



Universidad de Costa Rica

www.revistas.ucr.ac.cr/index.php/actualidades

Evaluación psicométrica del Cuestionario de Emociones Positivas en niños mexicanos

Psychometric Evaluation of the Positive Emotions Questionnaire on Mexican Children

Norma Ivonne González-Arratia-López-Fuentes¹

 <https://orcid.org/0000-0003-0497-119X>

Martha Adelina Torres-Muñoz²

 <https://orcid.org/0000-0002-8481-0048>

^{1,2} Facultad de Ciencias de la Conducta, Universidad Autónoma del Estado de México, Ciudad de México, México.

¹ ✉ nigonzalezarratia@uaemex.mx ² ✉ mtorresmu@uaemex.mx

Recibido: 10 de febrero del 2023. Aceptado: 02 de mayo del 2024.

Resumen. *Objetivo.* Obtener evidencias de validez empírica y de precisión del Cuestionario de Emociones Positivas para niños. *Método.* Se realizaron dos estudios. El primero evalúa la estructura subyacente de cinco dimensiones con análisis factorial exploratorio (AFE) y consistencia interna. Tuvo una muestra de 395 participantes de 10 a 13 años de edad ($M = 10.96$, $DT = .72$). El segundo pone a prueba el modelo con cuatro y cinco factores mediante el análisis factorial confirmatorio (AFC). Este analiza la validez convergente entre afecto positivo y resiliencia, y divergente entre afecto negativo y estresores cotidianos. *Resultados.* Se confirma la estructura de cinco factores ($X^2/df = 3.26$, $p < .001$, $CFI = .913$, $RMR = .069$, $TLI = .900$, $RMSEA = .069$) con alta confiabilidad, invarianza factorial y la validez convergente y divergente. Se reportan diferencias entre niños y niñas. Se recomienda continuar con mayor refinamiento del modelo para contar con instrumentos sensibles y relevantes sobre la experiencia emocional positiva en la infancia.

Palabras clave. Emociones positivas, afecto positivo-negativo, estrés percibido, resiliencia, infancia

Abstract. *Objective.* The aim of this study was to obtain evidence of empirical validity and accuracy of the Positive Emotions Questionnaire for Children. *Method.* The first aspect evaluates the underlying structure of five dimensions with exploratory factor analysis (EFA) and internal consistency, with 395 participants aged 10 to 13 years ($M = 10.96$, $SD = .72$). The second aspect tests the model with four and five factors with confirmatory factor analysis (CFA) in another sample of 467 participants ($M = 11.19$, $SD = .76$). It analyzes the convergent validity between positive affect and resilience, and divergent validity between negative affect and everyday stressors. *Results.* The five-factor structure ($X^2/df = 3.26$, $p < .001$, $CFI = .913$, $RMR = .069$, $TLI = .900$, $RMSEA = .069$) is confirmed with high reliability, factorial invariance, and convergent and divergent validity. Differences between boys and girls are reported. Further refinement of the model is recommended to have accurate instruments that measure the positive emotional experience in childhood.

Keywords. Positive emotions, positive-negative affect, perceived stress, resilience, childhood



Introducción

Las emociones se han estudiado como un importante tópico dentro de la psicología, desde diferentes perspectivas como: la evolucionista, la social y la cognitiva. Su abordaje ha experimentado constantes cambios a lo largo de la historia (Belli, 2008). Son un aspecto central de la experiencia humana e incluyen diversos sistemas como el organismo, la cognición y el comportamiento. Además, "son cruciales para el desarrollo y la regulación de las relaciones interpersonales" (Rodríguez et al., 2017, p. 2).

La raíz etimológica latina de la palabra emoción proviene del verbo *movere* que significa moverse y el prefijo e- (movimiento hacia). Para Goleman (1998), son impulsos con una tendencia a la acción. Por su parte, Lazarus (2000) refiere que las emociones son reacciones ante el estado de los objetivos adaptativos en los que participa una valoración cognitiva, no solo las ve como procesos fisiológicos o de reacción. En este sentido, Palmero et al. (2006) señala que las emociones son reacciones complejas, súbitas, involuntarias e intensas, que varían en tipo e intensidad y son de breve duración. Estas surgen ante determinados objetos, personas o situaciones y pueden desencadenar conductas.

En psicología se ha dado mayor atención al estudio de las emociones negativas (Fredrickson et al., 2008). Sin embargo, el interés creciente por las emociones que enriquecen la experiencia humana ha sido objeto de estudio de autores como Fredrickson (1998, 2001) y Lucas et al. (2003). Una emoción es positiva si el sentimiento provocado se percibe como agradable, el objeto de la emoción se valora como bueno, además de que la conducta que se realiza mientras se experimenta se evalúa de forma favorable (Averil, 1980). Desde la psicología positiva, las emociones se convierten en un "reflejo exteriorizado de lo que la persona siente ante el estímulo o situación a la cual se enfrenta" (Barragán & Morales, 2014, p. 104).

De acuerdo con Lyubomirsky (2008), las emociones positivas son la alegría, el interés, el amor y la satisfacción. Son fundamentales ya que opti-

mizan los recursos personales en las áreas física, psicológica y social, promueven el disfrute y la gratificación, desarrollan la creatividad, aumentan la satisfacción y el compromiso (Fredrickson, 2001; Seligman, 2003) y amplían las fortalezas y virtudes personales, lo que conduce a la felicidad (Diener et al., 2003).

Experimentar emociones positivas tiene importantes funciones, pues contribuye a la calidad de vida de las personas (Fredrickson, 1998), permite el manejo del estrés (Omar et al., 2011), facilita afrontar las dificultades cotidianas (Oros, 2015), previene las enfermedades, disminuye la ansiedad y, según Aspinwal et al. (2001), ayuda a las personas a asimilar de mejor manera los riesgos. Por esta razón, ante las adversidades que generan estrés, las emociones positivas actúan como factores protectores para la salud mental y tienen una estrecha relación con la resiliencia.

La resiliencia se refiere a la capacidad de superar exitosamente la adversidad a pesar de las circunstancias difíciles (Luthar, 1991; González-Arratia, 2016), prepara a las personas para tiempos futuros adversos y son esenciales en momentos de gran dificultad (Fredrickson, 2001). Por esto, se considera que las emociones positivas favorecen la salud, el bienestar subjetivo y la resiliencia (Díaz-Loving et al., 2022).

Las consecuencias que han tenido la pandemia por COVID-19 desde su aparición han sido diversas y estas se reflejan en la salud, la economía, la vida social y emocional. Estudios como el de Sánchez-Boris (2021) reportan que una de las poblaciones más vulnerables durante este período fue la infantil, ya que durante la cuarta ola las cifras de casos infantiles de COVID-19 en México aumentaron (Suárez, 2022). Respecto al impacto psicológico de la pandemia, se ha observado un incremento de trastornos como la ansiedad, la depresión, el trastorno adaptativo, duelo y el trastorno de estrés postraumático (Sánchez-Boris, 2021; Garmezy & Masten, 1994; Sprang & Silman, 2013). Aunado a que, en una cuarentena prolongada, el temor a la infección, la falta de contactos con compañeros y profesores, la falta de espacio en casa y las pérdidas

de seres queridos tienen repercusiones psicológicas en niños y niñas (Abad, 2020; Wang et al., 2020).

