

# VALIDEZ DE LAS ESCALAS DE AFECTO POSITIVO Y NEGATIVO (PANAS) EN NIÑOS<sup>1</sup>

## VALIDITY OF THE POSITIVE AND NEGATIVE AFFECT SCHEDULE (PANAS) IN CHILDREN

Norma Ivonne González Arratia López Fuentes\* y  
José Luis Valdez Medina\*\*

Universidad Autónoma del Estado de México, México

Recibido: 23 de octubre de 2014

Aceptado: 28 de abril de 2015

### RESUMEN

El presente estudio tiene como objetivo evaluar las propiedades psicométricas de las escalas PANAS (afecto positivo y afecto negativo), su validez convergente con una medida de resiliencia y fiabilidad en una muestra de 194 niños, de ambos sexos, entre 9 y 12 años edad, de la ciudad de Toluca, México. Del análisis factorial exploratorio con el método de componentes principales y rotación ortogonal, se comprueba la estructura bidimensional, que explica el 44.85 % de la varianza total y confiabilidad alfa de Cronbach alta, lo que sugiere características psicométricas similares a las de la versión original y se comprueba la validez convergente con resiliencia. Se concluye que la escala es pertinente para niños mexicanos, pero se requiere ampliar la muestra que permita el uso de técnicas confirmatorias.

**Palabras clave:** Afecto negativo, afecto positivo, niños, resiliencia, validez.

### ABSTRACT

The present study aims to evaluate the psychometric properties of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS), its convergent validity with a measure of resilience and reliability in a sample of 194 children of both sexes, between 9 and 12 years old in Toluca city, Mexico. The exploratory factor analysis with the principal components method and orthogonal rotation, verifies the dimensional structure that explains 44.85 % of the total variance, and high Cronbach Alpha reliability, suggesting psychometric characteristics similar to those of the original version, and confirms the convergent validity with resilience. It is concluded that the scale is relevant to Mexican children, but there is a need to expand the sample to allow the use of confirmatory techniques.

**Keywords:** Negative affect, positive affect, children, resilience, validity

---

<sup>1</sup> Proyecto financiado por la Universidad Autónoma del Estado de México, registrado en la Secretaría de Investigación y Estudios Avanzados con clave 3541/2013CHT.

Desde los estudios de Watson (2002) se apunta a considerar dos grandes factores en las experiencias emocionales, las cuales son frecuentemente tipificadas como el afecto positivo (AP) y el afecto negativo (AN). Se trata de un modelo bidimensional de la estructura básica del afecto y que son independientes. En el caso del afecto positivo la evidencia muestra que, si se presenta en niveles altos, se caracteriza por alta energía, motivación, deseos de afiliación, concentración y agradable dedicación, sentimientos de dominio, logro y éxito; además de que es considerado como un factor protector de enfermedades y facilita un buen rendimiento; mientras que la presencia de un bajo afecto positivo, se distingue por la tristeza y letargo (Alcalá, Camacho, Giner, Giner e Ibáñez, 2006; Moral, 2011).

Las escalas que se conocen y aceptan ampliamente para la evaluación de los afectos son las escalas PANAS desarrolladas por Watson, Clark y Tellegen (1988), donde por medio de adjetivos bipolares la persona puede autoevaluarse. Tiene una estructura bifactorial compuesta por 10 marcadores para el afecto positivo y 10 para el afecto negativo. Además, pueden obtener una puntuación en afectividad positiva y otra en afectividad negativa. Los datos psicométricos reportados por los autores (Watson et al., 1988) sugieren que posee adecuados niveles de validez (factorial convergente y discriminante), así como de confiabilidad, manteniéndose sus propiedades psicométricas, incluso si se modifican temporalmente las instrucciones en la aplicación.

También, existe una importante cantidad de evidencia empírica, que señala la conveniencia en la investigación de la afectividad con el uso de las escalas PANAS, basadas en técnicas factoriales cuyos resultados sugieren dos factores: uno positivo y otro negativo (Zevon y Tellegen, 1982), los mismos que aparecen de forma consistente, configurando la estructura básica del afecto, según el modelo original de Watson et al. (1988). Estas dos dimensiones han sido caracterizadas como descriptivamente bipolares, pero afectivamente unipolares para enfatizar que, solamente el polo alto de cada dimensión representa un estado de alto afecto, siendo el polo bajo de cada factor únicamente un reflejo de ausencia relativa de implicación afectiva (Sandín et al., 1999).

