



Revista Mexicana de Psicología
ISSN: 0185-6073
revista@psicologia.org.mx
Sociedad Mexicana de Psicología A.C.
México

PONCE-OCHOA, SEIGY NALLELY; HERNÁNDEZ-GUZMÁN, LAURA
**VALIDACIÓN DE UNA VERSIÓN COMPUTARIZADA DE OCHO ÍTEMS
DE LA ESCALA DE AFECTO POSITIVO Y NEGATIVO PARA NIÑOS**

Revista Mexicana de Psicología, vol. 36, núm. 2, 2019, Julio-Diciembre, pp. 160-172
Sociedad Mexicana de Psicología A.C.
México

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=243067142006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org



Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

VALIDACIÓN DE UNA VERSIÓN COMPUTARIZADA DE OCHO ÍTEMS DE LA ESCALA DE AFECTO POSITIVO Y NEGATIVO PARA NIÑOS

VALIDATION OF A COMPUTERIZED EIGHT-ITEM VERSION OF THE POSITIVE AND NEGATIVE AFFECT SCALE FOR CHILDREN

SEIGY NALLELY PONCE-OCHOA Y LAURA HERNÁNDEZ-GUZMÁN
Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México

Citación: Ponce-Ochoa, S. N., & Hernández-Guzmán, L. (2019). Validación de una versión computarizada de ocho ítems de la Escala de afecto positivo y negativo para niños. *Revista Mexicana de Psicología*, 36(2), 160-172.

Resumen: Dada la relevancia del afecto en las distintas vías entre el desarrollo normal y patológico, es clara la necesidad de medirlo con mayor precisión, especialmente en población infantil. El propósito del presente estudio fue someter a prueba la estructura de 2 factores de una versión de 8 ítems computarizada de la Escala de afecto positivo y negativo para niños (PANAS-C8-I), la invariancia de la medición por género, su consistencia interna y la validez convergente con respecto a la flexibilidad cognitiva. Niños entre 5 y 8 años ($n = 222$) respondieron la PANAS-C8-I y una tarea de conflicto espacial. Los resultados apoyaron el modelo de 2 factores ortogonales (afecto positivo y afecto negativo). La consistencia interna fue adecuada. El afecto positivo correlacionó de manera directa con la flexibilidad cognitiva mientras que el afecto negativo correlacionó de manera inversa con la flexibilidad cognitiva. La PANAS-C8-I muestra adecuadas propiedades psicométricas para la evaluación del afecto de la población infantil.

Palabras clave: emociones, alegría, tristeza, digital, estudio instrumental, edad escolar.

Abstract: Given the relevance of affect in pathways between normal and pathological development, the need to measure it more accurately is clear, especially in children. This study aimed to test the 2-factor structure of an 8-item computerized version of the Positive and Negative Affect Scale for Children (PANAS-C8-I), measurement invariance across gender, internal consistency and convergent validity with cognitive flexibility. Children between 5 and 8 years old ($n = 222$) completed the PANAS-C8-I and a spatial conflict task. Results supported the 2-orthogonal factor model (Positive Affect and Negative Affect). Internal consistency was adequate. Positive affect directly correlated with cognitive flexibility while negative affect inversely correlated with cognitive flexibility. The PANAS-C8-I shows adequate psychometric properties for assessment of children's affect.

Keywords: emotions, joy, sadness, digital, instrumental study, school-aged.

Esta investigación fue posible gracias al financiamiento otorgado a la Dra. Laura Hernández Guzmán, responsable del proyecto PAPIIT IN304016, Dirección General de Asuntos del Personal Académico de la Universidad Nacional Autónoma de México. El estudio forma parte de la tesis doctoral de la primera autora, bajo la dirección de la segunda autora.

Se agradece la colaboración dentro del proyecto al equipo de investigación del Laboratorio de Investigación en Psicopatología Infanto-Juvenil de la Facultad de Psicología de la Universidad Nacional Autónoma de México y a los alumnos de servicio social.

Dirigir correspondencia a la Dra. Laura Hernández-Guzmán. Laboratorio de Investigación en Psicopatología Infanto-Juvenil, Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México. Avenida Universidad N°. 3004, Edif. E, cubículo 209, Col. Copilco Universidad. Alcaldía Coyoacán, Ciudad de México. C.P. 04510. Correo electrónico: lher@unam.mx

La afectividad representa un elemento muy importante en el desarrollo desde los primeros años de vida. Se denomina *afecto central* o *afecto medular* a la experiencia emocional más elemental, conscientemente accesible, y a sus contrapartes neurofisiológicas, que no necesita dirigirse a un estímulo en particular (Russell, 2015). Los diversos modelos del afecto (Larsen y Diener, 1992; Russell, 1980; Thayer, 1986; Watson y Tellegen, 1985) plantean dimensiones similares de excitación o activación —alta o baja— y valencia —placer y displacer o positiva y negativa— que, previo a una atribución cognitiva, representan afectividad positiva y afectividad negativa. El afecto positivo (AP) hace referencia a un estado de alta energía, concentración, emociones agradables y placer. En contraste, el afecto negativo (AN) representa una dimensión general de malestar emocional, aflicción subjetiva y emociones negativas o desagradables (Watson y Clark, 1984; Watson y Tellegen, 1985).

Existe una controversia sobre la estructura del afecto. Por una parte, el AP y el AN se conciben como dos polos opuestos en un continuo, según la teoría de la bipolaridad (Russell y Carroll, 1999). Por otra parte, se plantea que se trata de dos dimensiones distintas, según la teoría de la independencia (Watson y Clark, 1997). Feldman Barrett y Russell (1998) integraron diversos modelos del afecto con la finalidad de plantear una solución a este dilema. Propusieron una estructura semántica del afecto con una dimensión agradable-desagradable y otra de activación-desactivación, cuyo cuadrante derecho corresponde al AP y el cuadrante izquierdo al AN, los cuales varían en niveles de activación. Así, en esta estructura del afecto la bipolaridad se observa tanto en valencia como en activación, por ejemplo: activación agradable = animado, desactivación desagradable = triste.

Más allá del debate entre la bipolaridad y la independencia del AP y el AN, existe un incremento en años recientes de la investigación sobre la influencia de los aspectos psicológicos positivos en la salud, como el AP. Éste, en grados intermedios, ni muy bajos, ni muy altos, se ha vinculado con una menor morbilidad y mortalidad en general (Steptoe, Deaton y Stone, 2015). Los estudios prospectivos han demostrado que el AP frecuente predice una mejor adaptación ante la adversidad (Fredrickson, Tugade, Waugh y Larkin, 2003), reduce los marcadores de inflamación (Stellar et al., 2015) y el dolor físico (Finan y Garland, 2015).

Diversos experimentos han mostrado que el AP inducido amplía el alcance de la atención, los repertorios de comportamiento y fomenta el control atencional y la flexibilidad cognitiva (Fredrickson, 2013; Lin, Tsai, Lin y

Chen, 2014; Rowe, Hirsh y Anderson, 2007). Definida como la habilidad para cambiar las operaciones mentales en respuesta a la modificación de las demandas ambientales (Roberts et al., 2017), la flexibilidad cognitiva desempeña un papel protagónico en el pensamiento divergente o creativo (Zabelina y Robinson, 2010) y en la regulación emocional (Zelazo y Cunningham, 2007), lo que explicaría su asociación con el afecto.

En lo que respecta al AN, se ha encontrado que éste inhibe el desempeño en tareas de pensamiento divergente (Bledow, Rosing y Frese, 2013) y reduce el campo de atención centrándose en los elementos específicos de una situación (Baumann y Kuhl, 2002). Además, por medio de su impacto en la respuesta al estrés (Doane y Zeiders, 2014), el AN se señala como un componente esencial de varios conglomerados de síntomas psicopatológicos (Stanton y Watson, 2014). En el caso de la depresión, se ha propuesto que la incapacidad para controlar los pensamientos negativos y la rumia que alimenta al AN desempeña un papel importante en el desarrollo y mantenimiento de los síntomas (McLaughlin y Nolen-Hoeksema, 2011).