Según Urbina (2020), las niñas y los niños deben identificar y reconocer sus emociones, pues esto favorece el funcionamiento psicosocial en las diferentes etapas de la vida (Rosa-Guillamón et al., 2018). Para Cepa et al. (2016), las niñas poseen un mayor desarrollo emocional en contraste con los niños, lo cual muestra la necesidad de indagar sobre la gestión emocional de acuerdo con el género.

A pesar de la relevancia que tienen las emociones positivas para la salud mental y el bienestar en la infancia, sobre todo durante el confinamiento por COVID-19, no es hasta épocas recientes que se ha comenzado a estudiar el tema y esto se ha reflejado en la falta de instrumentos que permitan su medición. Uno de los instrumentos disponibles más conocidos es el de Oros (2014) y Oros et al. (2022), que se utiliza para medir la experiencia emocional positiva de niños y niñas de 8 a 12 años de edad. Esta escala se enfoca en proporcionar un "índice general de emocionalidad positiva considerando varias emociones simultáneamente" (Oros, 2014, p. 523).

Se trata de un cuestionario autoaplicable que evalúa las emociones de alegría y gratitud, serenidad, simpatía y satisfacción personal, lo que permite un perfil de diferentes emociones particulares. En su estudio, Oros (2014) reporta que es un cuestionario con adecuadas propiedades psicométricas, con cuatro factores que explican el 47.88% de la varianza total, una consistencia interna alta (alfa de Cronbach total de .90) y confiabilidad test-re-test de $r = .71$ ($p < .01$). Además, la autora recomienda "analizar la estabilidad de la estructura con análisis factorial confirmatorio" (Oros, 2014, p. 527) para emplearse en el quehacer científico.

En México, no existe evidencia respecto al uso de esta escala que permita medir la experiencia emocional positiva en niños y menos aún durante el periodo de confinamiento por COVID-19. Así, este estudio resulta relevante, pues se requiere de contar con evidencias de validez y de precisión de la escala en este contexto (Abad et al., 2011, p. 162),

que permitan profundizar en la comprensión del papel de las emociones positivas infantiles para el desarrollo práctico en diferentes contextos.

Por lo anterior, el objetivo fue obtener evidencias de validez y estabilidad del cuestionario de emociones positivas de Oros (2014) y Oros et al. (2022), en una muestra de niños y niñas mexicanas. Para ello, se realizaron dos estudios. El primero tuvo por objetivo verificar la estructura factorial del cuestionario con Análisis Factorial Exploratorio (AFE), en una muestra de niños durante el periodo de confinamiento por COVID-19. El segundo estudio buscó comprobar la estructura factorial de cuatro y cinco dimensiones con Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) en una segunda muestra y obtener evidencias de validez convergente. Esta se realizó entre las puntuaciones de la escala PANAS de afecto positivo (AP) y resiliencia, así como divergente con constructos diferentes como son afecto negativo (AN) y estrés percibido (Oñate et al., 2022; Salessi & Omar, 2018). Por último, se pretendió determinar las posibles diferencias entre niños y niñas con respecto a las variables de interés en una segunda muestra.

Los resultados de esta investigación serán útiles para tener evidencias de validez que permitan emplearse para la toma de decisiones como lo es el diagnóstico y su aplicación en la práctica profesional para el incremento del bienestar infantil.

Método

Se llevó a cabo un estudio transversal de tipo instrumental, que analiza las propiedades psicométricas de instrumentos psicológicos ya existentes (Ato et al., 2013).

Estudio 1

Participantes

La muestra fue de tipo intencional y estuvo constituida por 395 participantes, de los cuales 210 son niños (52.4%) y 185 niñas (47.6%), con un rango de edad entre 10 y 13 años ($M = 10.96$, $DT = .72$), y pertenecientes a cuatro diferentes instituciones públicas

de la ciudad de Toluca. El 78.5% informó que viven con ambos padres, el 17.7% vive solo con la madre, el 2.5% vive solo con el padre y el resto (1.3%) reportó vivir con otros familiares que no son los padres (abuelos, tíos). Como criterio de inclusión, se consideró que fueran estudiantes matriculados en educación básica y que las personas encargadas firmaran la carta de consentimiento para su participación.

Consideraciones éticas

Este estudio forma parte del proyecto de investigación registrado en la Universidad Autónoma del Estado de México titulado: "Resiliencia y el Impacto Psicológico de la Pandemia por COVID-19 en diferentes grupos de Edad" (Clave: 6337/2021SF). El protocolo ha sido avalado por el Comité de Ética de la misma Universidad (Clave: 2021/P05) y se han seguido todas las condiciones éticas para el trabajo de investigación con menores de edad.

Instrumentos

Se elaboró una ficha de datos sociodemográficos para obtener información de las variables, edad, sexo y de personas con las que viven. Se utilizó el Cuestionario de Emociones Positivas en niños (Oros, 2014), que mide la experiencia emocional positiva de niños entre 8 y 12 años. Este consta de 23 ítems y tres opciones de respuesta que van de (3) sí (2) más o menos y (1) no, según el grado de acuerdo con la frase que se expresa en el ítem. Cuenta con cuatro dimensiones que explican el 47.88% de la varianza total, que son: (1) alegría y gratitud ($\alpha = .92$), (2) serenidad ($\alpha = .75$), (3) simpatía ($\alpha = .64$), y (4) satisfacción personal ($\alpha = .71$). La autora reporta un alfa de Cronbach total .90.

Procedimiento

Una vez obtenidos la autorización por parte de las instituciones y la firma del consentimiento informado y el asentimiento de los niños y niñas participantes, la escala fue aplicada en línea a través de Google Forms durante los meses de mayo a septiembre del 2021. Se informó el objetivo de la investigación y la participación fue voluntaria, anónima y confidencial.

Estrategias de análisis

Se llevaron a cabo análisis estadísticos descriptivos, en los cuales se obtuvo la media y desviación típica, así como asimetría y curtosis de cada uno de los ítems. Se verificó también el tipo de distribución de los datos. Se realizó un análisis factorial exploratorio para el Estudio 1, según las recomendaciones de Hair et al. (2004) y se calculó el coeficiente alfa de Cronbach y de omega (ω) de McDonald (1999) para determinar la fiabilidad de la escala.

Resultados

Del análisis descriptivo con todos los ítems, se observa que el ítem (EP4) *Valoro cuando los demás me ayudan* mostró la media más alta, en tanto que el ítem (EP7) *Si veo llorar a un/a nene/a me dan ganas de llorar a mí* mostró el puntaje promedio más bajo. El puntaje mínimo y máximo oscila entre 1 y 3 en todos los casos. Las puntuaciones de asimetría y curtosis indican que la distribución sugiere falta de normalidad de los datos (Hall, 1992; ver Tabla 1).

