life Research*, 21(1), 167-176.
- Allman, J. M. (1999). *Evolving brains*. Scientific American Library. https://authors.library.caltech.edu/25078/1/Evolving_Brains.pdf
- Ato, M., López-García, J. J., y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bentler, P. M. (2005). *EQS Structural equations program manual*. Multivariate Software.
- Costello, A. B., y Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 10(7), 1-9.
- Davidson, S. (2018). *A multi-dimensional model of enjoyment: Development and validation of an enjoyment scale (enjoy)*. Dissertations and Theses. 381. <https://commons.erau.edu/edt/381>
- Davis, W. A. (1982). A causal theory of enjoyment. *Mind*, 91(362), 240-256. <https://doi.org/10.1093/mind/XCI.362.240>
- Diener, E. D., Emmons, R. A., Larsen, R. J., y Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Gómez-Hernández, E., Carrillo-Ramírez, E., y Padrós-Blázquez, F. (2020). Propiedades psicométricas de la escala para medir el disfrute experimentado en niños y adolescentes (EDENA) en población de Michoacán (México). *Psicogente*, 23(43), 1-18. <https://doi.org/10.17081/psico.23.43.3761>
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., y Black, W. C. (2004). *Análisis multivariante*. Pearson.
- Hu, L., y 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:10.1080/10705519909540118>
- Kayton, L. y Koh, S. D. (1975). Hypohedonia in schizophrenia. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 161, 412-420.
- Keyes, C. L. M. (2005). Mental illness and/or mental health? Investigating axioms of the complete state model of health. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 73(3), 539.
- Kimiecik, J., y Harris, A. T. (1996). What is enjoyment? A conceptual/definitional analysis with implications for sport and exercise psychology. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 18, 4-8. <https://doi.org/10.1123/jsep.20.3.247>
- Kringelbach, M. L., y Berridge, K. C. (2009). Towards a functional neuroanatomy of pleasure and happiness. *Trends in Cognitive Sciences*, 13(11), 479-487. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2009.08.006>
- Kringelbach, M. L., y Berridge, K. C. (2010a). The functional neuroanatomy of pleasure and happiness. *Discovery Medicine*, 9(49), 579-587. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3008353/>
- Kringelbach, M. L., y Berridge, K. C. (2010b). The neuroscience of happiness and pleasure. *Social Research*, 77(2), 659. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC3008658/>
- 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:10.6018/analesps.30.3.199361>
- MacPhillamy, D. J., y Lewinsohn, P. M. (1982). The pleasant events schedule: Studies on reliability, validity, and scale intercorrelation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 50(3), 363-380. <https://doi.org/10.1037/0022-006x.50.3.363>
- 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: Dysnhedonia and psychiatric comorbidity). *Giornale Italiano di Psicopatologia*, 12, 72-84.
- Muñiz J., y Fonseca-Pedrero E. (2019). Ten steps for test development. *Psicothema*, 31(1),7-16.
- Muñoz, C. O., Restrepo, D., y Cardona, D. (2016). Construcción del concepto de salud mental positiva: revisión sistemática. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 39, 166-173.
- Muthén, L. K., y Muthén, B. O. (2006). *Mplus statistical analysis with latent variables user's guide* (Version 4). <http://www.statmodel.com/download/usersguide/MplusUserGuideVer8.pdf>.
- Olivares, J. M. (1995). Anhedonia: una revisión conceptual. *Revista de la Asociación Española de Neuropsiquiatría*, 15(52), 9-24.
- Ribot, T. (1897) The psychology of emotions. W. Scott Pub. Co. <https://archive.org/details/psychologyofemo00ribo>
- Scanlan, T. K., y Simons, J. P. (1992). The construct of sport enjoyment. En G. C. Aoberts (Ed.), *Motivation In sport and exercise* (pp. 199-215). Human Kinetics.
- Vaillant, G. E. (2012). Positive mental health: is there a cross-cultural definition? *World Psychiatry*, 11(2), 93-99.

EDEA

Instrucciones: Esta escala está diseñada para conocer en qué intensidad, frecuencia y circunstancias usted experimenta disfrute. Por favor, conteste marcando una cruz (x) a cada cuestión. Su respuesta ha de indicar el grado de acuerdo respecto a cada afirmación, no lo que cree que

debería ser o lo que desearía. Por ello conteste con rapidez y no analice demasiado sus respuestas, ya que la primera suele ser la más acertada. Intente responder a todas las cuestiones y no dejarse ninguna.

Señale el nivel de acuerdo en cada una de las siguientes afirmaciones:	Totalmente en desacuerdo	Algo en desacuerdo	Ni en acuerdo ni en desacuerdo	Algo de acuerdo	Totalmente de acuerdo
1. Me lo paso bien en muchos lugares.	0	1	2	3	4
2. Disfruto durante muchos momentos al día.	0	1	2	3	4
3. Me divierto con mucha intensidad.	0	1	2	3	4
4. Estoy a gusto con la mayoría de las personas.	0	1	2	3	4
5. Me lo paso bien en la mayoría de las circunstancias.	0	1	2	3	4
6. Soy una persona que disfruta con facilidad.	0	1	2	3	4