

Inventario de Activación y Valencia de la Afectividad (IAVA-30 e IAVA-18): Desarrollo y Validación

Affectivity Activation and Valence Inventory (IAVA-30 and IAVA-18): Development and Validation

Nazira Calleja¹ y Cecilia Mota²

Resumen

El propósito del estudio fue desarrollar y validar un instrumento para medir los dos ejes de la afectividad (valencia y activación) en hispanohablantes. Se generaron los reactivos a partir de las respuestas a un cuestionario abierto sobre estados de ánimo. Expertos juzgaron su validez de contenido. La escala se aplicó electrónicamente a 383 mexicanos de población abierta. La conformación factorial más adecuada resultó al analizar los reactivos de alta energía en una escala y los de baja energía en otra. En la primera surgieron cuatro factores, dos de estado de ánimo positivo (alegría y vitalidad) y dos de negativo (miedo y enojo); en baja energía, uno positivo (tranquilidad) y uno negativo (desánimo). Se confirmaron estas estructuras factoriales en una segunda muestra (n=379), con confiabilidad >.85. Se conformó una versión breve y se aplicó a una tercera muestra (n=591); se obtuvieron índices de ajuste y confiabilidad satisfactorios. En conclusión, el IAVA-30 y el IAVA-18 mostraron calidad psicométrica para medir afectividad en hispanohablantes.

Palabras clave: afectividad, afecto positivo, afecto negativo, confiabilidad, validez

Abstract

The purpose of the study was to develop and validate an instrument to measure the two axes of affectivity (valence and activation) in Spanish speakers. The items were generated from the answers to an open-ended mood questionnaire. Content validity was judged by experts. The scale was applied electronically to 383 Mexicans of an open population. The most adequate factorial conformation resulted from analyzing the high-energy items in one scale and those with low-energy in another. In high-energy items, four factors emerged: two for positive moods (joy and vitality) and two for negative moods (fear and anger); whereas low-energy defined one positive (tranquility), and one negative (discouragement). These were confirmed in a second sample (n=379), with reliability >.85. A short version was formed and applied to a third sample (n=591) where satisfactory fitness and reliability indices were obtained. In conclusion, the IAVA-30 and the IAVA-18 showed psychometric quality to measure affectivity in Spanish speakers.

Keywords: affectivity, positive affect, negative affect, reliability, validity

¹Doctora en Psicología. Investigadora Titular C. Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Av. Universidad 3004, Col. Copilco Universidad, Alcaldía Coyoacán, CP 04510, CDMX, México. Tel.: 52 5511266797. Correo: ncalleja@unam.mx ORCID: 0000-0003-0131-8785.

²Doctora en Psicología. Investigadora en Ciencias Médicas B. Instituto Nacional de Perinatología. Coordinación de Psicología. Montes Urales 800 Lomas Virreyes, Miguel Hidalgo. CP 1100.0. Ciudad de México, México. Tel.: 52 5532233927. Correo: motaceci@hotmail.com ORCID 0000-0002-6466-4004. (Autor de correspondencia)

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · N°68 · Vol.2 · 121-136 · 2023

ISSN: 1135-3848 print /2183-6051online

This work is licensed under CC BY-NC 4.0. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>

Introducción

La afectividad juega un papel fundamental en la conducta humana e influye significativamente en las interacciones sociales. El afecto es uno de los componentes básicos del bienestar subjetivo (Diener & Diener, 1996; Moreira & Gamboa, 2016). Rosenberg (1998) ha señalado que en el afecto están reconocidos dos estados: la emoción y el estado de ánimo o tono afectivo. Estos términos suelen usarse indistintamente en la vida cotidiana y en el ámbito académico; sin embargo, aunque ambos implican una valoración en términos de “agradable-desagradable” o “positivo-negativo”, representan constructos distintos. La emoción es una sensación de corta duración (segundos o minutos), que inicia rápidamente, presenta alta intensidad, es específica y focalizada, responde a una sola causa y tiene un fuerte impacto fisiológico; el estado de ánimo, en cambio, es de larga duración (horas o días), tiene un inicio gradual y continuo, comúnmente es de baja intensidad, es global y difuso, responde a causas acumuladas y su impacto fisiológico es leve (Desmet et al., 2016). En el presente trabajo nos abocamos al estudio del estado de ánimo.

Se han propuesto diversos modelos del estado de ánimo (Watson & Vaidya, 2003). Uno de ellos considera dos dimensiones básicas: valencia (afectividad positiva/negativa o agradable/desagradable) y activación o *arousal* (energía alta/baja), cuya combinación conforma cuatro categorías del estado de ánimo: afectividad positiva-energía alta; afectividad positiva-energía baja; afectividad negativa-energía alta; afectividad negativa-energía baja (Barrett & Russell, 1998; Watson & Tellegen, 1985). Las categorías son relativamente independientes y cada una está integrada por varios estados de ánimo correlacionados, pero con características distintivas. Desmet et al. (2016) incluyeron los estados de ánimo “alegre-feliz” y “entusiasmado-animado” en la categoría agradable/activado; “calmado-sereno” y “relajado-despreocupado” en la categoría agradable/desactivado; “irritado-enojado” y “tenso-nervioso” en la categoría desagradable/activado, y “triste-pesimista” y “aburrido-agotado” en la categoría desagradable/desactivado. Aunque se han propuesto otros modelos (por ejemplo, el modelo circunflejo de

afecto central, de Yik et al., 2011), esta estructura de dos ejes y cuatro cuadrantes ha sido básica en los estudios de afectividad y es ampliamente utilizada en la medición de los estados afectivos (Kuesten et al., 2014).

En la psicología clínica, organizacional y de la salud se han reportado diversos beneficios de los estados de ánimo positivo (Ciarrochi & Scott, 2006); por ejemplo, se ha observado que amplían los recursos físicos, psicológicos y sociales disponibles y favorecen el crecimiento personal y la conexión social (Armenta et al., 2017); además, tienen efectos protectores ante situaciones adversas (Fredrickson et al., 2020; Willroth et al., 2020). La afectividad negativa, en cambio, se ha asociado con alteraciones del estado emocional (Zhuang et al., 2020), y con una disminución de la calidad de vida y de la satisfacción vital (Busseri, 2018). Sin embargo, investigaciones recientes (Forgas, 2017) han sugerido que el afecto negativo puede elevar el rendimiento en tareas cognitivas y sociales, ya que promueve una estrategia de pensamiento vigilante, centrado en el exterior; es posible, por tanto, que produzca consecuencias cognitivas deseables al aumentar el escepticismo de las personas y su capacidad para detectar comunicaciones engañosas.

Uno de los campos del estudio de la afectividad en el que se han llevado a cabo numerosas investigaciones es el de la medición de los afectos. Entre las escalas más utilizadas se encuentran: la Escala de Balance Afectivo, EBA (Warr et al., 1983), la Multiple Affect Adjective Check List, MAACL (Zuckerman et al., 1965; Lavigne, 2020), la Scale of Positive and Negative Experience (SPANE) (Diener et al., 2010) y el Positive and Negative Affective Schedule, PANAS (Watson et al., 1988), que es la escala más empleada en la evaluación de la afectividad tanto en el área aplicada como en investigación (Flores-Kanter et al., 2021).

El PANAS consta de 20 reactivos formados por palabras que describen diferentes estados de ánimo. Se agrupan en dos factores unidimensionales relativamente independientes: afecto positivo (AP) y afecto negativo (AN), en el momento presente (estado) o en un determinado periodo previo (rasgo) (Watson, 2000).