La investigación en el área ha puesto al descubierto la necesidad de medir el afecto con mayor precisión, especialmente en niños y adolescentes. La Escala de afecto positivo y negativo (PANAS, por sus siglas en inglés; Watson, Clark y Tellegen, 1988) es la que más atención ha recibido por su sencillez y facilidad de aplicación, lo cual la convierte en una escala idónea para la medición en población infantil. Aunado a esto, la PANAS cuenta con adecuadas propiedades psicométricas y un modelo de medida sólido que se ha replicado alrededor del mundo (Casuso, Gargurevich, Van den Noortgate y Van den Bergh, 2016; Dufey y Fernandez, 2012; Karim, Weisz y Rehman, 2011; Sanmartín et al., 2018; Thompson, 2007). Existe un cúmulo importante de hallazgos de investigación que sustentan la validez de constructo de la escala, con una estructura bifactorial (Ebesutani et al., 2012; Galinha, Pereira y Esteves, 2013). Los modelos unifactoriales no han mostrado un buen ajuste (Ortuño-Sierra, Santarén-Rosell, Pérez de Albéniz y Fonseca-Pedrero, 2015) y los modelos de tres y cuatro factores, si bien presentan un buen ajuste, producen soluciones factoriales con múltiples cargas cruzadas y de difícil interpretación (de Carvalho et al., 2013; Leue y Beauducel, 2011).

Existen diversas versiones de la PANAS validadas para niños (Casuso et al., 2016; Laurent et al., 1999; Sanmartín et al., 2018; Wróbel, Finogenow, Szymańska y Laurent, 2019), niños de población clínica (Hughes y Kendall, 2009), niños y adolescentes (Hernández-Guzmán, Alcázar-Olán, Freyre, Contreras-Valdez y Bribiesca, 2019; Lonigan, Hooe, David

y Kistner, 1999; Sandín, 2003), estudiantes universitarios (Dufey y Fernandez, 2012; Gargurevich, 2010; Gargurevich y Matos, 2012; Robles y Páez, 2003; Watson et al., 1988), adolescentes y adultos jóvenes (Ortuño-Sierra et al., 2015), adultos (de Carvalho et al., 2013; Moriondo, De Palma, Medrano y Murillo, 2012; Thompson, 2007) y parejas casadas (Moral de la Rubia, 2011), que han replicado el modelo de dos factores (AP y AN) con buenas propiedades psicométricas.

Las versiones para niños se han basado en el instrumento de Laurent et al. (1999), la PANAS para niños (PANAS-C, por sus siglas en inglés), la cual consta de 30 ítems (15 para AP y 15 para AN). La versión en español de la PANAS-C, si bien cuenta con adecuadas propiedades psicométricas, es extensa e incluye indicadores que no son acordes con el nivel de vocabulario de los niños que recién inician la educación básica. Los niños en este periodo cuentan con habilidades reducidas de lectura, se ha encontrado que, entre niños de estatus socioeconómico bajo, solamente 15 % presenta habilidades de comprensión lectora (Guevara et al., 2008). Por ejemplo, algunos niños indicaron que no comprendían el significado del ítem “deprimido”. Respecto a las habilidades metacognitivas necesarias para responder autoinformes, se ha encontrado que aquellas relacionadas con la solución de problemas están presentes a partir de los 5 años (Bryce y Whitebread, 2012) y las habilidades como el reconocimiento de los propios estados emocionales se presentan a partir de los 4 años (Gascoine, Higgins y Wall, 2017). La versión reducida de la PANAS-C incluye adjetivos que hacen referencia a emociones que los niños conocen desde edades tempranas, como la alegría, la tristeza o el miedo. El menor número de estudios sobre el reconocimiento emocional en niños se relaciona con una falta de medidas válidas y confiables para su estudio. Se ha planteado previamente la necesidad de contar con versiones reducidas de la escala para población infantil (Hernández-Guzmán et al., 2019), las cuales ofrecen ventajas a su aplicación, sobre todo cuando se realiza la evaluación junto con otros instrumentos, o bien, para su empleo en situaciones experimentales en las que se requiere su aplicación de manera repetida.

Aunado a esto, el empleo de la tecnología representa una aportación del estudio. Dada la interactividad de los dispositivos electrónicos, las versiones computarizadas de las pruebas facilitan su resolución, lo cual resulta realmente valioso al momento de realizar un instrumento de medida, ya que reduce el tiempo de aplicación. Al mismo tiempo, simplifica la recopilación de los resultados para su análisis (Bauer et al., 2012). Una versión computarizada de la

escala permite la integración de elementos auditivos que facilitan la comprensión de los ítems para aquellos niños con dificultades de lectura (Rao y Skouge, 2015). Se ha planteado que las pruebas computarizadas difieren de las pruebas tradicionales en lápiz y papel, lo que las convierte en pruebas nuevas que requieren nuevos estudios de validación (De Marco y Broshek, 2016).

Existen dos estudios que han validado versiones cortas de la PANAS-C, uno de ellos en Brasil (Damásio, Pacico, Poletto y Koller, 2013) y el otro en Hawaii (Ebesutani et al., 2012). Damásio et al. (2013) se basaron en una versión brasileña de la PANAS para población infantil que consta de 34 ítems, 17 para cada dimensión, y desarrollaron una versión de ocho ítems que probaron en una muestra de niños y adolescentes entre 7 y 16 años. Encontraron excelentes índices de ajuste para una estructura bifactorial ($\chi^2 / gl = 1.40$; SRMR = .05; RMSEA = .04, IC 90 % [.00, .07]; CFI = .98; TLI = .97). Además, compararon esta versión con una de 10 ítems y hallaron que la versión de ocho ítems presentaba un mejor ajuste de acuerdo con el criterio de información de Akaike. En el caso de Ebesutani et al. (2012), partieron de la versión para niños de Laurent et al. (1999) y emplearon la teoría de respuesta al ítem para seleccionar los ítems con más altos parámetros de discriminación. Obtuvieron una versión de 10 ítems con una estructura bifactorial analizada en una muestra de niños y adolescentes entre 6 y 18 años.

Un aspecto importante en cuanto a la estructura factorial de la PANAS-C, versión computarizada de ocho ítems (PANAS-C8-I), es el estudio de la invariancia del modelo de medida respecto al género. Si bien se ha encontrado que no existen diferencias por género en el AP y el AN (Casuso et al., 2016), otros estudios han informado que los niños manifiestan niveles más altos de AP y las niñas de AN (Guse y Van Zyl, 2018). El estudio de la invariancia es relevante ya que cuando ésta no se cumple existe un sesgo potencial al momento de comparar las medias de los factores latentes entre los grupos (Van de Schoot, Schmidt, De Beuckelaer, Lek y Zondervan-Zwijnenburg, 2015), en cuyo caso las interpretaciones o inferencias que se hagan sobre los datos pueden ser erróneas.

En vista de que no existe una versión corta en español dirigida a niños validada en población mexicana, con un número reducido de indicadores, la presente investigación se propuso *a)* someter a prueba la estructura de dos factores ortogonales de la versión original en la versión reducida, *b)* evaluar la invariancia del modelo de acuerdo con el género, *c)* estimar la consistencia interna mediante los coeficientes alfa ordinal y omega, y *d)* analizar su validez convergente

respecto a la flexibilidad cognitiva. Se esperaba confirmar la estructura bifactorial de la escala, equivalente entre géneros, obtener una consistencia interna adecuada y que el AP correlacionara positivamente y el AN negativamente con la flexibilidad cognitiva.