Las escalas PANAS desde su creación, son las medidas más utilizadas en la investigación internacional, por lo que se han generado múltiples estudios. Su diseño permite la aplicación en personas adultas y también en adolescentes (Dufey y Fernández, 2012) encontrándose estudios donde se han realizado comparaciones entre hombres y mujeres. Asimismo, se cuenta con la validación transcultural de su estructura bifactorial, lo cual ha sido corroborado en diferentes países y ámbitos diversos como lo refieren los estudios de Alcalá et al. (2006), Gargurevich y Matos (2012), Sandín, (2003). Empero, es necesario evaluar de manera continua las escalas, considerando aspectos culturales (Dufey y Fernández, 2012) así como de lenguaje, ya que puede existir variaciones en la medición (Anastasi y Urbina, 1998). Sobre todo, es importante verificar su uso en otro contexto de aplicación distinto al original (Nunnally y Bernstein, 1999), en este caso la población meta son niños.

No obstante, la popularidad de las escalas, particularmente la evidencia empírica de las propiedades psicométricas de la escala en México es escasa, tras la revisión al respecto, se encontraron dos reportes, uno de ellos el de Robles y Páez (2003), presenta la validación de las escalas PANAS a través de análisis factorial exploratorio en estudiantes universitarios. Otra evidencia es la de Moral (2011) quien validó la escala con 100 parejas adultas. Entre sus principales conclusiones se sostiene que la mayoría de los índices por máxima verosimilitud fueron malos, por lo que tuvo que reducirlo a cinco indicadores para cada factor y obtener un mejor ajuste. En ambos casos las investigaciones se llevaron a cabo en muestras de adultos. En cuanto a población infantil, la investigación de Sandín (2003), reporta validez y confiabilidad de una versión de las escalas PANAS para niños, denominada PANASN, en la cual obtuvo una estructura bidimensional relativamente independiente y teóricamente consistente con la original, resultando ser una adecuada prueba en población española. Un punto en común es que han realizado validez de la escala tomando como criterio externo depresión y ansiedad, dado que comparten un elevado nivel de AN, pero solo la depresión se caracteriza por un bajo nivel de AP (Moral, 2011).

En la presente investigación se asume que es indispensable un criterio externo de validez de las escalas PANAS y es precisamente con la variable resiliencia, la cual no ha sido abordada antes. La investigación de Liu, Wang, Zhou y Li (2014) pone de manifiesto que la resiliencia tiene una estrecha relación entre el AP y AN, en la que se demuestra una asociación positiva entre el AP y resiliencia, e inversa entre el AN. Así que, desde la propuesta de Fredrickson (2001, 2002), experimentar emociones positivas prepara a las personas para las adversidades, se muestran más resilientes y con mejor salud, ya que poseen más recursos personales que les permiten enfrentar amenazas y aplicar soluciones a sus problemas, construir los recursos psicológicos que finalmente incrementan el bienestar psicológico (Castro, 2010). Es decir, que la afectividad positiva contribuye a dar una respuesta resiliente (Fredrickson, 2009; Villalobos, 2009).

Lo anterior puede atribuirse a que las emociones positivas tienen una clara implicación en las estrategias de regulación de las experiencias negativas o estresantes. Las emociones positivas amplían los repertorios de acción y pensamiento ejerciendo un rol reparador frente a una situación generadora de emociones negativas (Tugade, Fredrickson y Fledman, 2004). Fredrickson (2002) postula que las emociones positivas provocan cambios en la actividad cognitiva y posteriormente cambios en la esfera conductual. Esto favorece la construcción de recursos personales para afrontar situaciones difíciles o problemáticas como lo es la resiliencia (Peña, 2009). Asimismo, se ha observado que el afecto positivo mejora la capacidad para resolver problemas, aumenta la creatividad, mejora la capacidad para resistir el dolor, el altruismo, incrementa la flexibilidad cognitiva, facilita la planificación y la toma de decisiones (Avia y Vázquez, 1998; Fredrickson, 1998).

En este mismo sentido, la afectividad y la resiliencia, parecen tener una relación directamente ligada al modo en cómo se establecen los afectos según la disposición emocional temperamental de los sujetos, diferenciando los perfiles disposicionales (Iraurgi et al., 2012; Silva, 2005). La afectividad positiva se manifiesta por los buenos sentimientos hacia uno mismo y hacia el mundo que le rodea relacionada con mayor número de contactos sociales,

extraversión y participación en nuevas actividades y, la afectividad negativa se manifiesta por problemas como la ansiedad y la depresión asociado a un mayor número de conflictos interpersonales y problemas de salud (Páez, Iraurgi, Valdosedá y Fernández, 1993). De modo que, la definición de una y de otra, tiene relación con la recursividad de la persona en su relación con el entorno.

A pesar de que existe extensa información sobre las propiedades psicométricas de las escalas PANAS, en diferentes países y con diversas muestras, su uso puede ser restringido debido a factores culturales (Anastasi y Urbina, 1998) de manera que importar pruebas psicológicas requiere de un análisis previo, además porque un instrumento puede tener un buen funcionamiento en donde fue creado, pero puede no serlo en otro (Pelechano, 2002). También, porque los indicadores pueden variar según la población que completa el instrumento.