En diversos estudios se ha encontrado que algunos de los reactivos del PANAS presentan

Tabla 1. Traducción al español de los reactivos del PANAS en cuatro estudios de validación

Watson y col., 1988 EU	Medrano y col., 2015 Argentina	López-Gómez y col., 2015 España	Moral de la Rubia, 2011 México	Robles y Páez, 2003 México
Afecto Positivo				
1. Interested	Interesado	Interesado/a por las cosas	Interesado/a	Motivado
3. Excited	Excitado	Ilusionado/a o emocionado/a	Estimulado/a	Emocionado
5. Strong	Fuerte	Fuerte	Enérgico/a	Firme
9. Enthusiastic	Entusiasmado	Entusiasmado/a	Entusiasmado/a	Entusiasmado
10. Proud	Orgulloso	Satisfecho/a consigo mismo/	Orgulloso/a	Estar orgulloso
12. Alert	Alerta	Despierto/a	Alerta	Alerta
14. Inspired	Inspirado	Inspirado/a	Inspirado/a	Inspirado
16. Determined	Decidido	Decidido/a	Decidido/a	Decidido
17. Attentive	Atento	Concentrado/a	Atento/a	Estar atento
19. Active	Activo	Activo/a	Activo/a	Activo
Afecto Negativo				
2. Distressed	Afligido	Angustiado/a	Tenso/a	Molesto (a disgusto)
4. Upset	Disgustado	Afectado/a	Disgustado/a	De malas
6. Guilty	Culpable	Culpable	Culpable	Culpable
7. Scared	Asustado	Asustado/a	Asustado/a	Temeroso
8. Hostile	Hostil	Agresivo/a	Hostil	Agresivo
11. Irritable	Irritable	Irritable	Irritable	Irritable
13. Ashamed	Avergonzado	Avergonzado/a	Avergonzado/a	Avergonzado
15. Nervous	Nervioso	Nervioso/a	Nervioso/a	Nervioso
18. Jittery	Intranquilo	Agitado/a	Miedoso/a	Inquieto
20. Afraid	Temeroso	Miedoso/a	Atemorizado/a	Inseguro

problemas. Por ejemplo, Thompson (2007) señaló que el instrumento original utiliza términos coloquiales del inglés de Estados Unidos hablado por estudiantes universitarios que resultan ambiguos para el inglés “internacional”, y obtuvo evidencia de que las personas otorgan a los diferentes adjetivos del PANAS significados múltiples. En estudios de validación del PANAS se han obtenido, para algunos reactivos, cargas factoriales cruzadas, es decir, cargas altas tanto en el factor de AP como en el de AN; Villodas et al. (2011) las observó en los adjetivos *Proud*, *Alert* y *Jittery*. Según Sadín et al. (1999), la ambigüedad en la interpretación de los reactivos podría afectar seriamente la validez del instrumento. Se ha reportado también que algunos de los adjetivos incluidos en el PANAS no son realmente de afectividad (por ejemplo, *Active*, *Strong*, *Alert*), y que no se consideran adjetivos centrales de afecto (Martín-Carbonell et al., 2021).

Esta situación es más compleja cuando se trata de adaptaciones y validaciones del PANAS a otros idiomas. En países hispanohablantes, varios reactivos han mostrado una gran ambivalencia. Los investigadores han intentado obtener traducciones culturalmente relevantes, pero no se ha llegado a un consenso. En la Tabla 1 se presentan los reactivos originales del PANAS y sus correspondientes traducciones al español en estudios de validación

en países iberoamericanos. Puede observarse que sólo siete de los 20 reactivos (9, 14, 19, 6, 11, 13 y 15) han sido traducidos de la misma manera en las cuatro versiones y, sorprendentemente, tres reactivos se han traducidos de manera diferente en todos los estudios (2, 18 y 20). Incluso, en las dos versiones mexicanas, 11 reactivos son distintos. Además, un mismo término en español se emplea para diferentes adjetivos en inglés: *Temeroso* es, en la versión argentina, *Afraid*, en tanto que en una de las mexicanas es *Scared*; y en la versión española, *Miedoso* es *Afraid*, y en la otra mexicana, lo es *Scared*. Los problemas para su aplicación han sido tales que, en una versión colombiana (Cantor-Parra & Clavijo-Benavides, 2020), las autoras decidieron incluir en el instrumento la definición de cada uno de los reactivos, en virtud de las dificultades detectadas en su comprensión, así como en la confusión originada por términos percibidos como sinónimos. También se han sustituido los adjetivos por frases; en una versión para niños y adolescentes, Sandín (2003) utilizó reactivos como: “Soy un chico/a asustadizo” (reactivo 7). “Soy un chico/a despierto, despabilado/a” (reactivo 12). En otros casos, los investigadores han preferido no incluir reactivos problemáticos en las aplicaciones del PANAS (v. gr., Flores-Kanter et al., 2021 eliminaron *Alert* y *Excited*).

Thompson (2007) propuso una versión corta compuesta por cinco adjetivos de AP (*alert, inspired, determined, attentive, active*) y cinco de AN (*upset, hostile, ashamed, nervous, afraid*); en español, la versión breve de Moral de la Rubia (2011) quedó conformada por cuatro reactivos diferentes de los incluidos por Thompson (entusiasmado, culpable, asustando, miedoso, y no *alert, upset, hostil, ashamed*), por lo que cabe preguntarse si con ambas versiones se está midiendo el mismo constructo.

Además de las dificultades en la interpretación de los reactivos y adaptación a diversos idiomas, en particular al español, se han documentado ciertas inconsistencias en el marco temporal indicado en las instrucciones (rasgo versus estado; frecuencia versus intensidad) y en las estructuras factoriales resultantes (Flores-Kanter & Medrano, 2018; Heubeck & Wilkinson, 2019). Todos estos elementos muestran que los datos de la validación psicométrica del PANAS en hispanoparlantes podrían resultar controversiales.

Respondiendo a la necesidad de contar con instrumentos de medición culturalmente relevantes y con propiedades psicométricas sólidas, no sólo traducciones y adaptaciones, se desarrolló en España la Escala de Valoración del Estado de Ánimo (EVEA), que mide cuatro estados de ánimo transitorios: tristeza-depresión, ansiedad, ira-hostilidad y alegría, y se enfoca a la evaluación de la eficacia de procedimientos experimentales de inducción de estados de ánimo (Sanz, 2001; Sanz et al., 2014). En México, Velasco Matus et al. (2021) crearon la Escala de Afecto Positivo/Afecto Negativo (APAN-M), con 20 reactivos distribuidos en estas dos dimensiones globales. Para ambas escalas se reportan adecuadas evidencias de validez y confiabilidad; sin embargo, evalúan sólo el eje de valencia, no el de activación; además, la EVEA diferencia los estados de ánimo negativos, pero no los positivos, y la APAN-M los mantiene agrupados en positivos y negativos.

El propósito de la presente investigación fue desarrollar una escala de evaluación del estado de ánimo, considerando: a) el marco conceptual del modelo de dos ejes (valencia y activación) del afecto; b) la adecuación de los reactivos al contexto hispanohablante, y c) el cumplimiento de los criterios fundamentales de validez y confiabilidad. Un propósito adicional fue conformar una versión

breve de la escala, que requiera menos tiempo de aplicación y de procesamiento de los datos, además de ser menos demandante para los participantes. La investigación constó de tres fases. En la primera se construyó la escala y se obtuvo su validez de contenido. En la segunda se obtuvieron evidencias de validez de estructura con análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC), así como evidencias de validez interna convergente y discriminante; además se evaluó su confiabilidad. En la tercera fase se conformó una versión corta de la escala y se probaron sus características psicométricas.