Se realizó un AFE para identificar la estructura subyacente de la escala de emociones positivas que permita identificar el número de factores que se pueden esperar (Lloret-Segura et al., 2014). De acuerdo con la recomendación clásica sobre el uso secuencial del AFE y AFC (Brown, 2006), en este primer estudio se llevó a cabo un AFE, con los 23 ítems. De este análisis, se obtuvo un KMO para la escala total de .922, que es satisfactorio e individualmente, fue de un mínimo de .610 a .955 como máximo, lo que indica ser adecuada la factorización. La prueba de Esfericidad de Bartlett fue de 3846.23, $p < .001$ y se aplicó rotación oblicua que es la más recomendada (Lloret-Segura et al., 2014), que en conjunto explican el 60.24% de la varianza total. El análisis permitió la obtención de cinco factores de acuerdo con el número de factores basados en la propuesta de Oros et al. (2022), con un criterio de pesos factoriales superiores a $\pm .30$ que se consideran más importantes (Hair et al., 2004) y al menos tres ítems por factor. De este análisis,

Tabla 1. Datos descriptivos de los ítems del Cuestionario de Emociones Positivas ($N = 395$)

Ítem	<i>M</i>	<i>DT</i>	Asimetría	Curtosis
EP1. Soy una persona alegre	2.69	0.52	-1.45	1.17
EP2. Estoy agradecido con varias personas, por lo que hacen por mí	2.86	0.36	-2.78	7.43
EP3. La mayor parte de los días me siento en paz	2.52	0.58	-0.78	- 0.36
EP4. Valoro cuando los demás me ayudan	2.87	0.37	-3.12	9.73
EP5. Soy bastante tranquilo	2.32	0.68	-0.52	-0.78
EP6. Me pongo muy mal si veo que alguien se lastima	2.29	0.67	-0.43	-0.79
EP7. Si veo llorar a un/a nene/a me dan ganas de llorar a mí también	1.75	0.80	0.47	-1.31
EP8. Me quiero mucho a mí mismo	2.77	0.49	-2.12	3.74
EP9. Soluciono mis problemas con mucha tranquilidad	2.31	0.65	-0.42	-0.72
EP10. Me gusta devolver favores	2.65	0.56	-1.35	0.86
EP11. Cuando alguien está solo y aburrido, me dan ganas de acercarme y jugar con él	2.58	0.65	-1.31	0.46
EP12. Me divierto mucho con las cosas que hago	2.74	0.50	-1.84	2.59
EP13. Soy muy feliz	2.78	0.49	-2.25	4.29
EP14. Casi siempre estoy relajado	2.46	0.63	-0.77	-0.42
EP15. Siempre que puedo, devuelvo los favores que recibo	2.66	0.51	-1.19	0.37
EP16. Siento que soy muy valioso	2.68	0.56	-1.62	1.65
EP17. Aunque tenga problemas, igual mantengo la calma	2.45	0.65	-0.79	-0.43
EP18. Casi siempre la paso bien	2.68	0.52	-1.38	0.96
EP19. Me quedo tranquilo, aunque no pueda hacer lo que me gusta	2.41	0.67	-0.74	-0.58
EP20. Siento que soy importante	2.68	0.60	-1.77	1.95
EP21. Si alguien está llorando, me dan ganas de abrazarlo o consolarlo	2.50	0.64	-0.95	-0.18
EP22. Me gusta agradecerle a la gente	2.81	0.44	-2.35	4.97
EP23. Casi siempre estoy contento/a	2.69	0.53	-1.56	1.53

Tabla 2. Cargas factoriales y consistencia interna para el Cuestionario de Emociones Positivas ($N = 395$)

Ítem	F1	F2	F3	F4	F5	h^2
Factor 1: Satisfacción						
EP20 Siento que soy importante	.86	-.04	-.03	-.18	-.15	.73
EP16 Siento que soy muy valioso	.88	.01	.01	-.41	-.13	.65
EP8 Me quiero mucho a mí mismo	.78	-.02	-.02	.02	.02	.64
Factor 2: Simpatía						
EP7 Si veo llorar a un/a nene/a, me dan ganas de llorar a mí también	-.15	.85	.05	.29	-.00	.71
EP6 Me pongo muy mal si veo que alguien se lastima	.09	.71	-.02	-.11	-.09	.57
EP21 Si alguien está llorando, me dan ganas de abrazarlo o consolarlo	.15	.55	-.05	-.39	-.05	.62
EP11 Cuando alguien está solo y aburrido, me dan ganas de acercarme y jugar con él	.02	.49	.09	-.24	.08	.45
Factor 3: Serenidad						
EP17 Aunque tenga problemas, igual mantengo la calma	.03	.02	.79	-.06	-.13	.65
EP9 Soluciono mis problemas con mucha tranquilidad	.02	-.02	.70	-.24	-.13	.60
EP19 Me quedo tranquilo, aunque no pueda hacer lo que me gusta	-.03	.05	.66	.01	-.05	.41
EP5 Soy bastante tranquilo	.03	.02	.66	-.05	-.02	.47
EP14 Casi siempre estoy relajado	-.00	-.01	.59	.10	.31	.53
Factor 4: Gratitud						
EP15 Siempre que puedo, devuelvo los favores que recibo	.02	-.00	.17	-.70	.11	.64
EP10 Me gusta devolver favores	.14	.10	.14	-.67	-.02	.66
EP22 Me gusta agradecerle a la gente	-.00	.08	.10	-.57	.36	.63
EP4 Valoro cuando los demás me ayudan	.10	.06	.03	-.42	.55	.67
Factor 5: Alegría						
EP13 Soy muy feliz	.60	.00	.12	.12	.30	.68
EP1 Soy una persona alegre	.50	.05	.01	.17	.43	.60
EP23 Casi siempre estoy contento/a	.43	.01	.25	-.02	.30	.60
% de varianza explicada	35.35	9.14	6.31	4.89	4.35	
Alfa de Cronbach (α)	.797	.664	.763	.796	.802	
Omega de McDonald (ω)	.810	.664	.766	.795	.804	

Nota. Método de extracción oblicua, con 39 interacciones, cargas factoriales mayor a .30 en negritas.

se obtuvieron valores de comunalidad aceptables (h^2) entre .41 a .73, y una estructura de cinco factores que indica que el F1 corresponde a satisfacción personal con el 35.35% de varianza y quedó constituido por 3 ítems (EP20, EP16, EP8) con índices de confiabilidad aceptables ($\alpha = .79$, $\omega = .81$). En el F2, se agruparon cuatro ítems que pertenecen a simpatía que explican el 9.14% (EP7, EP6, EP21, EP11) y con una confiabilidad considerada baja ($\alpha = .66$, $\omega = .66$). Para el F3, denominado serenidad, con el 6.31% de la varianza y cinco ítems (EP17, EP9, EP19, EP5, EP14), se reporta una fiabilidad adecuada ($\alpha = .76$, $\omega = .76$). En el F4, se incorporaron cuatro ítems correspondientes a gratitud, con el 4.89% de la varianza (EP15, EP10, EP22, EP4) y la consistencia interna es aceptable ($\alpha = .79$, $\omega = .79$). En cuanto al F5, que pertenece a alegría con el 4.35% de la varianza y tres ítems (EP13, EP1, EP23) con adecuada confiabilidad ($\alpha = .80$, $\omega = .80$). Los ítems EP2 (dimensión gratitud), EP3 (dimensión serenidad), EP12 y EP18 (dimensión alegría) se eliminaron de este análisis, debido a que las saturaciones presentaron pesos factoriales en dos dimensiones distintas que permiten obtener una solución interpretable de acuerdo con la versión original (Oros et al., 2022). La consistencia interna de la escala total fue evaluada con el alfa de Cronbach, con los 23 ítems, resultó alta ($\alpha = .90$) y omega de McDonald ($\omega = .90$). En la [tabla 2](#), se muestran los pesos factoriales, su confiabilidad alfa de Cronbach y omega de McDonald para cada una de las dimensiones.

Discusión

El primer estudio se llevó a cabo para evaluar la estructura empírica del cuestionario de Oros (2014) y Oros et al. (2022) mediante AFE. Los resultados obtenidos representan una primera aproximación para evaluar la estructura subyacente de la escala para su uso en muestras mexicanas, así como conocer el papel que juega cada uno de los ítems. Esta solución con cinco factores se considera satisfactoria, con lo que se puede plantear la posibilidad de

verificar la misma en una segunda muestra.