Por lo anterior, es que se requiere de una medida útil en este contexto con fines de investigación, y que los datos permitan explorar la estructura interna del cuestionario, siendo la más común en estos casos la aplicación de procedimientos exploratorios (Batista-Foguet, Coenders y Alonso, 2004). De ahí que los objetivos de este trabajo son explorar la estructura bidimensional de la escala PANAS a través de análisis factorial exploratorio en una muestra de niños; calcular la consistencia interna de la escala por medio del coeficiente alfa de Cronbach; y, estimar la validez con un criterio externo (validez convergente) con una medida de resiliencia. Por lo que se espera que la resiliencia presente relación directa con el afecto positivo, e inversa con el afecto negativo. Esto, con el fin de robustecer sus características psicométricas y constatar su idoneidad en muestras infantiles.

## Método

### Participantes

Se trabajó con una muestra no probabilística de tipo intencional, compuesta por un total de 194 niños (72 hombres, 122 mujeres) entre 9 y 12 años de edad ( $M = 10.59$ ,  $DS = .69$ ), todos estudiantes y que en el momento de la investigación se encontraban en 5° y 6° de Educación Básica de la ciudad de Toluca, Estado de México.

### **Instrumentos**

- *Escala de Afecto Positivo y Negativo - PANAS* (Watson et al., 1988) se compone de dos escalas con 20 ítems en total, de los cuales 10 ítems tienen el objetivo de medir el afecto positivo y los otros 10 el afecto negativo. Los ítems describen adjetivos asociados a sentimientos y emociones habituales, están en un formato tipo Likert con 5 opciones de respuesta que van de 1 (nada o casi nada) a 5 (muchísimo). La consistencia interna fluctúa entre 0.86 a 0.90 para la escala del Afecto Positivo; y de 0.84 a 0.87 para la del Afecto Negativo (Watson et al., 1988). Fue empleada la versión validada para muestras mexicanas de Moral (2011) con la finalidad de usar los resultados de esta escala en muestras de niños de manera adecuada minimizando las diferencias en el aspecto cultural. También, en el presente estudio se solicitó a los niños que indiquen la frecuencia de su humor durante la última semana, incluyendo el mismo día en que fueron evaluados.
- *Escala de Resiliencia* (González Arratia, 2011) es un instrumento de autoinforme previamente desarrollado en México para niños y adolescentes, el cual mide factores específicos de la resiliencia basada en los postulados de Grotberg (2006) organizados en cuatro categorías: yo tengo (apoyo), yo soy y estoy (atañe al desarrollo de fortaleza psíquica) yo puedo (remite a la adquisición de habilidades interpersonales). Consta de 32 ítems con un formato de respuesta tipo Likert de cinco puntos (el valor 1 indica nunca y el 5 siempre). Con una varianza total explicada de 40.33 %. El primer factor explica el 14.83 % de la varianza, en el caso del factor 2 fue de 13.51 % y el factor 3 con una varianza de 11.98 %. Se obtuvo una consistencia interna de alfa de Cronbach alta (total  $\alpha = 0.91$ ). En estudios previos por medio de análisis factorial confirmatorio, se comprobó la tridimensionalidad de la escala (González Arratia y Valdez, 2012). Las dimensiones son: Factores protectores internos. Mide habilidades para la solución de problemas ( $\alpha = 0.80$  con 14 ítems). Factores protectores externos. Evalúa la posibilidad de contar con apoyo de la familia y/o personas significativas para el individuo ( $\alpha = 0.73$  con 11 ítems). Empatía. Se refiere a comportamiento altruista y prosocial ( $\alpha = 0.78$  con 7 ítems).

### **Procedimiento**

Previa autorización de la institución y del consentimiento informado por parte de los padres, todos los participantes completaron ambas escalas en una sesión y en un tiempo aproximado de 45 minutos, en los salones de clase y en horarios académicos de manera voluntaria y anónima. Todos los participantes fueron informados de la confidencialidad de los datos y objetivos de investigación, siguiendo los estándares éticos que indica la American Psychological Association (2002) y fueron atendidas las dudas, que surgieron en el momento de aplicación, por los autores de la investigación.