Fase I. Construcción de la Escala

Generación de los Reactivos

El afecto positivo fue definido como la experiencia de estados de ánimo placenteros o agradables, en tanto que el negativo, como estados de ánimo displacenteros o desagradables, que reflejan la reacción de la persona ante los acontecimientos de la vida; en ambos tipos los estados de ánimo pueden presentarse con alta o baja activación. Los reactivos fueron elaborados a partir de la revisión y análisis de las versiones originales en inglés y en español de los instrumentos de afectividad citados, pero fundamentalmente con las respuestas de 30 mexicanos, de 18 a 70 años de edad, a un cuestionario abierto, aplicado electrónicamente. Incluía dos preguntas, basadas parcialmente en el procedimiento utilizado por Yik et al. (2011): 1. *Piensa en una situación agradable o alguna cosa buena que te haya ocurrido recientemente (la última semana) y descríbela de manera breve. ¿Cómo te sentiste en esa situación? Escribe todas tus sensaciones o estados de ánimo.* 2. *Ahora piensa en una situación desagradable o alguna cosa mala que te haya ocurrido recientemente (la última semana) y descríbela de manera breve. ¿Cómo te sentiste en esa situación? Escribe todas tus sensaciones o estados de ánimo.* Las respuestas, comúnmente adjetivos, fueron agrupadas en: estados de ánimo positivos de alta energía (15), estados de ánimo positivos de baja energía (4), estados de ánimo negativos de alta energía (19) y estados de ánimo negativos de baja energía (7).

Validez de Contenido

Los 45 reactivos fueron sometidos al juicio de tres expertos, que evaluaron su validez de contenido. Los jueces evaluaron la relevancia de cada reactivo respecto de la definición teórica y la cobertura de las dimensiones propuestas. Para cada reactivo se calculó el índice V de Aiken (Aiken, 1980) de acuerdo interjueces, cuyo valor oscila entre 0 (ausencia de acuerdo) y 1 (acuerdo total); se estableció un punto de corte $>.70$ (error Tipo I $\leq .05$). Se obtuvieron índices de V de Aiken $\geq .90$ para 40 reactivos; cinco de los 45 mostraron valores inferiores, por lo que fueron eliminados. En la Tabla 3 se presentan los valores V de Aiken, con sus correspondientes intervalos de confianza, para los reactivos que conformaron la escala final.

Piloteo

Se conformó la escala con los 40 reactivos resultantes de la validez de contenido, 19 de afecto positivo y 21 de afecto negativo. Se eligieron opciones de respuesta que indicaran la intensidad con la que las personas han experimentado tales estados de ánimo durante las últimas dos semanas (*¿Qué tanto se ha sentido...?*). Se utilizaron seis opciones de respuesta tipo Likert: De *Nada* (1) a *Muchísimo* (6).

Se piloteó la escala para evaluar la comprensión de los reactivos, las opciones de respuesta y su formato. En éste participaron 15 personas con características similares a las de la población objetivo, a quienes se les dio a conocer el propósito de la aplicación de la escala y se les pidió que indicaran expresamente su consentimiento para participar. Se utilizaron técnicas de entrevista cognitiva (Willis, 2005). Se observó una comprensión satisfactoria de los reactivos (que eran adjetivos sencillos que expresaban estados de ánimo, por ej., alegre, enojado, asustado, motivado, tranquilo, desanimado), cuando se pidió a los participantes que verbalizaran lo que se les venía a la mente mientras respondían la escala (técnica de pensamiento en voz alta), o que dijeran los reactivos con sus propias palabras (técnica de parafraseo); adicionalmente, se verificó que las instrucciones y las opciones de respuesta eran adecuadamente entendidas al hacer preguntas específicas sobre ellas (técnica de sondeo). Tampoco fue necesario modificar la secuencia ni el formato en que se presentó la escala.

Método

Fase II. Evidencias de Validez y Confiabilidad

Diseño

Se usó un diseño transversal, no experimental, de tipo instrumental (Ato et al., 2013).

Participantes

Las tres muestras de la investigación fueron no probabilísticas. La participación fue voluntaria (sin recompensa económica). En cada una de las tres fases del estudio, se informó los participantes sobre los objetivos del estudio, que su participación sería anónima y confidencial, y que podían retirarse del estudio en cualquier momento, si así lo deseaban; asimismo, se les pidió que indicaran en el formulario su consentimiento para participar. La aplicación se efectuó de acuerdo con las normas establecidas en el Código Ético del Psicólogo (Sociedad Mexicana de Psicología, 2010).

Los criterios de inclusión fueron: ser mexicano/a, mayor de edad y contar con un dispositivo electrónico con acceso a Internet para contestar los instrumentos.

Las características de las muestras y los análisis psicométricos de cada una se presentan en la Tabla 2. La edad de los participantes osciló entre los 18 y los 74 años; más de la mitad eran mujeres. En cuanto al estado civil, la proporción de casados y solteros fue similar. La mayoría había cursado estudios de licenciatura o posgrado y contaban con un trabajo remunerado.

Instrumentos

Como resultado del proceso de construcción y validación de contenido descrito anteriormente, la escala de afectividad quedó integrada por 40 adjetivos referidos a estados de ánimo, 19 de afecto positivo (14 de alta y 5 de baja energía) y 21 de afecto negativo (15 de alta y 6 de baja energía), con seis opciones de respuesta: de *Nada* (1) a *Muchísimo* (6). Se pidió a los participantes que indicaran qué tanto habían sentido cada uno de los estados de ánimo durante las últimas dos semanas. Además, se aplicó un cuestionario de datos sociodemográficos (edad, sexo, estado civil, hijos, nivel escolar y trabajo remunerado).

Tabla 2. Características sociodemográficas de los participantes en las tres muestras del estudio y análisis psicométricos efectuados

Variables socio demográficas	Categorías	Muestra 1 n=383	Muestra 2 n=313	Muestra 3 n=591
Edad	Rango	19 a 74 años	18 a 59 años	18 a 69
	M (DE)	39.24 (11.19)	31.38 (7.81)	37.96 (12.51)
Sexo	Mujer	63.7	68.7	70.2
	Hombre	36.3	31.3	29.8
Estado civil	Soltero/a	43.1	53.0	46.9
	Casada/a, unión libre	50.2	41.8	48.4
	Divorciado/a, viudo/a	6.7	5.2	4.7
Hijos	Sí	57.6	29.7	46.7
	No	42.4	70.3	53.3
Escolaridad	Secundaria	2.4	0.6	1.8
	Preparatoria	10.2	11.8	11.2
	Licenciatura	50.1	32.6	52.7
	Posgrado	37.3	55.0	34.3
Trabajo remunerado	Sí	85.1	71.9	63.1
	No	14.9	28.1	36.9
Análisis psicométricos		Discriminación de reactivos AFE Confiabilidad	Confiabilidad Validez interna concurrente y discriminante	Conformación de la versión corta AFC Confiabilidad

Procedimiento

La escala se elaboró en Google Forms y se distribuyó a través de redes sociales digitales, invitando a los interesados a ingresar en el enlace que contenía la escala. Al inicio del formulario se incluyó un consentimiento informado y se solicitó a las personas participantes que indicaran su acuerdo en participar en el estudio. Además, se explicó el propósito del estudio, aclarando que la participación era absolutamente voluntaria, que las respuestas serían utilizadas sólo con fines de investigación y se tratarían en forma anónima y confidencial. La recolección de datos de las tres muestras se efectuó sucesivamente en la primera mitad del 2021, durante el confinamiento por la pandemia de Covid-19.