Se estimó la fiabilidad a través del cálculo de alfa de Cronbach y de precisión omega de McDonald, los cuales mostraron ser pertinentes y estos hallazgos son consistentes con Oros (2014).

Es necesario señalar que, en especial, el ítem EP7 (*Si veo llorar a un/a nene/a me dan ganas de llorar a mí también*) de la dimensión simpatía mostró el valor KMO más bajo y menor contribución en toda la escala, lo que sugiere el hacer una revisión semántica del mismo, ya que puede ser un indicador que posiblemente no está representando la faceta de la emoción.

Estudio 2

Participantes

Para el segundo estudio, la muestra estuvo conformada por 467 participantes, de los cuales 239 son niños (51.2%) y 228 niñas (48.8%), entre 10 y 13 años ($M = 11.19$, $DT = .76$), de cinco diferentes instituciones de educación básica públicas de la ciudad de Toluca, Estado de México. El 71.3% indicó que vive con ambos padres, el 24.8% vive solo con la madre, el 2.1% solo con el padre y el 1.7% vive con otros familiares (abuelos, tíos). Se consideraron los mismos criterios de inclusión que en el [Estudio 1](#), así como de confiabilidad y anonimato de la información.

Instrumentos

Junto con el cuestionario sociodemográfico, se aplicaron los siguientes instrumentos:

Escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS) (Watson et al., 1988)

Consta de 20 ítems, 10 corresponden a afecto positivo (AP) y 10 para afecto negativo (AN), con 4 opciones de respuesta (0 = muy ligeramente o nada en absoluto a 4 = extremadamente). Ha sido aplicada en muestras infantiles con adecuadas propiedades psicométricas (González Arratia et al., 2017). La fiabilidad en este estudio para AP y AN es alta ($\alpha = .83$, y $\alpha = .88$).

Inventario infantil de estresores cotidianos (Trianes et al., 2009)

Cuenta con 25 ítems dicotómicos, divididos en tres factores: salud (12 ítems), escuela-iguales (6 ítems) y familia (7 ítems). Con un alfa de .70 y una fiabilidad test-retest de .78. La puntuación total del cuestionario obtenida mediante la suma de las respuestas afirmativas a los ítems es indicativa de un alto grado de estrés cotidiano autopercebido, con un rango de 0 a 25 puntos. En esta investigación, la confiabilidad alfa de Cronbach con todos los ítems es de .79.

Escala de resiliencia (González-Arratia, 2016)

Conformada por 32 ítems tipo Likert (1 = Nunca a 5 = Casi siempre) y tres factores: Factor protector Interno (FPI), Factor Protector Externo (FPE) y Empatía (FE), con una varianza total de 40.33%. y un alfa de Cronbach de .92.

Procedimiento

Se realizó conforme al [Estudio 1](#), así como las consideraciones éticas para su aplicación.

Estrategias de análisis

El [Estudio 2](#) verifica la estructura del cuestionario con cuatro y cinco factores de acuerdo con el planteamiento de [Oros et al. \(2022\)](#). Con AFC, se analiza su equivalencia métrica, validez convergente y divergente con otros constructos teóricamente relacionados, con base en los criterios de [Abad et al. \(2011\)](#) y [Batista-Foguet et al. \(2004\)](#) y posibles diferencias entre niños y niñas. El método de estimación que se utilizó fue de máxima verosimilitud (ML), el cual es considerado un método robusto, a pesar de la no normalidad de los datos ([Abad et al., 2011](#)). La evaluación del ajuste del modelo fue de acuerdo con los siguientes índices de ajuste: X^2 , X^2/gl menores a 3 suelen considerarse indicadores de ajuste aceptable, de ajuste absoluto RMR, cuanto más pequeño mejor, GFI de acuerdo con la recomendación de [Lévy y Varela \(2006\)](#), un ajuste aceptable tendría un índice igual o superior a .90, RMSEA un valor < de .08 o .06 menor indicaría buen ajuste a los datos, de ajuste incremental AGFI ma-

yor a .90 ([Hu & Bentler, 1998](#)). Se realizó un análisis de correlación r de Pearson entre las dimensiones. Las diferencias por sexo se analizaron con la prueba MANOVA y se utilizó el programa IBM SPSS y AMOS versión 23.

Resultados

Se aplicó el AFC para comprobar la estructura de cuatro dimensiones propuesta inicialmente por [Oros \(2014\)](#) y, posteriormente, de cinco dimensiones ([Oros, et. al, 2022](#)). Se utilizó el método de Máxima Verosimilitud, robusto a pesar de la no normalidad multivariante ([Herrero, 2010](#)), lo que se ha tenido en cuenta al contrastar el coeficiente de [Mardia \(1970\)](#); en este caso, fue Mardia = 66.34. El tercer modelo mostró ajuste a los datos superiores, respecto al AFC con 23 ítems agrupados en 4 factores ([Oros, 2014](#)) de los modelos obtenidos, se necesita incluir tres errores correlacionados considerados a partir de los índices de modificación (IM), que produjeron una disminución de la X^2 , pero los resultados mostraron índices de ajuste inferiores a lo esperado ($X^2 = 4.18$, GFI = 848, RMSEA = .083, RMR = .084, AGFI = .810, CFI = .870).

Lo anterior, supone la necesidad de comprobar la estructura como el modelo de cinco factores de [Oros et al. \(2022\)](#) que son: gratitud, simpatía, satisfacción personal, serenidad y alegría. De este análisis, se obtuvo que, para el modelo de medida con una $X^2/gl = 3.80$, $p = < .001$ y el resto de los índices, resultaron estar por debajo de lo esperado, por lo que fue necesario hacer una re-especificación considerando los índices de modificación (IM) que mostraron la pertinencia de indicar la relación entre los ítems EP2 y EP3 (IM = 82.17). Para el modelo 2, hubo un ligero incremento de los índices de ajuste, sin embargo, estos aún no fueron aceptables, por lo que fue necesario considerar las asociaciones entre los ítems EP1 y EP3 (IM = 27.91). Finalmente, el modelo 3 mostró un ligero incremento que se considera relativamente bueno ($X^2/gl = 3.26$, $p < .001$, CFI = .913, RMR = .069, TLI = .900, RMSEA = .069). De este modelo,

se observan cargas factoriales que oscilan entre .47 y .88, la correlación entre los factores más alta fue entre la dimensión alegría y satisfacción. En la [figura 1](#), se presenta el modelo de medición final resultante del cuestionario de emociones positivas con los 23 ítems y cinco factores. En la [Tabla 3](#), se muestran los valores obtenidos de los índices de bondad de ajuste.

Posteriormente, se comprobó la invarianza factorial según sexo. De este análisis, se comprueba la invarianza configural y métrica, y tendencial respecto a invarianza escalar y estricta, como se observa en la [tabla 4](#).