### **Análisis de datos**

La presente investigación es de corte empírico de tipo cuantitativo y es un estudio de tipo instrumental (Ato, López y Benavente, 2013; Montero y León, 2007). Con el objetivo de identificar la distribución de la muestra se utilizó la prueba Kolmogorov-Smirnov, alfa de Cronbach y así estimar la consistencia interna, la cual debe ser de al menos 0.70 para ser considerada aceptable (Aiken, 2003); también, el análisis factorial exploratorio, como lo recomienda Carretero-Dios y Pérez (2005), quien señala que se utilice un AFE y se haga una exploración de la estructura interna de la escala antes de proceder a un AFC. Se realizó con el método de componentes principales debido a que se considera la varianza total y es apropiado cuando el interés se centra en el mínimo número de factores necesarios para justificar la porción máxima de la varianza, además de que es la más generalizada (Hair, Anderson, Tatham y Black, 2004) y así determinar la estructura factorial de la escala, los análisis de correlación producto momento de Pearson para determinar su validez con un criterio externo con resiliencia (Coe y Merino, 2003) los cuales se realizaron tomando como base las puntuaciones totales de ambas escalas. Se consideró un nivel de significancia de .05 y se realizó con el programa SPSS versión 20.

### **Resultados**

El primer análisis que se llevó a cabo, fue para comprobar la distribución de los datos, usando para ello la prueba Kolmogorov-Smirnov, los datos indican que en el caso de la escala de afectos positivos sí existe

distribución normal ( $Zk-s = .064, p = .424$ ), para afectos negativos ( $Zk-s = .118, p = .000$ ) y para la escala de resiliencia, se observó que no se ajustan a la curva normal ( $Zk-s = 1.70, p = .006$ ), por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula. A pesar del incumplimiento del supuesto de normalidad, que afecta la potencia de la prueba, esto no la invalida (Landeró y González, 2006), por lo que se decidió continuar con el análisis.

Posteriormente y con la finalidad de obtener la estructura factorial de la escala PANAS, el análisis se efectuó con la muestra total, y debido a que se trata de un análisis exploratorio se tomaron en cuenta varios criterios de estimación: el criterio de Kaiser-Guttman (1961), de sedimentación de Cattell (1966), criterios de pesos factoriales y de interpretabilidad; así como el procedimiento que realizaron Müller, Pérez y Ramírez (2013) para aportar evidencias de validez. De esta forma, se obtuvo la prueba de esfericidad de Barlett, la cual resultó significativa ( $KMO = .83, p = .000$ ). Estos valores indicaron que era pertinente el análisis, por lo que se llevó a cabo

un factorial exploratorio con el método de componentes principales, considerando autovalores mayores a 1, número de componentes por encima del punto de inflexión; número de componentes esperados; número de componentes que permite ubicar cada variable en un solo componente con base en una saturación al menos igual a 0.40 (Carretero-Dios y Pérez, 2005; Hair et al., 2004) e interpretación significativa. Dado que la evidencia indica una rotación ortogonal (varimax), ya que en las soluciones iniciales obtenidas en los análisis exploratorios casi siempre son ortogonales (Nunnally y Bernstein, 1999), por lo que en este trabajo se llevó a cabo esta rotación. Es pertinente señalar que se parte del supuesto de que los dos factores del afecto son relativamente independientes, tal y como queda demostrado en el estudio original de validación de Watson et al. (1988). Basados en todos estos criterios (empíricos y teóricos) los resultados de la presente investigación sugieren que en la mejor solución factorial se extrajeron dos dimensiones. Los datos en la Tabla 1 presentan la información de la varianza total explicada con los 20 reactivos que es de 44.85 %.

**Tabla 1**  
*Valores de los factores de la escala PANAS Varimax*

Factor	Número de ítems	Varianza explicada (%)	Varianza acumulada (%)
1. Afectos positivo	10	24.15	24.15
2. Afectos negativo	10	20.69	44.85

*N* = 194

En la Tabla 2 se observan los reactivos de las dos dimensiones. El primer factor rotado corresponde a la dimensión AP compuesta de 10 reactivos. El segundo factor corresponde a AN, el cual también está compuesto por 10 ítems. Las comunales son una estimación de la proporción de varianza explicada por los componentes dentro de cada variable y en este caso van de .29 a .58. Los ítems se ordenan según sus cargas factoriales (de

mayor a menor) y se agrupan de acuerdo al factor. Para la evaluación de la fiabilidad se utilizó alfa de Cronbach en la que se obtuvo un coeficiente total de la escala de  $\alpha = 0.831$ ; en el caso de AP se obtuvo un  $\alpha = 0.854$  y para AN  $\alpha = 0.848$ . Respecto a los datos descriptivos, las medias obtenidas, se encontró que el valor de la media más alta corresponde a la dimensión AP, seguido del factor AN.