Análisis de los datos

Los análisis se realizaron en los programas IBM SPSS 26 y su extensión AMOS 24, y en el software FACTOR (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006). Inicialmente, se efectuaron análisis de discriminación de reactivos: distribución de frecuencias, asimetría y curtosis, diferencias entre grupos extremos, índice de homogeneidad corregido (IHC), correlación inter reactivo, y alfa si se elimina el elemento.

Se realizaron AFE para evaluar la estructura factorial de la escala y obtener evidencia de validez

de estructura. Se obtuvo el coeficiente de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de esfericidad de Bartlett. El análisis se realizó con el método de estimación de Factorización de ejes principales con rotación Oblimín. Se conservaron los reactivos con $\lambda \geq .50$. El número de factores se determinó con Análisis Paralelo (Horn, 1965).

Se obtuvo el índice de consistencia interna alfa de Cronbach y el índice omega de confiabilidad compuesta, que se estima desde el modelo factorial (McDonald, 1999).

A fin de confirmar la estructura factorial obtenida en el AFE se realizaron AFC. Se evaluó la normalidad multivariada de los datos con la prueba de Mardia. El método de estimación fue Máxima Verosimilitud. El ajuste de los modelos propuestos se analizó mediante los siguientes índices: χ^2/gl (CMIN/DF), cuyo valor < 3 indica un ajuste adecuado, los índices comparativos NFI (Normed Fit Index) y CFI (Comparative Fit Index) que, con valores $> .90$ y $> .95$, respectivamente, se interpretan como de ajuste adecuado, y los de error: SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) y RMSEA (Root Mean Square of Aproximation), que indican un ajuste adecuado si su valor es $< .05$ y $< .08$, respectivamente (Bagozzi & Yi, 2012; Hu & Bentler, 1999). La validez interna convergente se evaluó a través de la varianza media extraída

(Average Variance Extracted, AVE) (Hair et al., 2014); valores $>.50$ indican que los reactivos son representativos de la variable latente en la que cargan (Fornell & Larcker, 1981). Se obtuvieron las correlaciones bivariadas (ρ) entre los puntajes promedio de los factores, los coeficientes de determinación factorial (ρ^2) y el AVE para cada dimensión, para determinar si las dimensiones de las escalas son diferentes entre sí, pero están relacionadas. Habría evidencia de validez interna discriminante si las correlaciones entre los factores resultaran moderadas y el valor del AVE para cada factor fuera mayor que el coeficiente de determinación factorial más alto con cualquiera de las dimensiones (Chin, 1998; Fornell & Larcker, 1981). Las puntuaciones de las subescalas se calcularon con las medias de los reactivos que las componen.

Resultados

Discriminación de Reactivos

El análisis de los 19 reactivos de estado de ánimo positivo mostró que las opciones de respuesta con los mayores porcentajes de casos fueron “Regular” (de 25.1% a 33.8%) y “Mucho” (de 13.8% a 35.9%); en ningún caso el porcentaje sobrepasó el 50% establecido como criterio. Las medias oscilaron entre 3.42 (DE=1.30) y 4.34 (DE=1.11), ligeramente por arriba de la media teórica (3.5). Los puntajes de asimetría y curtosis fueron de 0.154 a -0.555 y de 0.060 a -0.928, respectivamente. En todos los reactivos se obtuvieron índices de homogeneidad corregidos (IHc) $>.20$ (variaron entre .599 y .880). Las correlaciones inter reactivos fueron $<.85$, oscilando entre .363 y .814. La comparación con pruebas t de grupos extremos (grupo bajo: $<Q_1$ versus grupo alto: $>Q_3$) mostró diferencias altamente significativas para todos los reactivos.

Respecto de los datos de los 21 reactivos de afectividad negativa, los resultados de distribución de frecuencias en las seis opciones de respuesta no mostraron concentraciones altas en una de las opciones; algunos reactivos presentaron los porcentajes más altos (entre 20 y 40%) en las opciones “Nada” y “Muy poco”, en tanto que otros, en “Regular” y “Mucho”. Las medias de la mayoría de reactivos se ubicaron por abajo de la media teórica (3.5); la más pequeña fue 2.29 (DE=1.36) y

la más alta de 4.14 (DE=1.18). Los puntajes de asimetría fueron positivos y $<|1.00|$ para la mayoría de los reactivos (de 0.185 a 0.898); tres reactivos presentaron valores de curtosis de 1.00 o ligeramente superiores. Los índices de homogeneidad corregidos (IHc) oscilaron entre .294 y .720 y las medias de las correlaciones inter reactivos, entre .363 y .512. Los valores de las pruebas t aplicadas para comparar los grupos bajo y alto resultaron estadísticamente significativas para todos los reactivos.

Evidencia de Validez de Estructura Exploratoria

Inicialmente, se efectuó un AFE incluyendo los 40 reactivos de la escala. El análisis arrojó cinco factores: dos correspondieron a los reactivos de afecto positivo, uno agrupó a aquellos relativos a alegría y vitalidad, y otro, a los de baja energía; los tres restantes agruparon a los reactivos de afectividad negativa, dos de ellos de alta activación: enojo y miedo, y uno de baja activación; sin embargo, se presentaron varios reactivos poco diferenciados que cargaron en más de un factor o que mostraron baja carga factorial. Puesto que esta conformación factorial no resultaba clara ni totalmente coherente con la conceptualización teórica del constructo, se realizaron análisis separados por valencia (estados de ánimo positivo y negativo) y por activación (estados de ánimo de alta y de baja energía); es decir, se efectuó un AFE considerando los reactivos correspondientes a los estados de ánimos positivos y otro AFE con los de estados de ánimo negativo; por otro lado, se realizaron dos AFE más: uno donde se incluyeron los reactivos de nivel de activación alta, y otro con los de nivel de activación baja. Los AFE por valencia mostraron un factor único para los estados de ánimo positivo, y los mismos tres factores para los estados de ánimo negativo, nuevamente con reactivos poco diferenciados. Por activación, en cambio, se obtuvo una estructura clara de cuatro factores para los reactivos de alta energía, dos para estados de ánimo positivo (alegría y vitalidad) y dos para negativo (miedo y enojo); para los reactivos de baja energía, el análisis arrojó dos factores: estados de ánimo positivo y de ánimo negativo. La eliminación de reactivos poco diferenciados y teóricamente redundantes con cargas factoriales bajas ($<.55$) en su respectivo factor, que cargaban en más de un

Tabla 3. Escala de estados de ánimo de alta energía: Índices V de Aiken, AFE (factores, cargas factoriales y comunalidades), y coeficientes de confiabilidad alfa y omega (total y por factor)