La confiabilidad del instrumento para los 23 ítems y cinco dimensiones fue alta ($\alpha = .90$). En el caso de la fiabilidad compuesta, se obtuvieron índices mayores a .70 de acuerdo al criterio de [Hair et al. \(2004\)](#), que son aceptables. Por cada factor, se obtuvieron valores adecuados ([Celina-Oviedo & Campo-Arias, 2005](#)): gratitud ($\alpha = .82$, $\omega = .82$, fiabilidad compuesta = .84), satisfacción ($\alpha = .88$, $\omega = .88$, fiabilidad compuesta = .76), serenidad ($\alpha = .81$,

$\omega = .81$, fiabilidad compuesta = .84), alegría ($\alpha = .89$, $\omega = .89$, fiabilidad compuesta = .83) excepto la dimensión simpatía que resultó ser menor a lo esperado ($\alpha = .64$, $\omega = .64$, fiabilidad compuesta = .78).

La evaluación de la validez convergente se hizo con las puntuaciones totales del cuestionario de emociones positivas con el puntaje de afecto positivo (AP) ($r = .47$, $p = .001$) de la escala PANAS, así como con resiliencia ($r = .51$, $p = .001$). Respecto a la validez divergente, la emoción positiva se asocia de manera negativa con afecto negativo (AN) ($r = -.37$, $p = .001$) y estrés percibido ($r = -.34$, $p = .001$). De acuerdo con las especificaciones del tamaño del efecto, se consideran grandes ([Cárdenas & Arancibia, 2014](#); ver [Tabla 5](#)).

En el Análisis Multivariado de Varianza (MANOVA), se encontraron diferencias estadísticamente significativas, con tamaño del efecto moderado, en la experiencia emocional positiva según el sexo (F Hotelling (5, 461) = 7.82; $p < .001$; $\eta^2 p = .08$; potencia observada = 1.00). Los análisis univariados indicaron que las diferencias se encuentran en las

Tabla 3. Índices de Bondad de Ajuste del Análisis Factorial confirmatorio para el cuestionario de Emociones Positivas con cinco factores

Modelo	χ^2	df	χ^2/gl	p	GFI	RMSEA	CFI	AGFI	RMR
1 Inicial	836.03	220	3.80	.001	.864	.078	.887	.829	.070
2	716.60	219	3.38	.001	.879	.072	.904	.847	.069
3	711.19	218	3.26	.001	.883	.069	.913	.852	.069

Tabla 4. Invarianza factorial de la escala de emociones positivas según sexo

Modelo	$\chi^2 (gl)$	CFI	RMSEA	RMR	$\Delta \chi^2$	Δg	ΔI	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Configural	1022.60 (436)**	.893	.054	.0696	---	---	---	---	---
Métrica	1084.49 (469)**	.888	.053	.0779	61.89	33	.005	.005	.001
Escarlar	1159.95 (494)**	.879	.054	.0832	75.46	25	.014	.014	.000
Estricta	1159.95 (494)**	.879	.054	.0790	0.00	0.00	.014	.014	.000

Nota. ** $p < .001$.

Figura 1. Modelo final para el Cuestionario de Emociones Positivas de cinco factores con coeficientes estandarizados

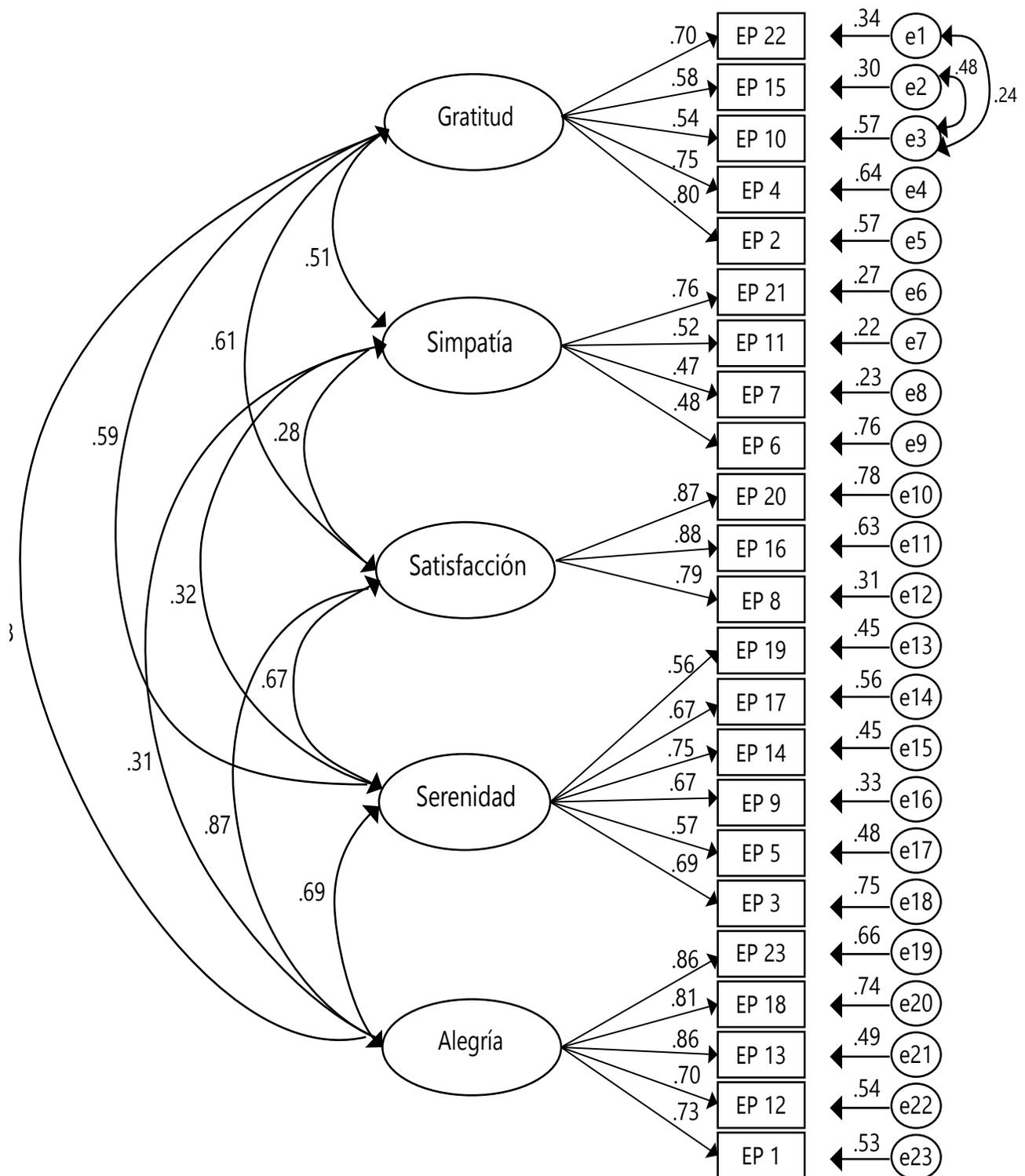


Tabla 5. Intercorrelaciones de las dimensiones del cuestionario de emociones positivas con AP, AN estresores cotidianos y resiliencia

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	-									
2	.56**	-								
3	.57**	.49**	-							
4	.21**	.38**	.22**	-						
5	.78**	.49**	.55**	.18**	-					
6	.84**	.77**	.80**	.51**	.78**	-				
7	.51**	.23**	.35**	.15**	.51**	.47**	-			
8	-.41**	-.22**	-.39**	.07	-.36**	-.37**	-.16**	-		
9	-.38**	-.22**	-.34**	.02	-.33**	-.34**	-.29**	.56**	-	
10	.46**	.43**	.41**	.19**	.41**	.51**	.50**	-.36**	-.36**	-

Nota. 1 = Alegría, 2 = Gratitud, 3 = Serenidad, 4 = Simpatía, 5 = Satisfacción personal, 6 = Puntaje total EP, 7 = Afecto positivo, 8 = Afecto negativo, 9 = Puntaje total estresores cotidianos, 10 = Puntaje total resiliencia
 ** $p < .001$

emociones de simpatía con un tamaño del efecto moderado; satisfacción, serenidad y alegría con tamaños del efecto bajos (ver [Tabla 6](#)). En el caso de la simpatía, las niñas obtuvieron un valor más alto que los niños (M simp = 9.32; DT = 1.94), mientras que para satisfacción, serenidad y alegría los niños puntuaron más alto en comparación con las niñas (M sat = 8.04; DT = 1.51; M sere = 14.50; DT = 2.66; M ale = 13.64; DT = 2.12).