**Tabla 2**

*Pesos factoriales y comunalidad correspondiente a la solución bifactorial de la escala PANAS muestra total (rotación Varimax)*

Reactivo	Factor 1 AP	Factor 2 AN	Comunalidad $h^2$
Activo	<b>.749</b>	-.021	.561
Motivado	<b>.733</b>	-.017	.538
Orgullosa	<b>.732</b>	.001	.536
Entusiasmado	<b>.720</b>	-.108	.531
Atento	<b>.720</b>	-.031	.519
Decidido	<b>.707</b>	-.103	.511
Inspirado	<b>.615</b>	.017	.378
Interesado	<b>.580</b>	.175	.367
Estimulado	<b>.506</b>	.281	.334
Alerta	<b>.456</b>	.292	.293
Avergonzado	-.042	<b>.756</b>	.573
Culpable	-.180	<b>.744</b>	.586
Miedoso	.092	<b>.714</b>	.518
Asustado	-.059	<b>.690</b>	.480
Atemorizado	.010	<b>.645</b>	.416
Irritable	.019	<b>.612</b>	.375
Nervioso	.177	<b>.591</b>	.381
Disgustado	-.020	<b>.583</b>	.340
Hostil	.048	<b>.581</b>	.339
Tenso	.284	<b>.560</b>	.394
Alfa de Crobach $\alpha =$	0.854	0.848	
% de varianza	24.15	20.69	
Media	20.77	10.85	
Desviación Típica	8.81	7.65	

*Nota:* Método de extracción. Componentes principales. Rotación Varimax ha convergido en 3 iteraciones. KMO = .835,  $p = .000$ ,  $N = 194$

También se obtuvieron datos respecto a la confiabilidad obtenida entre cada ítem, con lo cual se

decidió conservar todos los ítems como se muestra en la Tabla 3.

**Tabla 3**  
*Coeeficientes Alfa de Cronbach*

Reactivo	Correlación elemento total corregida	Alfa de Cronbach si se elimina el elemento
1. Interesado	.44	.822
2. Tenso	.48	.821
3. Estimulado	.46	.821
4. Disgustado	.29	.829
5. Motivado	.45	.822
6. Culpable	.24	.829
7. Asustado	.34	.827
8. Hostil	.34	.827
9. Entusiasmado	.38	.825
10. Orgullosa	.46	.821
11. Irritable	.34	.827
12. Alerta	.44	.822
13. Avergonzado	.39	.825
14. Inspirado	.39	.825
15. Nervioso	.44	.822
16. Decidido	.37	.825
17. Atento	.43	.823
18. Miedoso	.46	.821
19. Activo	.45	.821
20. Atemorizado	.35	.826

Respecto a la validez convergente de la escala PANAS y resiliencia, se llevo a cabo un análisis de correlación de Pearson, entre los puntajes totales obtenidos en ambos instrumentos. Se encontró que sí existe relación estadísticamente significativa entre las variables, ya que los resultados de correlación son congruentes con lo esperado, es decir, hay correlación positiva y significativa entre AP y resiliencia ( $r = .453, < .001$ ) e inversa con AN, sin embargo esta no es significativa ( $r = -.079, p = .276$ ). Asimismo, se calculó la magnitud del efecto a través de la correlación y regresión tal y como lo indican Coe et al., 2003, en la que se obtuvo una  $r = .453, R^2 = .205$ ; varianza = 20.52 %;  $p = .000$  y que de acuerdo a Cohen (1969) es considerado como grande.

### Discusión

Los resultados del análisis factorial exploratorio hallado, muestra una estructura bidimensional estable de afecto positivo-negativo y proporciona evidencia empírica que apoya a la validez, lo cual indica que los reactivos de AP se separan adecuadamente de los que corresponden al AN, tal y como lo sugieren los autores originales en el contexto evaluado.

Asimismo, los hallazgos indican una correlación negativa y significativa entre las escalas AP y AN lo que coincide con lo reportado por Dufey y Fernández (2012) en el original que va de  $r = -.12$  a  $-.23$ , y que es considerada como un buen indicador de validez. Al

respecto diversos estudios han demostrado la presencia de correlaciones negativas significativas entre las escalas de afecto positivo y negativo (Crawford y Henry, 2004; Tellegen, Watson y Clark, 1999). Esto podría deberse a lo que mencionan Diener, Larsen, Levine y Emmons (1985), cuando demostraron que los afectos positivos y negativos correlacionaban negativamente si eran evaluados en periodos de tiempos breves, tal y como se hizo en la presente investigación.

También, es necesario mencionar que estos hallazgos proporcionan nuevos datos en apoyo a la validación factorial, pero ahora es en muestras de niños mexicanos, y que es congruente con lo que se ha encontrado en culturas como la japonesa (Watson, Clark y Tellegen, 1984), rusa (Balatsky y Diener, 1993), israelí (Almagor y Ben-Porath, 1989), chilena (Dufey y Fernández, 2012) y española (Sandín et al., 1999). Todo lo anterior, sugiere pensar que por su validez y confiabilidad, es una escala útil para la medición del constructo también en el contexto mexicano. Esto es importante debido a que el estudio de la afectividad puede estar sujeto a variación por características culturales (Dufey y Fernández, 2012).