MÉTODO

Participantes

La muestra estuvo integrada por 222 niños, 108 niñas y 114 varones, entre 5 y 8 años ($M = 6.15$, $DT = 0.49$). Se realizó un muestreo intencional en población abierta considerando como unidad de muestreo el grupo escolar de adscripción, en ocho escuelas primarias públicas y dos privadas que autorizaron el acceso, ubicadas en diferentes áreas geográficas de nivel socioeconómico bajo a medio-alto de la Ciudad de México. Los criterios de inclusión fueron cursar el primer grado de educación básica, contar con el consentimiento informado de los padres y el asentimiento de los niños. Los criterios de eliminación fueron presentar una discapacidad intelectual, medida con el Test de matrices progresivas de Raven (percentil menor a 5 considerando los baremos de población mexicana; Fernández Nistal y Mercado Ibarra, 2014), no asistir a la escuela y no completar los datos referentes a alguno de los instrumentos. De los 250 padres que firmaron el consentimiento informado, se excluyó a una niña que no deseaba participar y se eliminaron 27 niños. Seis niños tuvieron un percentil menor a 5 en la prueba de Raven. Siete niños no contaban con datos de algún instrumento. Diez niños no asistieron a la escuela los días de las aplicaciones. Cuatro niños fueron dados de baja de la escuela.

Instrumentos

PANAS-C8-I (adaptada de Laurent et al., 1999). La PANAS-C8-I se creó como una versión abreviada de la PANAS-C (Laurent et al., 1999), seleccionando por medio de un análisis factorial exploratorio los ítems con mayor carga factorial. Consiste en dos subescalas conformadas cada una por cuatro adjetivos asociados con sentimientos y emociones habituales: AP (“feliz”, “alegre”, “contento”, “animado”) y AN (“con miedo”, “furioso”, “molesto”, “triste”). Se elaboró una versión computarizada, por medio del programa E-Prime 2.0, para su aplicación en un dispositivo con pantalla táctil; las palabras, en color negro con fondo blanco,

aparecen acompañadas de un audio con la voz de un niño que lee el ítem. Se preguntó al niño qué tanto sentía la emoción en el momento de la medición. En la pantalla táctil el niño selecciona uno de los cinco círculos de tamaño creciente que representan la escala tipo Likert de cinco puntos: 0 = *muy poco o nada*, 1 = *un poco*, 2 = *regular*, 3 = *bastante* y 4 = *mucho*. La programación de la escala cuenta con un ensayo de práctica al inicio de la aplicación, con un algoritmo que permite realizar nuevamente la práctica si el niño refiere no haber comprendido las instrucciones. Con el fin de evitar sesgos en las respuestas que pudieran afectar la estructura factorial (Navarro-González, Lorenzo-Seva y Vigil-Colet, 2016), los ítems se presentaron de manera aleatoria.

Tarea de conflicto espacial (Gerardi-Caulton, 2000). Es una tarea computarizada que evalúa la flexibilidad cognitiva mediante la inducción de conflicto y la alternancia entre instrucciones. Los niños tienen dos botones de respuesta, uno ubicado en la izquierda y otro en la derecha. En la pantalla aparece un círculo blanco o rayado al lado izquierdo o derecho. El círculo blanco corresponde a los ensayos congruentes, el niño debe presionar el botón del mismo lado en el que aparece el círculo. El círculo rayado corresponde a los ensayos incongruentes, el niño debe presionar el botón del lado contrario al que aparece el círculo. Esta incompatibilidad espacial induce conflicto y retrasa el tiempo de respuesta. La prueba incluye un bloque de ensayos congruentes, uno de ensayos incongruentes y dos bloques mixtos con ensayos congruentes e incongruentes que requieren la alternancia de instrucciones. Los estímulos se presentaron de manera contrabalanceada en cada bloque (véase la figura 1). Como indicador de flexibilidad cognitiva se consideró la media del porcentaje de aciertos de los bloques mixtos.

Procedimiento

El estudio se apegó a las normas para la investigación en psicología que se plantean en el *Código ético del psicólogo* (Sociedad Mexicana de Psicología, 2007). Los padres firmaron el consentimiento informado en donde se especificaron las características de la investigación y se garantizó la confidencialidad de los resultados. Se solicitó además el asentimiento de los niños para participar. De manera individual, estudiantes de psicología supervisados por una psicóloga con estudios de posgrado aplicaron a cada niño la PANAS-C8-I y la tarea de conflicto espacial, que formaban parte de una batería de medición más amplia, dentro

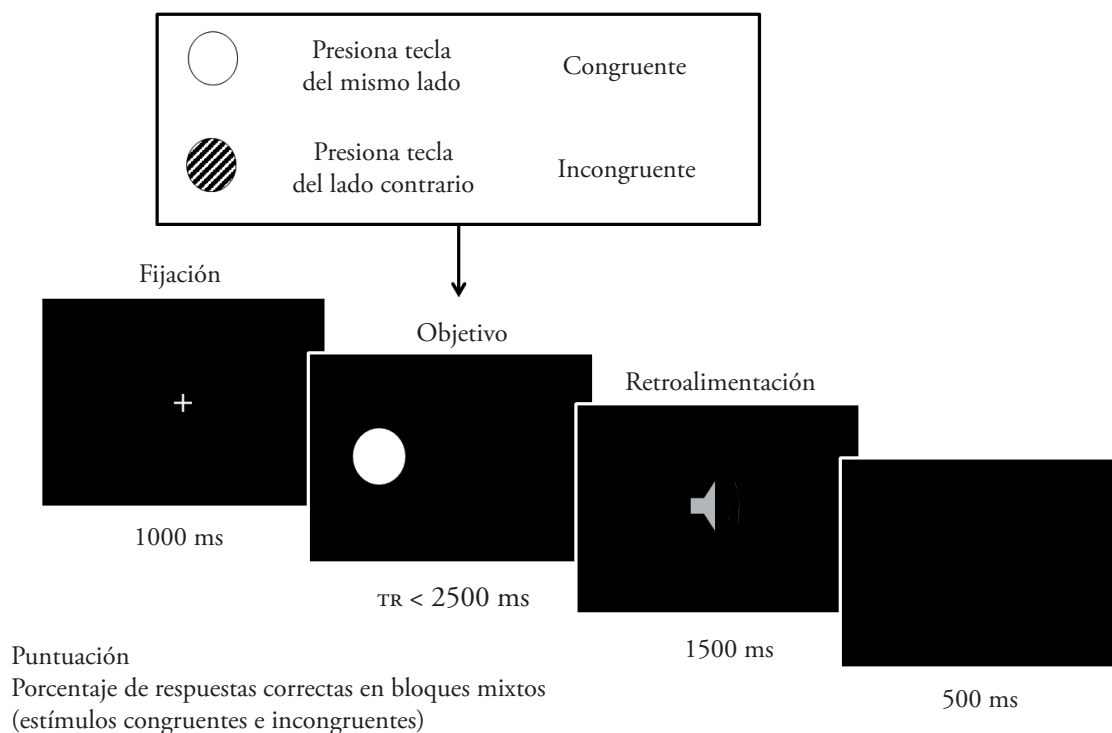


Figura 1. Tarea de conflicto espacial.

del horario escolar en un aula asignada por las autoridades escolares. Se adaptó el aula con cortinas blancas para neutralizar los efectos de los posibles distractores ambientales. El niño se sentó a 50 cm de una pantalla táctil de 13 pulgadas de una computadora portátil ubicada sobre una mesa. El investigador se sentó al extremo opuesto de la mesa. Se utilizó el programa E-Prime 2.0 para controlar la presentación de los estímulos y el registro de las respuestas. La presentación de los ítems se realizó de manera aleatoria. Cada niño recibió un pequeño juguete por participar en la investigación.