Reactivos	V de Aiken (IC95%)	Factor				Comunalidades
		Alegría	Enojo	Miedo	Vitalidad	
6. Alegre	.96 (.80-.97)	.923				.834
1. Contento/a	.92 (.75-.96)	.788				.757
15. De buen humor	1.00 (.85-.97)	.711				.725
19. Divertido/a	.96 (.80-.97)	.613				.657
3. Optimista	.96 (.80-.97)	.575				.592
23. Enojado/a	.96 (.80-.97)		.870			.754
20. Irritable	.92 (.75-.96)		.862			.745
8. Agresivo/a	1.00 (.85-.97)		.794			.621
12. De malas	.92 (.75-.96)		.791			.762
18. Disgustado/a	.92 (.75-.96)		.660			.553
30. Con miedo	.96 (.75-.96)			-.938		.868
27. Asustado/a	.96 (.75-.96)			-.882		.745
37. Con temor	1.00 (.85-.97)			-.805		.761
39. Nervioso/a	1.00 (.85-.97)			-.618		.636
4. Tenso/a	.92 (.75-.96)			-.558		.535
25. Inspirado/a	.92 (.75-.96)				-.972	.885
26. Decidido/a	.96 (.80-.97)				-.809	.754
24. Con interés	.96 (.80-.97)				-.789	.673
38. Entusiasmado/a	.92 (.75-.96)				-.584	.701
33. Motivado/a	1.00 (.85-.97)				-.567	.740
Confiabilidad total $\alpha=.936$ (IC95%): .936 (.926-.945) $\Omega=.928$		$\alpha=.924$ $\Omega=.923$	$\alpha=.916$ $\Omega=.916$	$\alpha=.911$ $\Omega=.913$	$\alpha=.926$ $\Omega=.928$	
Media* (DE)		3.87 (1.05)	2.72 (1.11)	3.37 (1.24)	3.99 (1.07)	

*Rango posible: 1 a 6; media teórica=3.5.

factor, o que eran teóricamente redundantes, mejoró el porcentaje de varianza explicada. En total se eliminaron 10 reactivos: cuatro de estado de ánimo positivo y alta energía: R9. Activo, R10. Con confianza, R17. Atento/a, R28. Estimulado; cinco de estado de ánimo negativo y alta energía: R11. Preocupado/a, R13. En alerta, R22. Estresado, R31. Con ira, R34. Con hostilidad; uno de estado de ánimo negativo y baja energía: R16. Agotado/a; no se eliminó ninguno de estado de ánimo positivo y baja energía. En suma, las estructuras factoriales más adecuadas se presentaron al efectuar análisis separados para los reactivos de alta energía y para los de baja energía. La primera escala quedó conformada por 20 reactivos agrupados en cuatro factores (con el 71.263% de la varianza explicada), dos de estados de ánimo positivo (alegría y vitalidad) y dos de negativo (miedo y enojo), cada uno con cinco reactivos; en tanto que la de baja

energía se integró por 10 reactivos agrupados en dos factores, que explicaron el 61.978% de la varianza total, uno de estado de ánimo positivo (tranquilidad) y otro, negativo (desánimo), también con cinco reactivos cada uno. Ambas escalas conformaron el Inventario de Activación y Valencia de la Afectividad (IAVA). La Tabla 3 presenta los resultados obtenidos del AFE para la escala de alta energía ($KMO=.933$, prueba de esfericidad de Bartlett: $\chi^2_{(190)}=6356.723$, $p<.001$) y la Tabla 4 para la de baja energía ($KMO=.920$, prueba de esfericidad de Bartlett: $\chi^2_{(45)}=4625.464$, $p<.001$).

Confiabilidad

Los índices de confiabilidad alfa de Cronbach y omega de McDonald resultaron adecuados tanto para la escala total de alta energía (Tabla 3), como para la de baja energía (Tabla 4). En general, los valores más altos correspondieron a los factores

Tabla 4. Escala de estados de ánimo de baja energía: Índices V de Aiken, AFE (factores, cargas factoriales y comunalidades), y coeficientes de confiabilidad alfa y omega (total y por factor)

Reactivos	V de Aiken (IC95%)	Factor		Comunalidades
		Tranquilidad	Desánimo	
40. En paz	.92 (.75-.96)	.871		.765
32. En plenitud	.96 (.80-.97)	.869		.756
29. Tranquilo/a	.96 (.80-.97)	.850		.771
36. Feliz	.92 (.75-.96)	.803		.757
21. Relajado/a	1.00 (.85-.97)	.719		.477
5. Desanimado/a	.96 (.80-.97)		.810	.640
7. Deprimido/a	.96 (.75-.96)		.766	.648
35. Desesperado/a	.92 (.75-.96)		.696	.626
2. Desganado/a	.96 (.80-.97)		.609	.308
14. Sin esperanza	.92 (.75-.96)		.551	.450
Confiabilidad total				
α=.904		α=.920	α=.841	
Ω=.901		Ω=.922	Ω=.844	
Media* (DE)		3.76 (1.08)	2.83 (1.11)	

*Rango posible: 1 a 6; media teórica = 3.5.

Tabla 5. Índices de confiabilidad alfa y omega (por factor y por escala) e índices de ajuste obtenidos en los AFC para ambas escalas (estados de ánimo de alta y baja energía) del IAVA

Estados de ánimo	Factores	Índices de confiabilidad	Índices de ajuste				
			χ ² /gl	NFI	CFI	RMSEA (IC90%)	SRMR
De alta energía	De ánimo positivo:		346.488/161= 2.152	.937	.965	.061 (.052-.070)	.048
	Alegría	α=.937; Ω=.935					
	Vitalidad	α=.944; Ω=.945					
	De ánimo negativo:						
	Enojo	α=.908; Ω=.910					
Miedo	α=.884; Ω=.882						
	Total:	α=.923; Ω=.903					
De baja energía	De ánimo positivo:		49.628/33= 1.504	.977	.992	.040 (.012-.062)	.037
	Tranquilidad	α=.930; Ω=.933					
	De ánimo negativo:						
	Desánimo	α=.856; Ω=.862					
	Total:	α=.899; Ω=.892					

de estado de ánimo positivo y los más bajos a los de estado de ánimo negativo, en ambas escalas.

En general, las medias de los estados de ánimo positivo se ubicaron por arriba de la media teórica, y las de ánimo negativo, por abajo.

Evidencia de Validez de Estructura Confirmatoria

Para evaluar el ajuste de los modelos obtenidos en el AFE con la muestra 1, se efectuaron AFC con la muestra 2 (n=313, ver Tabla 1). Inicialmente, se probó la normalidad multivariada de los datos mediante la obtención del coeficiente de curtosis multivariada con la prueba de Mardia; para la escala de alta activación el coeficiente resultó de 118.203, valor inferior al límite indicado por Bollen (1989), que para 20 variables observadas sería: 20 (20+2)=440; también para la escala de baja energía el valor obtenido (21.500) fue inferior

al límite recomendado, 10 (10+2)=120. En la Tabla 5 se muestran los índices de ajuste obtenidos para las dos escalas, los cuales resultaron satisfactorios, particularmente para la escala de baja energía. Los índices de confiabilidad también fueron adecuados.

Evidencia de validez interna convergente

Se calculó la varianza media extraída (AVE) para evaluar la validez interna convergente de ambas escalas. Se obtuvieron valores superiores al criterio establecido de .50; para la escala de alta energía fue .588 y para la de baja energía, .580.

En cuanto a la correlación entre los factores, el índice entre alegría y vitalidad resultó alto y positivo, y entre miedo y enojo fue moderado y también positivo. El resto resultaron negativos y bajos; sólo entre tranquilidad y desánimo fue moderado. Para cinco de los seis factores, el valor

Tabla 6. Validez interna discriminante de las escalas de estados de ánimo de alta y de baja activación

Estados de ánimo	Factores	Estados de ánimo			
		Positivo		Negativo	
		Alegría	Vitalidad	Miedo	Enojo
De alta energía	Alegría	.537	.682	.023	.066
	Vitalidad	.826	.577	.028	.070
	Miedo	-.150	-.167	.600	.387
	Enojo	-.256	-.265	.622	.638
	Media* (DE)	4.06 (1.14)	3.87 (1.24)	2.73 (1.15)	2.46 (1.13)
De baja energía		Tranquilidad		Desánimo	
	Tranquilidad	.680		.237	
	Desánimo	-.487		.480	
	Media* (DE)	3.61 (1.23)		2.72 (1.12)	

Debajo de la diagonal se muestran las correlaciones inter factor; arriba de la diagonal, los coeficientes de determinación factorial, y en la diagonal (en negritas), los AVEs de cada factor.