Respecto a los resultados obtenidos de la varianza explicada total y para cada factor, estos son muy semejantes a lo reportado por otros autores como Dufey y Fernández (2012) y el estudio de Sandín et al. (1999) ya que ellos indican una varianza de 25.5 % para AN y de 23.7 % para AP. Se diferencia de lo reportado por Gargurevich (2011), en una versión corta de las escalas (varianza total de 49.48 %) la cual es ligeramente mayor a la aquí obtenida.

Por otro lado, los datos de fiabilidad en la presente investigación indican un alfa similar a lo obtenido por Dufey y Fernández (2012) en muestras chilenas ( $\alpha = 0.83$ ). En el caso de AP se obtuvo una confiabilidad ligeramente mayor a lo que reporta Moral (2011) y Robles y Páez (2003) en muestras mexicanas; mientras que en AN, Moral (2011) reporta de 0.88, en este caso fue menor. Como se comprueba en este estudio la confiabilidad se considera muy buena según el criterio de DeVellis (2003) Nunnally y Bernstein (1999) y Oviedo y Campo (2005), cuando esta escala es usada para propósitos de investigación. Sin embargo, a pesar de que se obtuvo una confiabilidad

aceptable será necesario continuar verificando que los ítems sean representativos de cada componente.

Asimismo, estos resultados nos proporcionan las primeras evidencias de validez convergente de la escala PANAS con una medida de resiliencia y estos hallazgos confirman que a mayores afectos positivos, mayor resiliencia, lo cual coincide con Iraurgi et al. (2012), ya que reporta que existe relación positiva entre el afecto positivo y la resiliencia, por lo que este resultado es congruente con la expectativa que nos habíamos planteado, ya que es una correlación significativa entre ambos constructos (Castro, 2010; Greco, Morelato e Ison, 2006). Por lo que se podría decir que se trata de una relación congruente y teóricamente propuesta como significativa (Carretero-Dios y Pérez, 2005). Sin embargo, cuando se analiza la relación con el AN, esta no es significativa, la cual parece medir estados de ánimo desadaptativos. Al respecto, se ha observado que los afectos positivo y negativo mantienen relaciones diferentes de acuerdo a la interpretación del contexto que rodea a una persona. Dado que cuando el contexto es valorado como amenazante tienden a bipolarizarse (Del Pino, Peñate y Bethencourt, 2010). Es necesario trabajar aún más en la escala de AN, ya que según Fredrickson (2001) el efecto de las emociones negativas no es inmediato, sino a largo plazo, permite construir una reserva de recursos físicos, intelectuales psicológicos y sociales disponibles para momentos de crisis en el futuro, de tal forma que sería conveniente analizar el efecto diferencial de las emociones negativas como indicadores de recuperación, lo cual sería un indicador de resiliencia (Salgado, 2009). Así, para tener mayores evidencias de validez convergente sería necesario considerar ahora el procedimiento multirrasgo multimétodo (MRMM), con el fin de precisar aún más este efecto.

Si bien estos resultados son de nivel exploratorio, como se ha hecho en otros estudios clásicos (Joiner, Sandín, Chorot, Lostao y Marquina, 1997) y que nos sugieren claramente una estructura bidimensional, se observa ahora la pertinencia de realizar un análisis factorial confirmatorio, con el fin de robustecer la idea de una estructura bidimensional de los afectos en el caso de muestras infantiles.

Sobre la base de los resultados, se puede concluir que las escalas PANAS son adecuadas para su uso en niños

mexicanos, ya que sus propiedades psicométricas son satisfactorias y los resultados son consistentes, puesto que coinciden con la literatura previa (Watson et al., 1988). Al mismo tiempo, es preciso señalar que su uso posee varias ventajas: proporciona información acerca del estado de ánimo de los individuos de manera breve; su facilidad en la aplicación; sus opciones de respuesta son comprensibles; requiere poco tiempo para su aplicación; es posible que sea repetida en intervalos de tiempo breve. Por consiguiente, es posible utilizar la escala para obtener indicadores de la afectividad en el niño, ya que cuenta con una estructura común, definida y consistente.

Si bien este estudio se trata de una primera aproximación a la validación de las escalas, es necesario señalar una serie de limitaciones. En primer lugar, el reducido número de participantes, por lo que no fue posible realizar análisis factoriales confirmatorios que permitieran fortalecer los hallazgos, ya que se requiere de al menos 300 participantes para mayor confiabilidad (Hair et al., 2004; Carretero-Dios y Pérez, 2005). En segundo lugar, en virtud de que la muestra es de tipo no probabilístico, los resultados no se pueden extrapolar a la población en general, ya que debido a las características de la muestra pueden existir variaciones.

Teniendo en cuenta estas limitaciones se insiste en continuar proporcionando información sobre el uso de las escalas PANAS en los distintos contextos socioculturales, con el objetivo de contar con instrumentos que permitan evaluar si un atributo psicológico determinado –en este caso los afectos– difieren o no en los distintos contextos en los que se aplica.