Análisis de datos

Para someter a prueba el modelo de dos factores ortogonales propuesto por Watson et al. (1988) con cuatro indicadores cada uno, mediante el modelado de ecuaciones estructurales, se realizó un análisis factorial confirmatorio sobre la matriz de covarianzas con el método robusto de máxima verosimilitud empleando el programa EQS 6.2. Los estadísticos de ajuste utilizados fueron la ji al cuadrado escalada de Satorra-Bentler, el cociente χ^2 / gl , el error

cuadrático medio de aproximación (RMSEA), así como los índices de ajuste comparativo (CFI), incremental (IFI), normalizado (NFI) y no normalizado (NNFI). De acuerdo con criterios convencionales, los valores para considerar un ajuste aceptable son $\chi^2 / gl \leq 3$, RMSEA $\leq .06$, CFI $\geq .90$, IFI $\geq .90$, NFI $> .90$, NNFI $\geq .90$ (Hu y Bentler, 1999; Kline, 1998). Adicionalmente, se calcularon estadísticos descriptivos para los ítems y los factores de la PANAS-C8-I. Para evaluar la invariancia del modelo de dos factores de acuerdo con el género (niñas y niños varones), se llevaron a cabo análisis factoriales confirmatorios multigrupo con restricciones progresivas. En primer lugar, se analizó un modelo sin constricciones para la muestra en conjunto. Posteriormente un modelo sin constricciones para niñas y para varones de manera independiente. Por último, se analizó un modelo constreñido en las cargas factoriales. Se comparó el modelo sin constricciones con el modelo constreñido, se utilizaron las diferencias en el RMSEA (Δ RMSEA) y el CFI (Δ CFI) como criterios para verificar la equivalencia de los modelos. Una diferencia mayor a .01 se considera significativa (Cheung y Rensvold, 2002), lo que indicaría que los parámetros evaluados no son los mismos entre los grupos. Posteriormente, para la estimación de la confiabilidad de

las puntuaciones de las subescalas, usando el paquete psych para el programa R en su versión 3.6.0 (Revelle, 2018), se obtuvo el coeficiente alfa ordinal (Contreras Espinoza y Novoa-Muñoz, 2018) y el coeficiente omega de McDonald (2011). Finalmente, para analizar la relación del AP y el AN con la flexibilidad cognitiva se utilizó el programa estadístico SPSS en su versión 21.0 para calcular el coeficiente de correlación de Spearman, ya que los datos no se ajustaron a una distribución normal, de acuerdo con la prueba de Kolmogorov-Smirnov. Dadas las características del sistema digital empleado para la recolección de datos, que no permitía avanzar si no se recibía una respuesta a la pregunta, no hubo datos perdidos.

RESULTADOS

Ajuste del modelo

Los índices de ajuste para el modelo de dos factores independientes, AP y AN, con cuatro indicadores cada uno fueron satisfactorios ($\chi^2 [20] = 21.62$, $p = .36$; $\chi^2 / gl =$

1.08; RMSEA = .02, IC 90 % [.00, .06]; CFI = .99; IFI = .99; NFI = .93; NNFI = .99]. Las cargas factoriales, las correlaciones ítem-total y los términos de error se muestran en la figura 2.

En la tabla 1 se presentan los estadísticos descriptivos de los ítems de la PANAS-C8-I. La media de AP para las niñas fue de 15.71 ($DT = 4.62$) y para los niños varones de 15.64 ($DT = 4.06$). La media de AN para las niñas fue de 6.28 ($DT = 3.34$), mientras que para los niños fue de 7.65 ($DT = 3.96$).

Invariancia

En la tabla 2 se presentan los resultados del análisis de invariancia por género. Todos los modelos evaluados presentaron buenos índices de ajuste ($\chi^2 / gl < 1.40$, RMSEA < .06, CFI > .95, IFI > 0.95; NNFI ≥ 0.93) a excepción de un indicador (NFI > .84). El modelo 0 (sin constricciones) evaluó si la configuración de la PANAS-C8-I (número de factores e ítems por factor) era aceptable para niñas y niños varones; el buen ajuste del modelo demostró la invariancia

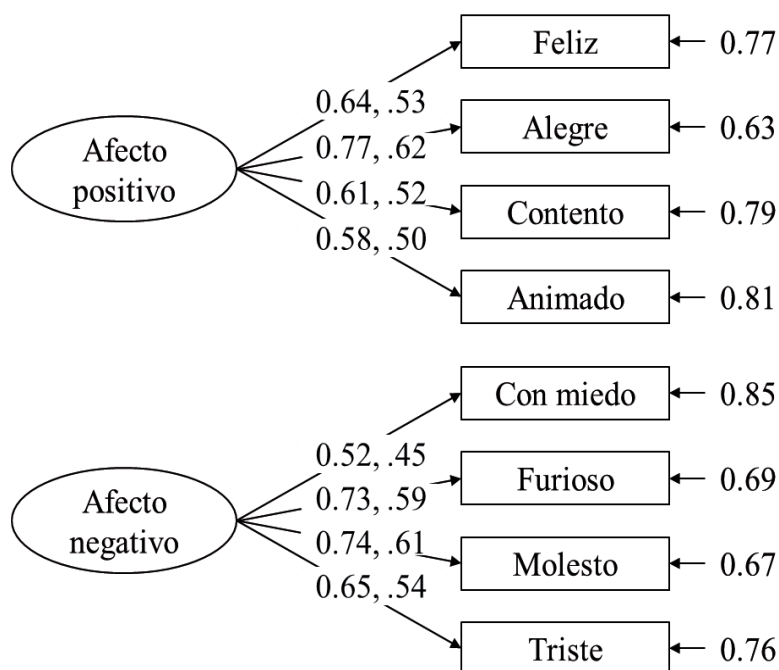


Figura 2. Modelo de dos factores de primer orden ortogonales de la Escala de afecto positivo y negativo para niños, versión computarizada de ocho ítems ($n = 222$). Se muestra, de la solución estandarizada, las cargas factoriales y los términos de error. Junto a las cargas factoriales se encuentran las correlaciones ítem-total.

Tabla 1. *Estadísticos de los ítems de la Escala de afecto positivo y negativo para niños, versión computarizada de ocho ítems*

<i>Ítem</i>	<i>Media</i>	<i>DT</i>	<i>Asimetría</i>	<i>Curtosis</i>
1. Feliz	4.08	1.38	-1.22	-0.01
2. Alegre	4.06	1.40	-1.24	0.03
3. Contento	4.04	1.41	-1.17	-0.10
4. Animado	3.50	1.56	-0.46	-1.37
5. Con miedo	1.90	1.31	1.32	0.50
6. Furioso	1.66	1.17	1.69	1.67
7. Molesto	1.68	1.18	1.83	2.27
8. Triste	1.75	1.26	1.67	1.54

de configuración de la escala. El modelo 1 (constreñido en las cargas factoriales) analizó si las cargas factoriales de los ítems fueron iguales entre los grupos. Se encontraron diferencias entre el modelo 0 y el modelo 1 ($\Delta CFI > .01$), lo que indica que la respuesta de niñas y niños a los diferentes indicadores varía.

Consistencia interna

El coeficiente alfa ordinal estimado del factor AP fue de .81 y del AN de .84. El coeficiente omega de McDonald del factor AP fue de .84 y del AN de .85. Los coeficientes de correlación ítem-total para el AP oscilaron entre .50 y .62, y en el caso del AN, entre .45 y .61 (véase la figura 2).

Validez convergente

El AP correlacionó positivamente con la flexibilidad cognitiva ($r_{ho} = .27, p < .001$), mientras que el AN correlacionó de manera negativa con la flexibilidad cognitiva ($r_{ho} = -.20, p = .004$). La media de flexibilidad cognitiva para las niñas fue de 73.22 ($DT = 19.72$) y para los niños varones de 75.26 ($DT = 18.68$).