*Rango posible: 1 a 6; media teórica=3.5.

Tabla 7. Factores y reactivos finales de las escalas de alta y baja energía del IAVA, versión corta, índices de confiabilidad alfa y omega (por factor y por escala) e índices de ajuste obtenidos en los AFC

Estados de ánimo	Factores	Reactivos	Índices de confiabilidad	Índices de ajuste		
De alta energía	Positivo	Alegría	1. Contento/a 3. Optimista 15. De buen humor	$\alpha=.866; \Omega=.865$		
		Vitalidad	25. Inspirado/a 33. Motivado/a 38. Entusiasmado/a	$\alpha=.909; \Omega=.909$	$\chi^2_{(48)}=123.877$ $\chi^2/gl=2.581$ $NFI=.978$	
		Miedo	27. Asustado/a 30. Con miedo 37. Con temor	$\alpha=.923; \Omega=.922$	$CFI=.986$ $RMSEA=.052$ $IC90\%:.041-.063$	
		Negativo	Enojo	12. De malas 20. Disgustado/a 23. Enojado/a	$\alpha=.899; \Omega=.899$	$SRMR=.024$
			Total:		$\alpha=.924; \Omega=.917$	
	De baja energía	Positivo	Tranquilidad	29. Tranquilo/a 36. Feliz 40. En paz	$\alpha=.866; \Omega=.863$	$\chi^2_{(8)}=10.861$ $\chi^2/gl=1.358$ $NFI=.994$ $CFI=.998$
		Negativo	Desánimo	5. Desanimado/a 7. Deprimido/a 14. Sin esperanza	$\alpha=.826; \Omega=.823$	$RMSEA=.025$ $IC90\%:.000-.058$
			Total:		$\alpha=.882; \Omega=.879$	$SRMR=.011$

de la AVE fue mayor que el coeficiente de determinación factorial (ϕ^2), lo que aporta evidencia de validez interna discriminante y señala que los factores que integran el IAVA son distintos entre sí, aunque se encuentran relacionados. Sin embargo, el valor de ϕ^2 entre alegría y vitalidad resultó más alto que la AVE de vitalidad y la de alegría, lo que indicaría que la varianza que comparten es mayor que la varianza que retiene cada uno de tales factores (Tabla 6).

Fase III. Conformación y Validación de la Versión Corta

Para crear la versión corta del Inventario de Activación y Valencia de la Afectividad, en cada factor se conservaron los reactivos: a) con las cargas factoriales más altas, b) con los residuales más bajos, c) con contenido no redundante, d) aquellos cuya eliminación no afectaba los índices de confiabilidad, y e) aquellos con contenido más cercano a la conceptualización teórica del factor. Se eliminaron 12 reactivos, dos de cada factor: R6. Alegre, R19. Divertido/a; R24. Con interés, R26. Decidido; R4. Tenso/a, R39. Nervioso/a; R8.

Agresivo, R18. Disgustado/a; R21. Relajado, R32. En plenitud; R2. Desganado y R35. Desesperado. Esta versión quedó formada por dos escalas, la de estados de ánimo de alta energía y la de baja energía, la primera con cuatro factores, dos de estados de ánimo positivo y dos de ánimo negativo, en tanto que la segunda constó de dos factores, uno de ánimo positivo y otro de negativo; el número total de reactivos fue de 18, tres por factor. El ajuste de este modelo se probó con una tercera muestra (n=591), véase Tabla 1. Los reactivos de cada factor, los resultados de los AFC para ambas escalas y los índices de confiabilidad obtenidos para cada una se presentan en la Tabla 7. Los índices de ajuste y los valores del alfa de Cronbach y del omega de McDonald resultaron satisfactorios y similares a los de la versión larga.

Discusión

El presente estudio se propuso desarrollar y validar un instrumento para evaluar la afectividad, en particular, el estado de ánimo (Desmet et al., 2016), a partir del modelo de dos ejes: activación y valencia (Barrett & Russell, 1998; Watson & Tellegen, 1985), en hispanohablantes. Los reactivos del Inventario de Activación y Valencia de la Afectividad (IAVA), a diferencia de los de la mayoría de las escalas de afecto construidas en países angloparlantes, fueron generados básicamente a partir de las respuestas de adultos mexicanos a preguntas abiertas sobre las sensaciones que experimentan ante situaciones agradables y desagradables. Por tanto, fue posible captar una amplia gama de estados de ánimo positivo y negativo, de alta y baja energía, así como las expresiones que las personas utilizan para describirlos, las cuales fueron corroboradas durante las entrevistas cognitivas efectuadas en el piloto. Con ello, se solventan los inconvenientes relativos a las múltiples interpretaciones y ambigüedades de las denominaciones de los afectos en las traducciones al español de escalas como el PANAS (Watson et al., 1988), uno de los instrumentos más utilizados en países iberoamericanos (Cantor-Parra & Clavijo-Benavides, 2020; Flores-Kanter et al., 2021; López-Gómez et al., 2015; Medrano et al., 2015; Moral de la Rubia, 2011; Robles & Páez, 2003; Sandín, 2003), cuyos reactivos han mostrado

diversas problemáticas, aun en su versión original en inglés (Thompson, 2007; Villodas et al., 2011).

En el modelo de dos ejes de la afectividad (valencia/activación) se presentan cuatro cuadrantes: estados de ánimo positivos de alta energía, positivos de baja energía, negativos de alta energía y negativos de baja energía, conformación que se esperaba obtener al efectuar el análisis factorial. Sin embargo, ocurrió que, al incluir en el análisis los 40 reactivos para los que se habían obtenido índices adecuados de validez de contenido y de discriminación, éstos se agruparon en cinco dimensiones: dos de afectividad positiva (una de alta y otra de baja activación) y tres de afectividad negativa (dos de alta activación –enojo y miedo– y una de baja activación). Debido a que esta estructura no reflejaba con claridad el modelo teórico propuesto, se efectuaron análisis por valencia y por activación. En el primer caso, los estados de ánimo positivo quedaron todos agrupados en un solo factor, y los de ánimo negativo, en un factor de miedo, otro de enojo, y un tercer factor poco diferenciado, que podría ser desánimo (baja energía). Una conformación similar ha sido reportada por autores como Flores-Kanter y Medrano (2016) y Gaudreau et al. (2006), para los reactivos del PANAS: afecto positivo / *positive affect*, afecto disgustado/*upset* y afecto temeroso/*afraid*). De igual manera, en el SPANE (Diener et al., 2010), las experiencias emocionales negativas específicas incluyen los reactivos *angry* y *afraid*, además de *sad*.

Finalmente, cuando se realizó el análisis por activación se obtuvo una estructura bien definida de los cuatro cuadrantes. La activación parece ser, por tanto, un elemento que juega un papel fundamental en afectividad. La escala de estados de ánimo de alta energía quedó conformada por dos factores de afecto positivo (alegría y vitalidad) y dos de afecto negativo (miedo y enojo), y la escala de estados de ánimo de baja energía, por uno de afecto positivo (tranquilidad) y uno de negativo (desánimo). Los valores de confiabilidad resultaron satisfactorios. La estructura de ambas escalas del IAVA, con un total de 30 reactivos, fue confirmada por adecuados índices de ajuste obtenidos en el AFC. Sin embargo, el hecho de que el coeficiente de determinación entre alegría y vitalidad resultara mayor que la AVE de ambos factores, podría implicar que estas dimensiones de afecto positivo

están tan cercanamente relacionadas que no serían realmente distintas entre sí. Nuevos estudios aportarán mayor claridad sobre la validez interna discriminante entre ellas.