Aún queda mucho por hacer, por lo que en futuras investigaciones sería pertinente considerar a niños provenientes de diferentes niveles socioeconómicos, así como realizar comparaciones según sexo y edad, variables que podrían ser una importante fuente de sesgo en los resultados. De igual manera, tomar en cuenta en la aplicación de las escalas PANAS, el periodo de tiempo evaluado y su repercusión en el afecto. Todo lo cual aportaría mayor información siendo motivo de estudio para los autores.

## Referencias

- Aiken, R. L. (2003). *Test psicológicos y evaluación*. México: Pearson Educación.
- Alcalá, P. V., Camacho, M., Giner, D., Giner, J., & Ibáñez, E. (2006). Afectos y género. *Psicothema*, 18(1), 143-148.
- Almagor, M. & Ben-Porath, Y. S. (1989). The two-factor model of self-reported mood: A cross-cultural replication. *Journal of Personality Assessment*, 53, 10-21.
- American Psychological Association. (2002). *Manual de Estilo de Publicaciones A.P.A.* México: Manual Moderno.
- Anastasi, A. & Urbina, S. (1998). *Test psicológicos*. México: Prentice Hall.
- 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.
- Avia, M. D. & Vázquez, C. (1998). *Optimismo inteligente. Psicología de las emociones positivas*. Madrid: Alianza.
- Balatsky, G. & Diener, E. (1993). Subjective well-being among Russian students. *Social Indicators Research*, 28, 225-243.
- Batista-Foguet, J. M., Coenders, G., & Alonso, J. (2004). Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios de salud. *Medicina Clínica*, 122(1), 21-27.
- Carretero-Dios, H. & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales (Universidad de Granada, España). *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(3), 521-551.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- Castro, S. A. (2010). *Fundamentos de psicología positiva*. México: Paidós.
- Coe, R. & Merino, S. C. (2003). Magnitud del efecto: una guía para investigadores y usuarios. *Revista de Psicología de la PUCP*, 21(1), 145-177.
- Cohen, J. (1969). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. Nueva York: Academic Press.
- Crawford, J. R. & Henry, J. D. (2004). The Positive and Negative Affect Schedule (PANAS): Construct validity, measurement properties and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 43, 245-265.
- Del Pino, S. T., Peñate, W., & Bethencourt, J. M. (2010). La escala de valoración del estado de ánimo (EVEA): análisis de la estructura factorial y de la capacidad para detectar cambios en estados de ánimo. *Análisis y modificación de conducta*, 36(153-154), 19-32.
- DeVellis, R. F. (2003). *Scale development. Theory and applications*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Diener, E., Larsen, R. J., Levine, S., & Emmons, R. A. (1985). Intensity and frequency: dimensions underlying positive and negative affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48, 1253-1265.