DISCUSIÓN

Para validar la PANAS-C8-I, *a)* se sometió a prueba la estructura de dos factores de primer orden ortogonales en

población infantil, *b)* se evaluó la invariancia del modelo de acuerdo con el género, *c)* se estimó la consistencia interna de las puntuaciones y *d)* se indagó sobre la validez convergente de la escala con un indicador de flexibilidad cognitiva. Los resultados encontrados en el estudio apoyaron las hipótesis en cuanto a la estructura de dos factores independientes, que es invariante en su configuración tanto para niñas como para niños varones. Asimismo, se encontró que las puntuaciones de la escala tienen adecuadas propiedades psicométricas, observado en su confiabilidad y validez.

En primer lugar, este estudio ha replicado la estructura de dos factores ortogonales de la versión original de la PANAS (Watson et al., 1988) en una muestra de niños mexicanos. Estos resultados son consistentes con estudios previos (Ebesutani et al., 2012; Galinha et al., 2013; Laurent et al., 1999; Sanmartín et al., 2018). Si bien otros estudios han sugerido una estructura de tres factores (Merz et al., 2013; Ortuño-Sierra et al., 2015), en la que el AN cuenta con dos factores, uno de ellos relacionado con la molestia o el enfado y el otro con el temor o el miedo, en la presente versión de la escala, al ser una versión reducida con cuatro indicadores de AN, no era posible la obtención de dos factores de AN al contar con un solo indicador para el miedo.

Se ha sugerido previamente que las dimensiones de AP y AN pueden investigarse empleando escalas reducidas (Damásio et al., 2013; Hernández-Guzmán et al., 2019; Thompson, 2007). Debido a que regularmente se aplica de manera conjunta una gran cantidad de instrumentos de medición en una sola administración y dadas las limitaciones de tiempo, las versiones cortas de los instrumentos

Tabla 2. *Análisis de invariancia entre géneros de la Escala de afecto positivo y negativo para niños, versión computarizada de ocho ítems*

<i>Modelo</i>	χ^2 / gl	<i>RMSEA [IC 90 %]</i>	<i>CFI</i>	<i>IFI</i>	<i>NFI</i>	<i>NNFI</i>	<i>Comparación</i>	$\Delta RMSEA$	ΔCFI
0. Sin constricciones	1.206	.043 [.000, .082]	.970	.972	.855	.958			
0a. Basal para niñas	1.103	.031 [.000, .091]	.985	.986	.865	.979			
0b. Basal para varones	1.304	.052 [.000, .101]	.957	.959	.845	.939			
1. Constreñido en cargas factoriales	1.063	.024 [.000, .068]	.989	.990	.853	.987	0 vs. 1	-.019	.019

permiten integrar baterías de medición más adecuadas. El uso de instrumentos reducidos hace menos probable que la escala contenga elementos redundantes, se reduce la pérdida de datos y permite que los investigadores puedan usar instrumentos adicionales sin sobrecargar el tiempo de los participantes (Damásio et al., 2013; Thompson, 2007).

Los resultados de este estudio aportan evidencia sobre la validez de constructo de la escala. El modelo de medida de la PANAS-C8-I presenta ventajas teóricas, ya que tanto en el factor de AP (“feliz”, “alegre”, “contento”, “animado”) como en el de AN (“con miedo”, “furioso”, “molesto”, “triste”) se integran elementos que reflejan tanto la valencia como la activación (Feldman Barrett y Russell, 1998). Aunado a esto, el factor de AN contempla tres prototipos emocionales que en las diferentes taxonomías de las emociones se han considerado como emociones básicas: enojo, tristeza y miedo (Ekman, 1993; Evans, 2001; Izard, 1991), lo cual concuerda con la recomendación de Watson y Clark (1997) de incluir elementos relacionados con el estado de ánimo temeroso o ansioso, triste o deprimido y enojado u hostil.

Resulta importante señalar que en este estudio se preguntó a los niños sobre la forma en la que se sentían en el momento de la evaluación. Si bien la mayoría de los estudios que han aplicado la PANAS-C indagan sobre la forma en la que los niños se han sentido durante las últimas dos semanas (Ebesutani et al., 2012; Laurent et al., 1999; Wróbel et al., 2019), Watson et al. (1988), al desarrollar la versión original de la PANAS, compararon diferentes momentos en el tiempo indicados en las instrucciones (en este momento, durante los últimos días, durante la semana pasada, durante las últimas semanas, durante el año pasado, en general) y encontraron que las instrucciones relacionadas con el tiempo no afectaban la confiabilidad de las puntuaciones, la estabilidad *test-retest*, ni la validez convergente y divergente de la escala. Con lo anterior concluyeron que la PANAS refleja un fuerte componente disposicional del afecto, en el que incluso los estados de ánimo momen-

táneos son, en cierto grado, un reflejo del nivel afectivo general de la persona. Con instrucciones de tiempo a corto plazo (es decir, en este momento u hoy), los factores de la PANAS son sensibles a las fluctuaciones en el estado de ánimo, en función de las circunstancias internas o externas. Por ello es recomendable utilizar este tipo de instrucciones cuando se requiere el empleo de medidas repetidas de la escala, por ejemplo, dentro de una situación experimental que pretende ser capaz de detectar cambios en el afecto.

En segundo lugar, respecto a la invariancia de la PANAS-C8-I por género, los resultados apoyaron la hipótesis de la invariancia de configuración de la escala, lo que demuestra que el número de factores y el número de ítems por factor es aceptable para niñas y niños varones. No obstante, no se encontró respaldo para la invariancia factorial de la escala, lo que indica que la respuesta de niñas y niños a los diferentes indicadores varía, por lo cual los resultados del AP y AN deben informarse por separado. Dado que el resultado se encuentra en el umbral de la significancia ($\Delta CFI = .019$), se considera necesario continuar estudiando la invariancia de la medición por género. Otros estudios han encontrado invariancia de configuración y factorial de la PANAS-C por género (Sanmartín et al., 2018) y por género y nivel educativo (Ortuño-Sierra et al., 2015).

En tercer lugar, en cuanto a la consistencia interna de las puntuaciones, los índices alfa ordinal (Contreras Espinoza y Novoa-Muñoz, 2018) y omega (McDonald, 2011) fueron adecuados tanto para el AP como para el AN. Dada la naturaleza de los datos, estos indicadores resultan más adecuados para escalas de respuesta ordinales. Si bien ningún otro estudio ha estimado la confiabilidad de las puntuaciones de la PANAS-C en versiones reducidas empleando índices ordinales, estos resultados son consistentes con los estudios previos que indican que los puntajes de la PANAS-C tienen niveles adecuados de consistencia interna al estimarse mediante el alfa de Cronbach (Damásio et al., 2013; Ebesutani et al., 2012).

En cuarto lugar, referente a la validez convergente del instrumento, se confirmó una relación directa entre el AP y la flexibilidad cognitiva y una relación inversa entre el AN y la flexibilidad cognitiva. Aunque en grados extremos, muy altos o muy bajos, el AP se asocia con psicopatología, en estudios experimentales se ha encontrado consistentemente que la inducción de AP mejora, y de AN reduce, la flexibilidad cognitiva (Fredrickson, 2013; Lin et al., 2014; Rowe et al., 2007; Yang, Yang y Isen, 2013). Se cree que el afecto tiene influencia en los procesos de control cognitivo. Se han planteado diversas explicaciones, entre ellas que el AP sirve como una señal de evaluación favorable del entorno que indica la ausencia de peligro, fomentando la exploración y la creatividad. Por el contrario, el AN incita la prevención de errores y, por lo tanto, promueve un modo de procesamiento más centrado o analítico (Inzlicht, Bartholow y Hirsh, 2015; Isen, 2009). Otra explicación surge basada en los posibles mecanismos neurobiológicos implicados, se ha propuesto que el AP se relaciona con incrementos en los niveles de dopamina, lo cual mejora la memoria de trabajo y facilita la flexibilidad cognitiva (Ashby, Valentin y Turken, 2002; Goschke y Bolte, 2014), mientras que el AN se relaciona con una mayor secreción de cortisol, lo cual tiene un impacto negativo en la memoria y en el control de la atención (Putman y Roelofs, 2011; Shields, Bonner y Moons, 2015). Estos antecedentes resultan especialmente relevantes ya que la flexibilidad cognitiva se relaciona con menos síntomas de depresión (R. S. C. Lee, Hermens, Porter y Redoblado-Hodge, 2012) y ansiedad (J. K. Lee y Orsillo, 2014) y se postula como la base de las estrategias cognitivas de regulación emocional (Zelazo y Cunningham, 2007). No obstante, dado que la correlación entre el afecto y la flexibilidad cognitiva es baja, estos resultados deben tomarse con cautela y considerarse para futuras investigaciones. Los datos en conjunto en cuanto al ajuste del modelo y la validez convergente contribuyen a la validez de constructo del instrumento.