En el mismo sentido, en el MANOVA realizado para variables de bienestar y malestar, se encontraron diferencias estadísticamente significativas, con tamaño del efecto bajo según el sexo (F Hotelling₄,₄₆₂ = 3.88; p = .004; $\eta^2 p$ = .03; potencia observada = .899). Los análisis univariados para estas variables indicaron que las diferencias se encuentran en el afecto positivo con un tamaño del efecto bajo (ver [Tabla 7](#)). Los niños obtuvieron un valor más alto que las niñas (M afeposi = 36.74; DT = 6.92).

Tabla 6. Resultados del MANOVA para las emociones positivas en función del sexo

	<i>F</i>	<i>p</i>	Tamaño del efecto (η^2p)	Potencia observada
Alegría	8.68	.003	.02	.83
Gratitud	.37	.541	.00	.09
Serenidad	4.30	.038	.01	.54
Simpatía	17.88	.001	.04	.98
Satisfacción	7.07	.008	.01	.75

Discusión

El estudio dos consistió en contrastar la composición factorial de cuatro y cinco dimensiones, así como obtener evidencias de validez convergente y divergente con constructos como AP, AN, resiliencia y estresores cotidianos, así como su fiabilidad. Los resultados sugieren que no es viable una estructura de cuatro factores, debido a que los índices de ajuste resultaron ser menores a lo recomendado (Collier, 2020). Estos hallazgos son consistentes con Oros et al. (2022), respecto a que una estructura de cuatro factores es poco viable. El modelo con cinco factores resultó ser una solución similar y pertinente como en el estudio previo de Oros et al. (2022), en muestras infantiles argentinas. Así, el modelo de cinco factores relacionados (gratitud, simpatía, satisfacción, serenidad y alegría) es el que mejor representa el constructo de emociones positivas para muestras de niños y niñas mexicanas.

El modelo resultante mostró índices de ajustes satisfactorios entre el modelo teórico y los datos empíricos, específicamente, los índices de ajuste CFI (.913), TLI (0.910) y RMSEA (.069), de acuerdo con los criterios de Hu y Bentler (1998), Cupani (2012) y Collier (2020). Se consideró pertinente la reespecificación del mismo, por lo que se empleó como estrategia el aplicar los índices de modificación (IM) sin perder de vista la coherencia del modelo teórico

Tabla 7. Resultados del MANOVA para las variables de bienestar y malestar en función del sexo

	<i>F</i>	<i>p</i>	Tamaño del efecto (η^2p)	Potencia observada
Estrés	.34	.558	.00	.09
Afecto Negativo	1.99	.158	.00	.29
Afecto Positivo	7.65	.006	.02	.78
Resiliencia	.11	.736	.00	.06

y criterios empíricos (Herrero, 2010). En el modelo final, los índices de bondad de ajuste (GFI = .883) y la medida de ajuste incremental del modelo (AGFI = .855) mostraron ser menores a lo recomendado (Bentler & Bonett, 1980; Byrne, 2010). Es necesario destacar que el modelo si bien ajusta parcialmente, es posible que existan otros modelos que también pueden presentar un buen ajuste a los datos (Bollen, 1989). Lo que aquí se destaca es que está sustentado en la propuesta teórica de Oros et al. (2022), sobre su uso en un contexto diferente. Lo que sería recomendable es evaluar el ajuste de diferentes modelos y verificar si son plausibles.

Las evidencias de este estudio advierten que, en especial, el factor 1 (gratitud) denota mayores componentes de error, ya que los índices de modificación fueron los más altos, lo que lleva a considerar que posiblemente sea necesaria la revisión exhaustiva de los ítems que de precisión a esta dimensión.

Respecto a la confiabilidad, se hizo el cálculo de alfa de Cronbach y de omega de McDonald, los cuales resultaron ser satisfactorios según Kaplan y Saccuzzo (2006), tanto en el total de los ítems, como por dimensión, lo que coincide con la autora del instrumento (Oros, 2014; Oros et al., 2022), denotando la estabilidad de la medida, así como las correlaciones entre las dimensiones.

En cuanto al análisis de invarianza realizado en dos muestras simultáneamente (niños-niñas), se

comprueba que las saturaciones de cada ítem en su factor son iguales en ambas muestras, sin embargo, estos hallazgos denotan que la invarianza es tendencial, ya que existen dos equivalencias que están mínimamente estables. Esto podría explicarse en función de que la expresión emocional es dinámica, lo que lleva a la necesidad de continuar refinando el modelo.

Respecto a la validez convergente y divergente, estas se llevaron a cabo sobre las recomendaciones de [AERA, APA y NCME \(2018\)](#). Para evaluar la validez convergente, los resultados del presente estudio permiten comprobar que sí existe relación entre los puntajes de las pruebas, lo que proporciona evidencia de que son constructos que se espera que estén relacionados ([Abad et al., 2011](#)). En cuanto a la validez divergente, tal y como lo señalan [Arias y Sireci \(2021\)](#), nuestros datos indican que hay relación negativa moderada entre las emociones positivas con AN y con estrés percibido, lo que apunta a considerar que estas relaciones son teóricamente coherentes y consistentes con otros estudios ([Díaz-Loving et al., 2022](#); [Vecina-Jiménez, 2006](#)). Adicionalmente, la investigación denota que las emociones positivas tienen como función el que actúan como recursos personales frente a las dificultades y el manejo del estrés ([Fredrickson, 2001](#)).

En el caso de las diferencias entre niños y niñas, los puntajes promedio son más altos en la experiencia emocional positiva en la dimensión de simpatía para las niñas y para los niños en satisfacción personal, serenidad y alegría, además, estos también puntuaron más alto en AP, lo cual coinciden con lo reportado por [Oros et al. \(2022\)](#), [Cuello y Oros \(2016\)](#), [Kiang et al. \(2016\)](#) y [Lemos et al. \(2015\)](#). Los diferentes agentes socializadores como el sistema educativo, la familia, los medios de comunicación, entre otros, tienden a asociar la masculinidad con el poder, la racionalidad y la regulación de las expresiones emocionales ([Suberviola, 2019](#)), por ello las emociones positivas que mostraron los niños del presente estudio, no se consideran de expresión como en el caso de las niñas.

Conclusión

El modelo de cinco factores resultó asequible para medir emociones positivas en muestras de infantes diferentes a la original, pero se requiere verificar la validez factorial del cuestionario, para acumular evidencias de validez para contar con instrumentos psicométricos relevantes a nuestro contexto. Así, este estudio demuestra la validez del cuestionario en niños mexicanos. Como se mencionó, no se encontraron estudios antecedentes del uso de este cuestionario en México, lo que se convierte en un importante aporte para la evaluación de las emociones desde la Psicología Positiva. También, es de utilidad para que científicos y profesionales proporcionen información que oriente el trabajo en pro del bienestar y la salud mental en niños en tiempos de pandemia.