- Dufey, M. & Fernández, A. M. (2012). Validez y confiabilidad del Positive Affect and Negative Affect Schedule (PANAS) en estudiantes universitarios chilenos. *RIPED*, 34(1), 157-173.
- Fredrickson, B. L. (1998). What good are positive emotions? *Review of general psychology*, 2(3), 300-319.
- Fredrickson, B. L. (2001). The role of positive emotions in positive psychology. The broaden-and-build theory of positive emotions. *American psychologist*, 56, 218-226.
- Fredrickson, B. L. (2002). Positive emotions. En C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.). *Handbook of positive psychology* (pp. 120-134). Nueva York: Oxford University Press.
- Fredrickson, B. L. (2009). *Positivity*. Nueva York: Crown Publisher.
- Gargurevich, R. (2011). Propiedades psicométricas de la versión internacional de la escala de afecto positivo y negativo-forma corta (I-Spanas SF) en estudiantes universitarios. *Revista persona*, 2(13), 31-42.
- Gargurevich, R. & Matos, L. (2012). Validez y confiabilidad de escala de afecto positivo y negativo (SPANAS) en estudiantes universitarios peruanos. *Revista psicología Trujillo*, 14(2), 208-217.
- González Arratia, L. F. N. I. (2011). *Resiliencia y personalidad en niños. Cómo desarrollarse en tiempos de crisis*. México: Universidad Autónoma del Estado de México.
- González Arratia, L. F. N. I. & Valdez, M. J. L. (2012). Análisis Factorial confirmatorio del cuestionario de Resiliencia en una muestra de niños. En R. Díaz, A. S. Rivera, & I. Reyes, *La Psicología social en México* (Vol. XIV, pp. 676-681). México: AMEPSO.
- Greco, C., Morelato, G., & Ison, M. (2006). Emociones positivas: Una herramienta psicológica para promocionar el proceso de resiliencia infantil. *Psicodebate, Cultura y sociedad*, 7, 81-94.
- Grotberg, E. (2006). *La resiliencia en el mundo de hoy*. España: Gedisa.
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (2004). *Análisis Multivariante*. México: Prentice-Hall.
- Iraurgi, C. I., Blánquez, A., Estévez, A., Gorbeña, S., Matellanes, B., & San Nicolás, S. (2012). *Resiliencia: Aproximación al concepto y Adaptación psicométrica de la escala RESI-M*. Recuperado de [www.biskailab.deusto.es](http://www.biskailab.deusto.es)
- Joiner, Jr., Sandín, B., Chorot, P., Lostao, L., & Marquina, G. (1997). Development and factor analytic validation of the SPANAS among women in Spain. (More) Cross cultural convergence in the structure of mood. *Journal of personality assessment*, 68, 600-615.
- Kaiser-Guttman, H. F. (1961). A note on Guttman's lower bound for the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 249-276.
- Landero, H. R. & González, R. M. (2006). *Estadística con SPSS y Metodología de la investigación*. México: Trillas.
- Liu, Y., Wang, Z., Zhou, Ch., & Li, T. (2014). Affect and self-esteem as mediators between trait resilience and psychological adjustment. *Personality and individual differences*, 66, 92-97. doi: 10.1016/j.paid.2014.03.023
- Montero, I. & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of clinical and health psychology*, 7(3), 847-862.
- Moral, R. J. (2011). La escala de afecto positivo y negativo (PANAS) en parejas casadas mexicanas. *Ciencia Ergo Sum*, 18(2), 117-125.
- Müller, G. R., Pérez, V. C. E., & Ramírez, F. L. (2013). Estructura factorial y consistencia interna de la Utrechwork engagement scale (uwes) 17 entre trabajadores sanitarios de Chile. *Liberabit*, 19(2), 163-171.
- Nunnally, J. C. & Bernstein, I. J. (1999). *Teoría psicométrica*. México: McGraw Hill.
- Oviedo, H. C. & Campo, A. A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580.
- Páez, D., Iraurgi, I., Valdosedá, M., & Fernández, I. (1993). Factores psicosociales y salud mental: Un instrumento de detección de sujetos adolescentes en riesgo. *Boletín Sociedad Vasco-Navarra de Pediatría*, XXVII(87), 34-48.
- Pelechano, V. (2002). ¿Valoración de la actividad científica en psicología? ¿Pseudoproblema, sociologismo o ideologismo. *Análisis y modificación de Conducta*, 28, 323-362.
- Peña, F. N. E. (2009). Fuentes de resiliencia en estudiantes de Lima y Arequipa. *Liberabit*, 15(1), 59-64.
- Robles, R. & Páez, F. (2003). Estudio sobre la traducción al español y las propiedades psicométricas de las escalas de afecto positivo y negativos (PANAS). *Salud Mental*, 26, 69-75.
- Salgado, L. A. C. (2009). Felicidad, resiliencia y optimismo en estudiantes de colegios nacionales de la ciudad de Lima. *Liberabit*, 15(2), 133-141.
- 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.
- Sandín, B., Chorot, P., Lostao, L., Joiner, T. E., Santed, M. A., & Valiente, R. M. (1999). Escalas panas de afecto positivo y negativo: validación factorial y convergencia transcultural. *Psicothema*, 11(1), 37-51.
- Silva, J. (2005). Regulación emocional y psicopatología: El modelo de vulnerabilidad/resiliencia. *Revista Chilena de Neuropsiquiatría*, 3.
- Tellegen, A., Watson, D., & Clark, L. A. (1999). On the dimensional and hierarchical structure of affect. *Psychological Science*, 10, 297-303.

- Tugade, M. M., Fredrickson, B., & Feldman Barrett, L. (2004). Psychological resilience and positive emotional granularity: examining the benefits of positive emotions on coping and health. *Journal of personality*, 72(6), 1161-1190. doi: 10.1111/j.1467-6494.2004.00294.x
- Villalobos, C. A. (2009). *Desarrollo de una medida de resiliencia para establecer el perfil psicosocial de los adolescentes resilientes que permita poner a prueba el modelo explicativo de resiliencia basado en variables psicosociales* (Tesis no publicada de especialidad en psicología clínica). Universidad de Costa Rica.
- Watson, D. (2002). Positive affectivity. The disposition to experience pleasurable emotional states. En C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 120-134). Nueva York: Oxford University Press.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1984). Cross-cultural convergence in the structure of mood: A Japanese replication and a comparison with U.S. findings. *J. Personality Social Psychology*, 47, 127-144.
- 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.
- Zevon, M. A. & Tellegen, A. (1982). The structure of mood change: An idiographic/nomothetic analysis. *Journal of personality and social psychology*, 43, 111-122.

---

\* Universidad Autónoma del Estado de México, México.