Una de las principales aportaciones de este estudio es la implementación de la tecnología para la medición en una población cuyas características del desarrollo representan una dificultad para el acceso a la información. Debido a que el aprendizaje en la infancia se beneficia de la exploración multisensorial (Broadbent, White, Mareschal y Kirkham, 2018), la combinación de información visual, auditiva y táctil que se hace posible con el empleo de dispositivos electrónicos favorece que los niños comprendan mejor las instrucciones, ya que sus habilidades de alfabetización aún se encuentran en desarrollo (Guevara Benítez, Hermosillo García, Delgado Sánchez, López Hernández y

García Vargas, 2007). Esto a su vez redundará en una mayor validez y confiabilidad de los instrumentos adaptados a dispositivos electrónicos, aunado a una reducción en el tiempo de aplicación. Por lo cual, cuando se trabaje con niños pequeños se recomienda el empleo de la tecnología para la recolección de datos.

Entre las limitaciones del presente estudio se encuentra la reducida variabilidad de la edad de la muestra, por lo cual se recomienda considerar un rango de edad más amplio para futuras validaciones de la PANAS-C8-I. Sin embargo, aportar un instrumento dirigido a niños que recién ingresan a la educación básica representa una fortaleza del estudio, ya que en esta edad generalmente se emplean heteroinformes que responden los padres.

Otro aspecto para considerar es que la aplicación de la escala en población general no permite conocer su capacidad para discriminar entre población clínica y no clínica, por lo cual para futuros estudios se sugiere indagar sobre la validez discriminante de la escala. Esto permitirá a los profesionales de la salud mental contar con un indicador de cribado para identificar a aquellos niños con síntomas de depresión y ansiedad (Ebesutani et al., 2012; Watson et al., 1988). Otra de las limitaciones radica en la condición urbana de la muestra, lo cual limita la generalización de los hallazgos a otras poblaciones. Se recomienda considerar su réplica en contextos rurales, dadas las variaciones de lenguaje relacionadas con la construcción social del afecto. Finalmente, no se analizó la estabilidad temporal de la escala, un aspecto pendiente para futuros estudios.

En conclusión, los indicadores de ajuste del análisis factorial confirmatorio, así como los datos de consistencia interna y las correlaciones ítem-total sugieren que la PANAS-C8-I es un instrumento válido y confiable para fines tanto clínicos como de investigación y presenta ventajas frente a las escalas extensas. Los resultados apoyan una estructura bidimensional de la PANAS-C8-I, coherente con su base teórica (Watson et al., 1988). A saber, la versión validada en la presente investigación es la escala en español más breve para medir el AP y el AN en niños. Se recomienda su empleo a los investigadores y a los profesionales de la salud mental que trabajan con población infantil, particularmente cuando el tiempo de aplicación es reducido, como en situaciones experimentales, o al integrar baterías de medición muy extensas.

REFERENCIAS

- Ashby, F. G., Valentin, V. V., & Turken, A. U. (2002). The effects of positive affect and arousal on working memory and executive attention: Neurobiology and computational models. En S. C. Moore y M. Oaksford (Eds.), *Emotional cognition: From brain to behaviour* (pp. 245-287). Ámsterdam, Países Bajos: John Benjamins. doi:10.1075/aicr.44.11ash
- Bauer, R. M., Iverson, G. L., Cernich, A. N., Binder, L. M., Ruff, R. M., & Naugle, R. I. (2012). Computerized neuropsychological assessment devices: Joint position paper of the American Academy of Clinical Neuropsychology and the National Academy of Neuropsychology. *The Clinical Neuropsychologist*, 26(2), 177-196. doi:10.1080/13854046.2012.663001
- Baumann, N., & Kuhl, J. (2002). Intuition, affect, and personality: Unconscious coherence judgments and self-regulation of negative affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83(5), 1213-1223. doi:10.1037/0022-3514.83.5.1213
- Bledow, R., Rosing, K., & Frese, M. (2013). A dynamic perspective on affect and creativity. *Academy of Management Journal*, 56(2), 432-450. doi:10.5465/amj.2010.0894
- Broadbent, H. J., White, H., Mareschal, D., & Kirkham, N. Z. (2018). Incidental learning in a multisensory environment across childhood. *Developmental Science*, 21(2), e12554. doi:10.1111/desc.12554
- Bryce, D., & Whitebread, D. (2012). The development of metacognitive skills: Evidence from observational analysis of young children's behavior during problem-solving. *Metacognition and Learning*, 7(3), 197-217. doi:10.1007/s11409-012-9091-2
- Carvalho, H. W. de, Andreoli, S. B., Lara, D. R., Patrick, C. J., Quintana, M. I., Bressan, R. A.,... Jorge, M. R. (2013). Structural validity and reliability of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS): Evidence from a large Brazilian community sample. *Revista Brasileira de Psiquiatria*, 35(2), 169-172. doi:10.1590/1516-4446-2012-0957
- Casuso, L., Gargurevich, R., Van den Noortgate, W., & Van den Bergh, O. (2016). Psychometric properties of the Positive and Negative Affect Scale for Children (PANAS-C) in Peru. *Revista Interamericana de Psicología / Interamerican Journal of Psychology*, 50(2), 170-185. Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/284/28447010002.pdf>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. doi:10.1207/s15328007sem0902_5
- Contreras Espinoza, S., & Novoa-Muñoz, F. (2018). Ventajas del alfa ordinal respecto al alfa de Cronbach ilustradas con la encuesta AUDIT-OMS. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 42, e65. doi:10.26633/rpsp.2018.65
- Damásio, B. F., Pacico, J. C., Poletto, M., & Koller, S. H. (2013). Refinement and psychometric properties of the eight-item Brazilian Positive and Negative Affective Schedule for Children (PANAS-C8). *Journal of Happiness Studies*, 14(4), 1363-1378. doi:10.1007/s10902-012-9383-x
- De Marco, A. P., & Broshek, D. K. (2016). Computerized cognitive testing in the management of youth sports-related concussion. *Journal of Child Neurology*, 31(1), 68-75. doi:10.1177/0883073814559645
- Doane, L. D., & Zeiders, K. H. (2014). Contextual moderators of momentary cortisol and negative affect in adolescents' daily lives. *Journal of Adolescent Health*, 54(5), 536-542. doi:10.1016/j.jadohealth.2013.10.007
- Dufey, M., & Fernandez, A. M. (2012). Validez y confiabilidad del Positive Affect and Negative Affect Schedule (PANAS) en estudiantes universitarios chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación-e Avaliação Psicológica*, 34, 157-173. Recuperado de http://www.aidep.org/03_ridep/R34/ART%208.pdf
- Ebesutani, C., Regan, J., Smith, A., Reise, S., Higa-McMillan, C., & Chorpita, B. F. (2012). The 10-item Positive and Negative Affect Schedule for Children, child and parent shortened versions: Application of item response theory for more efficient assessment. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 34(2), 191-203. doi:10.1007/s10862-011-9273-2
- Ekman, P. (1993). Facial expression and emotion. *American Psychologist*, 48(4), 384-392. doi:10.1037/0003-066x.48.4.384
- Evans, D. (2001). *Emotion: The science of sentiment*. Nueva York, NY, EE.UU.: Oxford University Press.
- Feldman Barrett, L., & Russell, J. A. (1998). Independence and bipolarity in the structure of current affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(4), 967-984. doi:10.1037/0022-3514.74.4.967
- Fernández Nistal, M. T., & Mercado Ibarra, S. M. (2014). Datos normativos de las Matrices progresivas coloreadas en niños indígenas yaquis. *Anuario de Psicología*, 44(3), 373-385. Recuperado de <http://revistes.ub.edu/index.php/Anuario-psicologia/article/view/11131>
- Finan, P. H., & Garland, E. L. (2015). The role of positive affect in pain and its treatment. *The Clinical Journal of Pain*, 31(2), 177-187. doi:10.1097/ajp.0000000000000092
- Fredrickson, B. L. (2013). Positive emotions broaden and build. En E. A. Plant y P. G. Devine (Eds.), *Advances in experimental social psychology* (vol. 47, pp. 1-53). San Diego, CA, EE.UU.: Academic Press. doi:10.1016/b978-0-12-407236-7.00001-2