Entre las limitaciones de la presente investigación se encuentra la modalidad en la administración del instrumento, ya que debido a los protocolos sanitarios fue necesario la aplicación en línea, por lo que estos hallazgos deben tomarse con cautela y dirigirlos a las muestras bajo estudio, por lo que surge la necesidad de continuar refinando el cuestionario que permita corroborar su pertinencia. Cabe resaltar que el cuestionario se utilizó de manera íntegra y no se eliminó ningún ítem, debido a que no se tienen estudios antecedentes. Estos hallazgos llevan a pensar en hacer una evaluación del modelo solo con aquellos ítems con cargas factoriales superiores, así como verificar su consistencia interna con una nueva versión.

Se requiere, asimismo, un mayor análisis respecto a las emociones negativas en los participantes en este estudio, las cuales reguladas y expresadas adecuadamente también tienen un papel importante en el desarrollo ([Stokols, 2007](#)), puesto que experimentar y expresar de manera equilibrada ambos tipos de emociones puede ser la clave del funcionamiento saludable ([Ryff, 2003](#); [Oros, 2015](#)). Finalmente, como futura línea de investigación se recomienda continuar la comprobación del modelo

en otras muestras para contar con medidas adecuadas y consistentes, considerando el contexto social y cultural desde la postura de la Psicología Positiva.

Referencias

- Abad, J. F., Olea, J., Ponsoda, V., & García, C. (2011). *Medición en Ciencias Sociales y de la Salud*. Editorial Síntesis.
- Abad, A. (2020). COVID-19: O factor psicológico. *Integración Académica en Psicología*, 8(23), 4-10. <http://integracion-academica.org/36-volumen-8-numero-23-mayo-agosto-2020/271-covid-19-o-fator-psicologico>
- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2018). *Estándares para pruebas educativas y psicológicas* (M. Lieve, Trad.). American Educational Research Association. (Obra original publicada en 2014). https://www.testingstandards.net/uploads/7/6/6/4/76643089/9780935302745_web.pdf
- Arias, A., & Sireci, S. (2021). Validez y validación para pruebas educativas y psicológicas: teoría y recomendaciones. *Revista Iberoamericana De Psicología*, 14(1), 11-22. <https://doi.org/10.33881/2027-1786.rip.14102>
- Aspinwall, L. G., Richter, L., & Hoffman, R. R. (2001). Understanding how optimism works: An examination of optimists' adaptive moderation of belief and behavior. In E. C. Chang (Ed.), *Optimism & Pessimism: Implications for Theory, Research, and Practice* (pp. 217-238). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10385-010>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Averil, J. R. (1980). On the paucity of positive emotions. En K. R. Blankstein, P. Pliner & J. Piliav (Eds.), *Assessment and Modification of Emotional Behavior* (pp. 7-45). Plenum Press.
- Barragán, A. R., & Morales, C. I. (2014). Psicología de las emociones positivas: generalidades y beneficios. *Enseñanza e investigación en Psicología*, 19(1), 103-118. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=29232614006>
- Batista-Foguet, J. M., Coenders, G., & Alonso, J. (2004). Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Medicina Clínica*, 122(1), 21-27. <https://doi.org/10.1157/13057542>
- Belli, S. (2008). El estudio psicosocial de las emociones una revisión y discusión de la investigación actual. *Revista Psico*, 39(2), 139-151. <https://revistaseletronicas.pucrs.br/index.php/revistapsico/article/view/4019>
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance test and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Bollen, K. A. (1989). *Structural Equations with Latent Variables*. John Wiley and Sons. <https://doi.org/10.1002/9781118619179>
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. Guilford Press.
- Byrne, M. B. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, And Programming*. Taylor & Francis Group, LLC.
- Cárdenas, J. M., & Arancibia, H. (2014). Potencia estadística y cálculo del tamaño del efecto en G*Power: Complementos a las pruebas de significación estadística y su aplicación en psicología. *Salud & Sociedad*, 5(2), 210-224. <https://doi.org/10.22199/s07187475.2014.0002.00006>
- Celina-Oviedo, H., & Campo-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista colombiana de psiquiatría*, 34(4), 572-580. <https://www.redalyc.org/pdf/806/80634409.pdf>
- Cepa, A., Heras, D., & Lara, F. (2016). Desarrollo emocional en la infancia. Un estudio sobre las competencias emocionales de niños y niñas. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, 1(1), 67-73. <https://doi.org/10.17060/ijodaep.2016.n1.v1.217>

- Collier, J. (2020). *Applied Structural Equation Modeling Using AMOS*. Routledge.
- Cuello, M., & Oros, L. B. (2016). Construcción de una escala para medir gratitud en niños de 9 a 12 años. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 3(2), 35-41. <https://www.revistapcna.com/sites/default/files/16-09.pdf>
- Cupani, M. (2012). Análisis de ecuaciones estructurales: conceptos, etapas de desarrollo y un modelo de aplicación. *Revista Tesis*, 1, 186-199. <https://rdu.unc.edu.ar/handle/11086/22039>
- Díaz-Loving, González, N. I., Torres, M. A., & Villanueva, M. (2022). Determinantes del Bienestar Subjetivo en Adultos Mexicanos durante el Primer periodo de Confinamiento por COVID-19. *Revista Iberoamericana de Psicología*, 15(1), 91-102. <https://doi.org/10.33881/2027-1786.rip.15109>
- Diener, E., Larsen, J., & Lucas, R. (2003). Measuring positive emotions. En S. J. Lopez & C. R. Snyder (Eds.), *Positive Psychological Assessment: A Handbook of Models and Measures* (pp. 201-218). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10612-013>
- Fredrickson, B. L. (1998). What good are positive emotions? *Review of General Psychology*, 2(3), 300-319. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.2.3.300>
- Fredrickson, B. L. (2001). The role of positive emotions in positive psychology. The broaden-and-build theory of positive emotions. *American Psychologist*, 56(3), 218-226. <https://doi.org/10.1037/0003-066x.56.3.218>
- Fredrickson, B. L., Cohn, M. A., Coffey, K. A., Pek, J., & Finkel, S. M. (2008). Open hearts build lives: Positive emotions, induced through loving-kindness meditation, build consequential personal resources. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95(5), 1045-1062. <https://doi.org/10.1037/a0013262>
- Garnezy, N., & Masten, A. (1994). Chronic adversities. In M. Rutter (Eds.), *Child and Adolescent Psychiatry*. Blackwell.
- Goleman, D. (1998). *La práctica de la inteligencia emocional*. Kairós.
- González-Arratia, N. I., Domínguez-Espinosa, A. C., & Valdez-Medina, J. L. (2017). Autoestima como mediador entre afecto positivo-negativo y resiliencia en una muestra de niños mexicanos. *Acta universitaria*, 27(1), 88-94. <https://doi.org/10.15174/au.2017.1140>
- González-Arratia, N. I. (2016). *Resiliencia y personalidad en niños y adolescentes. Cómo desarrollarse en tiempos de crisis*. Eón-Universidad Autónoma del Estado de México.
- Hall, P. (1992). On the removal of skewness by transformation. *Journal of the Royal Statistical Society*, 54(1), 221-228. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1992.tb01876.x>
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (2004). *Análisis Multivariante*. Prentice-Hall.
- Herrero, J. (2010). El análisis factorial confirmatorio en el estudio de la estructura y estabilidad de los instrumentos de evaluación: Un ejemplo con el cuestionario de autoestima CA-14. *Intervención Psicosocial*, 19(3), 289-300. https://scielo.isciii.es/scielo.php?pid=S1132-05592010000300009&script=sci_abstract
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453. <http://dx.doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424>
- Kaplan, R. M., & Saccuzzo, D. P. (2006). *Pruebas psicológicas: principios, aplicaciones y temas* (6ta. ed.). International Thomson.
- Kiang, L., Mendonça, S., Liang, Y., Payir, A., O'Brien, L. T., Tudge, J. R., & Freitas, L. B. (2016). If children won lotteries: Materialism, gratitude and imaginary windfall spending. *Young Consumers*, 17(4), 404-418. <https://doi.org/10.1108/YC-07-2016-00614>
- Lazarus, R. S. (2000). *Estrés y emoción. Manejo e implicaciones en nuestra salud*. Desclée de Brouwer.
- Lemos, V., Hendrie, K., & Oros, L. B. (2015). Simpatía y conducta prosocial en niños de 6 y 7 años. *Revista de Psicología*, 11(21), 47-59. <http://bibliotecadigital.uca.edu.ar/repositorio/revistas/simpatia-conducta-prosocial-ninos.pdf>