A partir de esta conformación, se generó una versión breve del IAVA, integrada por las mismas escalas y factores, pero con sólo 18 reactivos, conservando la calidad psicométrica de la versión larga. En el caso de ésta, cada uno de los seis factores está integrado por cinco reactivos, y en el de versión corta, por tres. Entre las ventajas de contar con una versión breve se encuentra la posibilidad de aplicarla en condiciones en las que los participantes tienen poco tiempo para responder o cuando forma parte de una amplia batería de instrumentos.

Los sucesivos análisis psicométricos del IAVA fueron llevados a cabo con los datos de aplicaciones efectuadas en tres muestras de adultos mexicanos de población abierta, a un total de 1,287 personas.

El IAVA indaga los estados de ánimo experimentados en las últimas dos semanas, lo que anima a los participantes a centrarse no tanto en sus estados de ánimo en el momento de la evaluación sino en los relacionados con su estado emocional más característico. Diener et al. (2010) han propuesto que los juicios de afecto se basan más en la frecuencia de la experiencia que en su intensidad, por lo que en estudios futuros podrían probarse en el IAVA opciones de respuesta que expresen la frecuencia con la que las personas han experimentado los estados de ánimo durante las semanas anteriores.

Limitaciones del estudio

Si bien en la presente investigación se obtuvieron evidencias de validez de estructura y de validez interna convergente y discriminante para el IAVA, futuros estudios tendrán que evaluar su validez de constructo o externa, convergente y divergente, con base en las variables de la red nomológica de la afectividad (Armenta et al., 2017; Busseri, 2018; Fredrickson et al., 2020; Willroth et al., 2020; Zhuang et al., 2020). Asimismo, será necesario determinar la invarianza de medición de la estructura factorial de ambas escalas del IAVA, por variables sociodemográficas, como sexo y edad.

Una consideración fundamental que habrá que tener en cuenta al analizar los hallazgos del presente estudio, es que los datos fueron recabados en el contexto de la pandemia por SARS-CoV-2 (Covid-19), que en México, como en muchos otros países, llevó a las autoridades a decretar el confinamiento de las personas, lo cual tuvo serias consecuencias en el estado emocional de la población. Si bien los niveles de los estados de ánimo evaluados (alegría, vitalidad, miedo, enojo, tranquilidad y desánimo) seguramente fueron alterados por esta grave circunstancia, es muy posible que la estructura de dos ejes (activación y valencia) obtenida en este estudio, pueda ser confirmada en nuevas investigaciones.

Conclusión

Los reactivos del IAVA expresan estados de ánimo relevantes cuando se describen experiencias emocionales relacionadas con el bienestar (agradables) y con el descontento (desagradables), en los que se centran la mayoría de las escalas; sin embargo, también manifiestan afectos de alta y baja activación, dimensión de gran relevancia que comúnmente no se considera en los instrumentos que evalúan afectividad, tales como el PANAS (Watson et al., 1988), el SPANE (Diener et al., 2010), la EBA (Warr et al., 1983) y APAN-M (Velasco-Matus et al., 2021).

En comparación con el PANAS, el IAVA presenta ventajas: a) utiliza términos empleados por mexicanos para describir sus estados de ánimo, evitando ambigüedades en su interpretación; b) mide la afectividad a partir del modelo de dos ejes: energía y valencia, por lo que capta los estados de ánimo de alta y baja energía, positivos y negativos; c) muestra índices psicométricos de confiabilidad y validez de estructura más altos que el PANAS en su versión original y en sus diversas traducciones al español aplicadas en nuestros países; d) cuenta con una versión breve de 18 reactivos, que evalúa el mismo amplio rango de experiencias afectivas.

En suma, el IAVA, tanto en su versión larga como en la breve, ofrece un fuerte sustento conceptual y evidencia empírica para la evaluación de los estados de ánimo de alta y baja energía, positivo y negativo, en población hispanoparlante.

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

Referencias

- Aiken, L. R. (1980). Content validity and reliability of single items or questionnaires. *Educational and Psychological Measurement*, 40(4), 955-959.
<https://doi.org/10.1177/001316448004000419>
- Armenta, C. N., Fritz, M. M., & Lyubomirsky, S. (2017). Functions of positive emotions: Gratitude as a motivator of self-improvement and positive change. *Emotion Review*, 9(3), 183-190.
<https://doi.org/10.1177/1754073916669596>
- 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.
<https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (2012). Specification, evaluation, and interpretation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40(1), 8-34.
<https://doi.org/10.1007/s11747-011-0278-x>
- Barrett, L. F., & Russell, J. A. (1998). Independence and bipolarity in the structure of current affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(4), 967-984.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.74.4.967>
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables* (Vol. 210). John Wiley & Sons.
- Busseri, M. A. (2018). Examining the structure of subjective well-being through meta-analysis of the associations among positive affect, negative affect, and life satisfaction. *Personality and Individual Differences*, 122, 68-71.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.10.003>
- Cantor Parra, L. S., & Clavijo Benavides, M. P. (2020). *Adaptación y validación de la escala de afectividad positiva y negativa (PANAS) al contexto colombiano, en una muestra de madres solteras en la ciudad de Bogotá, Colombia*. Repositorio institucional de la Fundación Universitaria Los Libertadores. <http://hdl.handle.net/11371/2912>
- Ciarrochi, J., & Scott, G. (2006). The link between emotional competence and well-being: A longitudinal study. *British Journal of Guidance and Counseling*, 34, 231-243.
<https://doi.org/10.1080/03069880600583287>
- Chin, W. W. (1998). The partial least squares approach to structural equation modeling. In G. A. Marcoulides (Ed.), *Modern methods for business research* (pp. 295-358). Lawrence Erlbaum.
- Desmet, P. M. A., Vastenburg, M. H., & Romero, N. (2016). Mood measurement with Pick-A-Mood: Review of current methods and design of a pictorial self-report scale. *Journal of Design Research*, 14(3), 241-279.
<https://diopd.org/wp-content/uploads/2016/10/JDR140303-DESMET.pdf>
- Diener, E., & Diener, C. (1996). Most people are happy. *Psychological Science*, 7(3), 181-185.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.1996.tb00354.x>
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D.-W., Oishi, S., Biswas-Diener, R. (2010). New well-being measures: Short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research*, 97, 143-156.
<https://doi.org/10.1007/s11205-009-9493-y>
- Flores-Kanter, P. E., & Medrano, L. A. (2016). El afecto y sus dimensiones: Modelos contrastados mediante Análisis Factorial Confirmatorio de la escala PANAS [Affection and its dimensions: Models contrasted through confirmatory factor analysis of PANAS Schedule]. *Liberabit: Revista Peruana de Psicología*, 22(2), 173-184.
<https://doi.org/10.24265/liberabit.2016.v22n2.05>
- Flores-Kanter, P. E., & Medrano, L. A. (2018). Comparación de dos versiones reducidas de la Escala PANAS: Análisis factoriales en una muestra argentina. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 4(49), 37-46.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP49.4.03>
- Flores-Kanter, P. E., Garrido, L. E., Moretti, L. S., & Medrano, L. A. (2021). A modern network approach to revisiting the Positive and Negative Affective Schedule (PANAS) construct validity. *Journal of Clinical Psychology*, 77(10), 2370-2404.
<https://doi.org/10.1002/jclp.23191>

- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
<https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Forgas, J. P. (2017). Can sadness be good for you? *Australian Psychologist*, 52(1), 3-13.
<https://doi.org/10.1111/ap.12232>
- Fredrickson, B. L., Arizmendi, C., & Van Cappellen, P. (2020). Same-day, cross-day, and upward spiral relations between positive affect and positive health behaviours. *Psychology & Health*, 36(4), 444-460.
<https://doi.org/10.1080/08870446.2020.1778696>
- Gaudreau, P., Sanchez, X., & Blondin, J. P. (2006). Positive and negative affective states in a performance-related setting. *European Journal of Psychological Assessment*, 22(4), 240-249.
<https://doi.org/10.1027/1015-5759.22.4.240>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis*. 7th ed. Pearson Education.
- Heubeck, B. G., & Wilkinson, R. (2019). Is all fit that glitters gold? Comparisons of two, three and bi-factor models for Watson, Clark & Tellegen's 20-item state and trait PANAS. *Personality and Individual Differences*, 144, 132-140.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.03.002>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185.
<https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Hu, L. & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kuesten, C., Chopra, P., Bi, J., & Meiselman, H. L. (2014). A global study using PANAS (PA and NA) Scales to measure consumer emotions associated with aromas of phytonutrient supplements. *Food Quality and Preference*, 33, 86-97.
<https://doi.org/10.1016/j.foodqual.2013.11.004>
- Lavigne, S. B. (2020). Multiple Affect Adjective Check List (MAACL). In: Zeigler-Hill, V., Shackelford, T. K. (eds) *Encyclopedia of personality and individual differences*. Springer, Cham.
https://doi.org/10.1007/978-3-319-24612-3_49
- López-Gómez, I., Hervás, G., & Vázquez, C. (2015). Adaptación de la "Escala de afecto positivo y negativo" (PANAS) en una muestra general española. *Psicología Conductual*, 23(3), 529-548.
<https://revistas.unc.edu.ar/index.php/aifp/articloe/view/12503>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory Factor Analysis model. *Behavioral Research Methods, Instruments & Computers*, 38(1), 88-91.
<https://dx.doi.org/10.3758/bf03192753>
- Martín-Carbonell, M., Checa, I., Fernández-Daza, M., Paternina, Y., & Espejo, B. (2021). Adaptation and psychometric properties of the Scale of Positive and Negative Experience (SPANE) in the general Colombian population. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(12), 6449.
<https://doi.org/10.3390/ijerph18126449>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum.
- Medrano, L. A., Kanter, E. F., Trógolo, M., Ríos, M., Curerello, A., & González, J. (2015). Adaptación de la Escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS) para la población de Estudiantes Universitarios de Córdoba. *Anuario de Investigaciones de la Facultad de Psicología*, 2(1), 22-36.
<https://revistas.unc.edu.ar/index.php/aifp/articloe/view/12503>
- 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.
<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=10418753002>
- Moreira, J. M., & Gamboa, P. (2016). Inventário de estados afetivos-reduzido: Uma medida multidimensional breve de indicadores emocionais de ajustamento. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 41(1), 132-144

- <https://www.aidep.org/sites/default/files/articulos/R41/Art11.pdf>
- Robles, R., & Paez, 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.
http://www.revistasaludmental.mx/index.php/salud_mental/article/view/938
- Rosenberg, E. L. (1998). Levels of analysis and the organization of affect. *Review of General Psychology, 2*(3), 247-270.
<https://doi.org/10.1037/1089-2680.2.3.247>.
- Sadín, B., Chorot, P., Lostao, L., Joiner, T. E., Santed, M., & Valiente, R. (1999). Escalas PANAS de afecto positivo y negativo: Validación factorial y convergencia transcultural. *Psicothema, 11*(1), 37-51.
<https://www.psicothema.com/pi?pii=229>
- Sadín, B. (2003). PANAS positive and negative affect for children and adolescents (PANASN). *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica, 8*(2), 173-182.
<https://doi.org/10.5944/rppc.vol.8.num.2.2003.3953>.
- Sanz Fernández, J., Gutiérrez, S., & García Vera, M. P. (2014). *Propiedades psicométricas de la Escala de Valoración del Estado de Ánimo (EVEA): Una revisión. Ansiedad y Estrés, 20*(1), 27-49.
http://www.ansiedadyestres.org/content/vol-20_1-pp-27-49-2014
- Sanz, J. (2001). Un instrumento para evaluar la eficacia de los procedimientos de inducción de estado de ánimo: "La Escala de Valoración del Estado de Ánimo" (EVEA). *Análisis y Modificación de Conducta, 27*(111), 71-110.
<https://eprints.ucm.es/id/eprint/37320/1>
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2010). *Código Ético del Psicólogo*. Trillas.
- 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.
<https://doi.org/10.1177/0022022106297301>
- Velasco Matus, P., Rivera Aragón, S., Domínguez Espinosa, A. del C., Méndez Rangel, F., & Díaz Loving, R. (2021). Escala de Afecto Positivo/Afecto Negativo en México (APANM): Evidencias de validez y confiabilidad. *Acta de Investigación Psicológica, 11*(1), 95-113.
<https://doi.org/10.22201/fpsi.20074719e.2021.1.377>.
- Villodas, F., Villodas, M. T., & Roesch, S. (2011). Examining the factor structure of the positive and negative affect schedule (PANAS) in a multiethnic sample of adolescents. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 44*(4), 193-203.
<https://doi.org/10.1177/0748175611414721>
- Warr, P. B., Barter, J., & Brownbridge, G. (1983). On the independence of positive and negative affect. *Journal of Personality and Social Psychology, 44*, 644-651.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.44.3.644>
- Watson, D. (2000). *Mood and temperament*. The Guilford Press.
- Watson, D., & Tellegen, A. (1985). Toward a consensual structure of mood. *Psychological Bulletin, 98*, 219-235.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.98.2.219>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology, 54*(6), 1063-1070.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- Watson, D., & Vaidya, J. (2003). Mood measurement: Current status and future directions. In J. A. Schinka, & W. F. Velicer (Eds.), *Handbook of psychology: Research methods in psychology* (Vol. 2, pp. 351-375). Wiley.
<https://doi.org/10.1002/0471264385.wei0214>
- Willis, G. (2005). *Cognitive Interviewing: A tool for improving questionnaire design*. SAGE.
- Willroth, E. C., Graham, E. K., & Mroczek, D. K. (2020). Comparing the predictive utility of trait affect and average daily affect for the prospective prediction of health outcomes. *Journal of Research in Personality, 87*, 103966.
<https://doi.org/10.1016/j.jrp.2020.103966>
- Yik, M., Russell, J. A., & Steiger, J. H. (2011). A 12-point circumplex structure of core affect. *Emotion, 11*(4), 705-731.
<https://doi.org/10.1037/a0023980>

- Zhuang, Q., Wu, L., Ting, W., Jie, L., Zou, J., & Du, J. (2020). Negative emotions in community-dwelling adults with prediabetes and hypertension. *Journal of International Medical Research*, 48(4), 0300060520918411. <https://doi.org/10.1177/0300060520918411>
- Zuckerman, M., Lubin, B., & Robins, S. (1965). Validation of the multiple affect adjective check list in clinical situations. *Journal of Consulting Psychology*, 29(6), 594. <https://doi.org/10.1037/h0022750>