- Fredrickson, B. L., Tugade, M. M., Waugh, C. E., & Larkin, G. R. (2003). What good are positive emotions in crisis? A prospective study of resilience and emotions following the terrorist attacks on the United States on September 11th, 2001. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(2), 365-376. doi:10.1037/0022-3514.84.2.365
- Galinha, I. C., Pereira, C. R., & Esteves, F. G. (2013). Confirmatory factor analysis and temporal invariance of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS). *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 26(4), 671-679. doi:10.1590/s0102-79722013000400007
- Gargurevich, R. (2010). Propiedades psicométricas de la versión internacional de la Escala de afecto positivo y negativo-forma corta (I- Spanas SF) en estudiantes universitarios. *Persona*, 13, 31-42. doi:10.26439/persona2010.n013.263
- Gargurevich, R., & Matos, L. (2012). Validez y confiabilidad de Escala de afecto positivo y negativo (SPANAS) en estudiantes universitarios peruanos. *Revista de Psicología (Trujillo, Perú)*, 14(2), 208-217. Recuperado de http://revistas.ucv.edu.pe/index.php/R_PSI/article/view/196
- Gascoine, L., Higgins, S., & Wall, K. (2017). The assessment of metacognition in children aged 4-16 years: A systematic review. *Review of Education*, 5(1), 3-57. doi:10.1002/rev3.3077
- Gerardi-Caulton, G. (2000). Sensitivity to spatial conflict and the development of self-regulation in children 24-36 months of age. *Developmental Science*, 3(4), 397-404. doi:10.1111/1467-7687.00134
- Goschke, T., & Bolte, A. (2014). Emotional modulation of control dilemmas: The role of positive affect, reward, and dopamine in cognitive stability and flexibility. *Neuropsychologia*, 62, 403-423. doi:10.1016/j.neuropsychologia.2014.07.015
- Guevara B., Y., López H., A., García V., G., Delgado S., U., Hermosillo G., Á., & Rugerio, J. P. (2008). Habilidades de lectura en primer grado en alumnos de estrato sociocultural bajo. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 13(37), 573-597. Recuperable de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=14003711>
- Guevara Benítez, Y., Hermosillo García, Á., Delgado Sánchez, U., López Hernández, A., & García Vargas, G. (2007). Nivel preacadémico de alumnos que ingresan a primer grado de primaria. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 12(32), 405-434. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=14003219>
- Guse, T., & van Zyl, C. J. J. (2018). The PANAS-C: A cross-cultural examination among South African adolescents. *Current Psychology*. Publicación anticipada en línea. doi:10.1007/s12144-018-9965-9
- Hernández-Guzmán, L., Alcázar-Olán, R. J., Freyre, M.-Á., Contreras-Valdez, J. A., & Bribiesca, C. (2019). *La Escala de afecto positivo y negativo para niños y adolescentes*. Manuscrito presentado para su publicación.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi:10.1080/10705519909540118
- Hughes, A. A., & Kendall, P. C. (2009). Psychometric properties of the Positive and Negative Affect Scale for Children (PANAS-C) in children with anxiety disorders. *Child Psychiatry and Human Development*, 40(3), 343-352. doi:10.1007/s10578-009-0130-4
- Inzlicht, M., Bartholow, B. D., & Hirsh, J. B. (2015). Emotional foundations of cognitive control. *Trends in Cognitive Sciences*, 19(3), 126-132. doi:10.1016/j.tics.2015.01.004
- Isen, A. M. (2009). A role for neuropsychology in understanding the facilitating influence of positive affect on social behavior and cognitive processes. En C. R. Snyder y S. J. Lopez (Eds.), *Oxford handbook of positive psychology* (2ª. ed., pp. 503-518). Nueva York, NY, EE.UU.: Oxford University Press. doi:10.1093/oxfordhb/9780195187243.013.0048
- Izard, C. E. (1991). *The psychology of emotions*. Nueva York, NY, EE.UU.: Plenum Press.
- Karim, J., Weisz, R., & Rehman, S. U. (2011). International Positive and Negative Affect Schedule short-form (I-PANAS-SF): Testing for factorial invariance across cultures. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 15, 2016-2022. doi:10.1016/j.sbspro.2011.04.046
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. Nueva York, NY, EE.UU.: Guilford Press.
- Larsen, R. J., & Diener, E. (1992). Promises and problems with the circumplex model of emotion. En M. S. Clark (Ed.), *Review of personality and social psychology*, No. 13. *Emotion* (pp. 25-59). Thousand Oaks, CA, EE.UU.: Sage.
- Laurent, J., Catanzaro, S. J., Joiner, T. E., Jr., Rudolph, K. D., Potter, K. I., Lambert, S.,... Gathright, T. (1999). A measure of positive and negative affect for children: Scale development and preliminary validation. *Psychological Assessment*, 11(3), 326-338. doi:10.1037/1040-3590.11.3.326
- Lee, J. K., & Orsillo, S. M. (2014). Investigating cognitive flexibility as a potential mechanism of mindfulness in generalized anxiety disorder. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 45(1), 208-216. doi:10.1016/j.jbtep.2013.10.008
- Lee, R. S. C., Hermens, D. F., Porter, M. A., & Redoblado-Hodge, M. A. (2012). A meta-analysis of cognitive deficits in first-episode major depressive disorder. *Journal of Affective Disorders*, 140(2), 113-124. doi:10.1016/j.jad.2011.10.023
- Leue, A., & Beauducel, A. (2011). The PANAS structure revisited: On the validity of a bifactor model in community and