- Lévy, J. P., & Varela, J. (2006). *Modelización con estructuras de covarianzas en Ciencias Sociales*. Netbiblo.
- Lucas, R. E., Diener, E., & Larsen, R. J. (2003). Measuring positive emotions. En Lopez, S. J., & Snyder, C. R. (Eds.), *Positive Psychological Assessment: A Handbook of Models and Measures* (pp. 201-218). American Psychological Association. <http://dx.doi.org/10.1037/10612-000>
- Luthar, S. (1991). Vulnerability and resilience: A study of high-risk adolescents. *Child Development*, 62(3), 600-616. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1991.tb01555.x>
- Lyubomirsky, S. (2008). *La ciencia de la felicidad. Un método probado para conseguir el bienestar*. Ediciones Urano.
- 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*, 30(3), 1151-1169. <https://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Mardia, K. V. (1970). Medidas de asimetría y curtosis multivariada con aplicaciones. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519>
- McDonald, R. P. (1999). *Test Theory: A Unified Treatment*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Omar, A., Paris, L., Uribe, H., da Silva, S. H., & de Souza, M. (2011). Un modelo explicativo de resiliencia en jóvenes y adolescentes. *Psicología em Estudo, Maringá*, 16(2), 269-277. <https://www.redalyc.org/pdf/2871/287122138010.pdf>
- Oñate, M. E., Mesurado, B., & Rodríguez, L. M. (2022). Análisis psicométrico de la Escala de Experiencias Espirituales Diarias en adolescentes y jóvenes argentinos. *Actualidades En Psicología*, 36(133), 27-41. <https://doi.org/10.15517/ap.v36i133.47218>
- Oros, L. B. (2014). Nuevo cuestionario de emociones positivas para niños. *Anales de Psicología*, 30(2), 522-529. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.2.158361>
- Oros, L. B. (2015). Exceso y descontextualización de la experiencia emocional positiva: cuando lo bueno deja de ser bueno. *Anuario de Psicología*, 45(3), 287-300. <https://doi.org/10.1344/%25x>
- Oros, L. B., Ventura-León, J. L., Chemisquy, S., Meier, L. K., Kupczyszyn, K. H., & Olivera, F. (2022). Análisis confirmatorio y valores normativos del cuestionario infantil de emociones positivas (CIEP). *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 14(1), 91-103. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v14.n1.27793>
- Palmero, F., Guerrero, C., Carpi, A., & Gómez, C. (2006). Certezas y controversias en el estudio de la emoción. *Revista Electrónica de Motivación y Emoción*, 9(23-24), 1-25. <http://reme.uji.es/articulos/numero23/article1/article1.pdf>
- Rodríguez, L. M., Oñate, M. E., & Mesurado, B. (2017). Revisión del cuestionario de emociones positivas para adolescentes. Propiedades psicométricas de la nueva versión abreviada. *Pontificia Universidad Javeriana*, 16(3), 1-13. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy16-3.rcep>
- Rosa-Guillamón, A., García-Cantó, E., & Pérez-Soto, J. J. (2018). Condición física y bienestar emocional en escolares de 7 a 12 años. *Acta Colombiana de Psicología*, 21(2), 282-291. <https://doi.org/10.14718/ACP.2018.21.2.13>
- Ryff, C. D. (2003). Corners of myopia in the Positive Psychology parade. *Psychological Inquiry*, 14(2), 153-159. <https://www.jstor.org/stable/1449824>
- Salessi, S. M., & Omar, A. (2018). Comportamientos proactivos en el trabajo: adaptación y análisis psicométrico de una escala. *Actualidades en Psicología*, 32(124), 33-49. <https://doi.org/10.15517/ap.v32i124.30642>
- Sánchez-Boris, I. M. (2021). Impacto psicológico de la COVID-19 en niños y adolescentes. *MEDISAN*, 25(1), 123-141. <https://medisan.sld.cu/index.php/san/article/view/3245>
- Seligman, M. E. P. (2003). *La auténtica felicidad*. Ediciones B.
- Suárez, K. (2022, 4 de febrero). México rebasa los 91.000 casos infantiles de coronavirus y suma 855 muertes en menores. *El País*. <https://elpais.com/mexico/2022-02-05/mexico-rebasa-los-91000-casos-infantiles-de-coronavirus-y-suma-855-muertes-en-menores.html>

- Sprang, G., & Silman, M. (2013). Posttraumatic stress disorder in parents and youth after health-related disasters. *Disaster Medicine and Public Health Preparedness*, 7(1), 105-110. <https://doi.org/10.1017/dmp.2013.22>
- Stokols, D. (2007). Ecología del potencial humano. En L. G. Aspinwal & U.M. Staudinger (Eds.), *Psicología del potencial humano* (pp. 441-455). Gedisa.
- Suberviola, I. (2019). Diferencias de competencias emocionales desde la variable género. En M. C. Pérez-Fuentes, J. J. Gázquez, M. M. Molero, M. M. Simón, A. B. Barragán, A. Martos & M. Sisto (Eds.), *Variables Psicológicas y educativas para la intervención en el ámbito escolar* (Vol. III, pp. 281-286). ASUNIVEP.
- Trianes, M. V., Mena, M. J., Fernández, F. J., Escobar, M., Maldonado, E. F., & Muñoz, A. M. (2009). Evaluación del estrés infantil: Inventario infantil de estresores cotidianos (IIEC). *Psicothema*, 21(4), 598-603. <https://www.psicothema.com/pi?pii=3677>
- Urbina, A. (2020). *Young Children's Mental Health: Impact of Social Isolation during the COVID-19 Lockdown and Effective Strategies*. PsyArXiv. <https://doi.org/10.31234/osf.io/g549x>
- Vecina-Jiménez, M. L. (2006). Emociones positivas. *Papeles del Psicólogo*, 27(1), 9-17. <https://www.papeles-delpsicologo.es/pdf/1120.pdf>
- Wang, G., Zhang, Y., Zhao, J., & Jiang, F. (2020). Mitigate the effects of home confinement on children during the COVID-19 outbreak. *The Lancet*, 395(10228), 945-947. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)30547-X](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)30547-X)
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>