- forensic samples. *Psychological Assessment*, 23(1), 215-225. doi:10.1037/a0021400
- Lin, W.-L., Tsai, P.-H., Lin, H.-Y., & Chen, H.-C. (2014). How does emotion influence different creative performances? The mediating role of cognitive flexibility. *Cognition and Emotion*, 28(5), 834-844. doi:10.1080/02699931.2013.854195
- Lonigan, C. J., Hooe, E. S., David, C. F., & Kistner, J. A. (1999). Positive and negative affectivity in children: Confirmatory factor analysis of a two-factor model and its relation to symptoms of anxiety and depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 67(3), 374-386. doi:10.1037/0022-006x.67.3.374
- McDonald, R. P. (2011). *Test theory: A unified treatment*. Nueva York, NY, EE.UU.: Routledge.
- McLaughlin, K. A., & Nolen-Hoeksema, S. (2011). Rumination as a transdiagnostic factor in depression and anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 49(3), 186-193. doi:10.1016/j.brat.2010.12.006
- Merz, E. L., Malcarne, V. L., Roesch, S. C., Ko, C. M., Emerson, M., Roma, V. G., & Sadler, G. R. (2013). Psychometric properties of Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) original and short forms in an African American community sample. *Journal of Affective Disorders*, 151(3), 942-949. doi:10.1016/j.jad.2013.08.011
- Moral de la Rubia, J. (2011). La Escala de afecto positivo y negativo (PANAS) en parejas casadas mexicanas. *Ciencia Ergo Sum*, 18(2), 117-125. Recuperado de <https://cienciaergosum.uaemex.mx/article/view/7409>
- Moriondo, M., De Palma, P., Medrano, L. A., & Murillo, P. (2012). Adaptación de la Escala de afectividad positiva y negativa (PANAS) a la población de adultos de la ciudad de Córdoba: Análisis psicométricos preliminares. *Universitas Psychologica*, 11(1), 187-196. doi:10.11144/javeriana.upsy11-1.aeap
- Navarro-González, D., Lorenzo-Seva, U., & Vigil-Colet, A. (2016). How response bias affects the factorial structure of personality self-reports. *Psicothema*, 28(4), 465-470. doi:10.7334/psicothema2016.113
- Ortuño-Sierra, J., Santarén-Rosell, M., Pérez de Albéniz, A., & Fonseca-Pedrero, E. (2015). Dimensional structure of the Spanish version of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) in adolescents and young adults. *Psychological Assessment*, 27(3), e1-e9. doi:10.1037/pas0000107
- Putman, P., & Roelofs, K. (2011). Effects of single cortisol administrations on human affect reviewed: Coping with stress through adaptive regulation of automatic cognitive processing. *Psychoneuroendocrinology*, 36(4), 439-448. doi:10.1016/j.psyneuen.2010.12.001
- Rao, K., & Skouge, J. (2015). Using multimedia technologies to support culturally and linguistically diverse learners and young children with disabilities. En K. L. Heider y M. R. Jalongo (Eds.), *Young children and families in the information age* (pp. 101-115). Dordrecht, Países Bajos: Springer. doi:10.1007/978-94-017-9184-7_6
- Revelle, W. (2018). *Package 'psych'* [manual]. Recuperado de <http://www.test.personality-project.org/r/psych/psych-manual.pdf>
- Roberts, R. P., Wiebels, K., Sumner, R. L., van Mulukom, V., Grady, C. L., Schacter, D. L., & Addis, D. R. (2017). An fMRI investigation of the relationship between future imagination and cognitive flexibility. *Neuropsychologia*, 95, 156-172. doi:10.1016/j.neuropsychologia.2016.11.019
- Robles, R., & Páez, F. (2003). Estudio sobre la traducción al español y las propiedades psicométricas de las Escalas de afecto positivo y negativo (PANAS). *Salud Mental*, 26(1), 69-75. Recuperado de http://www.revistasaludmental.mx/index.php/salud_mental/article/view/938
- Rowe, G., Hirsh, J. B., & Anderson, A. K. (2007). Positive affect increases the breadth of attentional selection. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 104(1), 383-388. doi:10.1073/pnas.0605198104
- Russell, J. A. (1980). A circumplex model of affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39(6), 1161-1178. doi:10.1037/h0077714
- Russell, J. A. (2015). My psychological constructionist perspective, with a focus on conscious affective experience. En L. F. Barrett y J. A. Russell (Eds.), *The psychological construction of emotion* (pp. 183-208). Nueva York, NY, EE.UU.: Guilford Press.
- Russell, J. A., & Carroll, J. M. (1999). On the bipolarity of positive and negative affect. *Psychological Bulletin*, 125(1), 3-30. doi:10.1037/0033-2909.125.1.3
- Sandín, B. (2003). Escalas PANAS de afecto positivo y negativo para niños y adolescentes (PANASN). *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 8(2), 173-182. doi:10.5944/rppc.vol.8.num.2.2003.3953
- Sanmartín, R., Vicent, M., González, C., Inglés, C. J., Díaz-Herrero, Á., Granados, L., & García-Fernández, J. M. (2018). Positive and Negative Affect Schedule-Short Form: Factorial invariance and optimistic and pessimistic affective profiles in Spanish children. *Frontiers in Psychology*, 9, art. 392. doi:10.3389/fpsyg.2018.00392
- Schoot, R. van de, Schmidt, P., de Beuckelaer, A., Lek, K., & Zondervan-Zwijnenburg, M. (2015). Measurement invariance [editorial]. *Frontiers in Psychology*, 6, art. 1064. doi:10.3389/fpsyg.2015.01064
- Shields, G. S., Bonner, J. C., & Moons, W. G. (2015). Does cortisol influence core executive functions? A meta-analysis of acute cortisol administration effects on working memory,

- inhibition, and set-shifting. *Psychoneuroendocrinology*, 58, 91-103. doi:10.1016/j.psyneuen.2015.04.017
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2007). *Código ético del psicólogo* (4ª. ed.). México, D.F.: Trillas.
- Stanton, K., & Watson, D. (2014). Positive and negative affective dysfunction in psychopathology. *Social and Personality Psychology Compass*, 8(9), 555-567. doi:10.1111/spc3.12132
- Stellar, J. E., John-Henderson, N., Anderson, C. L., Gordon, A. M., McNeil, G. D., & Keltner, D. (2015). Positive affect and markers of inflammation: Discrete positive emotions predict lower levels of inflammatory cytokines. *Emotion*, 15(2), 129-133. doi:10.1037/emo0000033
- Stephens, A., Deaton, A., & Stone, A. A. (2015). Subjective well-being, health, and ageing. *The Lancet*, 385(9968), 640-648. doi:10.1016/s0140-6736(13)61489-0
- Thayer, R. E. (1986). Activation-Deactivation Adjective Check List: Current overview and structural analysis. *Psychological Reports*, 58(2), 607-614. doi:10.2466/pr0.1986.58.2.607
- Thompson, E. R. (2007). Development and validation of an internationally reliable short-form of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS). *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 38(2), 227-242. doi:10.1177/0022022106297301
- Watson, D., & Clark, L. A. (1984). Negative affectivity: The disposition to experience aversive emotional states. *Psychological Bulletin*, 96(3), 465-490. doi:10.1037/0033-2909.96.3.465
- Watson, D., & Clark, L. A. (1997). Measurement and mismeasurement of mood: Recurrent and emergent issues. *Journal of Personality Assessment*, 68(2), 267-296. doi:10.1207/s15327752jpa6802_4
- 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. doi:10.1037/0022-3514.54.6.1063
- Watson, D., & Tellegen, A. (1985). Toward a consensual structure of mood. *Psychological Bulletin*, 98(2), 219-235. doi:10.1037/0033-2909.98.2.219
- Wróbel, M., Finogenow, M., Szymańska, P., & Laurent, J. (2019). Measuring positive and negative affect in a school-based sample: A Polish version of the PANAS-C. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*. Publicación anticipada en línea. doi:10.1007/s10862-019-09720-7
- Yang, H., Yang, S., & Isen, A. M. (2013). Positive affect improves working memory: Implications for controlled cognitive processing. *Cognition and Emotion*, 27(3), 474-482. doi:10.1080/02699931.2012.713325
- Zabelina, D. L., & Robinson, M. D. (2010). Creativity as flexible cognitive control. *Psychology of Aesthetics, Creativity, and the Arts*, 4(3), 136-143. doi:10.1037/a0017379
- Zelazo, P. D., & Cunningham, W. A. (2007). Executive function: Mechanisms underlying emotion regulation. En J. J. Gross (Ed.), *Handbook of emotion regulation* (pp. 135-158). Nueva York, NY, EE.UU.: Guilford Press.

Recibido: 30 de enero de 2019.

Aceptado: 11 de marzo de 2019.