INTERACCIONES
Revista de Avances en Psicología
// ISSN 2411-5940 e-ISSN 2413-4465

CrossMark click for updates

www.revistainteracciones.com

ARTÍCULO ORIGINAL

La Escala de Afectos Positivos y Negativos (PANAS) en personas mexicanas casadas de Monterrey

The Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) among Mexican married persons from Monterrey

José Moral de la Rubia [1*]
[1] Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León, México.

[*] *Correspondencia:* ***jose_moral@hotmail.com***

Recibido: 08 de agosto de 2018; **Revisado:** 25 de octubre de 2018; **Aceptado:** 23 de noviembre de 2018; **Publicado Online:** 01 de enero de 2019.

CITARLO COMO:
Moral, J. (2019). La Escala de Afectos Positivos y Negativos (PANAS) en personas mexicanas casadas de Monterrey. *Interacciones, 5*(1), 35-50. doi: 10.24016/2019.v5n1.151

PALABRAS CLAVE
Afectos;
Psicometría;
Medición;
Satisfacción marital;
Deseabilidad social.

RESUMEN

El objetivo del artículo es estudiar la consistencia interna, validez de constructo y distribución de la Escala de Afectos Positivos y Negativos (PANAS) en personas casadas. Se recolectó una muestra de 727 participantes (52.8% mujeres y 47.2% hombres) por rutas al azar en Monterrey y su zona metropolitana, México. Se aplicó el PANAS, la Escala de Valoración de la Relación, y el Inventario Balanceado de Deseabilidad al Responder. La consistencia interna total fue excelente. El PANAS presentó una estructura de dos factores. Al eliminar el ítem 12, se logró un ajuste de bueno a adecuado y una relación ajuste-parsimonia buena. La consistencia interna del factor de Afecto Positivo (AP) fue excelente y la del factor de Afecto Negativo (AN) buena. La distribución de la puntuación total (Intensidad Afectiva = IA) siguió una curva normal. Los promedios de hombres y mujeres fueron equivalentes en IA, AP y AN. AP correlacionó con satisfacción marital con una fuerza de asociación fuerte, AN moderada e IA débil. La deseabilidad social tuvo tamaño del efecto pequeño sobre AP y AN y trivial sobre IA. Se concluye que el modelo de dos factores se valida, y el PANAS presenta consistencia interna y validez de constructo concurrente.

Publicación editada por el **Instituto Peruano de Orientación Psicológica - IPOPS**
Obra bajo licencia de Creative Commons Atribución 4.0 Internacional **(CC BY 4.0)**
http://dx.doi.org/10.24016/2019.v5n1.151

KEYWORDS
Affects;
Psychometrics;
Measurement;
Marital satisfaction;
Social desirability

ABSTRACT

The objective of the article is to study the internal consistency, construct validity, and distribution the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) among Mexican married persons. A sample of 727 participants (52.8% women and 47.2% men) was collected by random routes in Monterrey and its metropolitan area, Mexico. The PANAS, the Relationship Assessment Scale, and the Balanced Inventory of Desirable Responding were applied. The overall internal consistency was excellent. The PANAS presented a two-factor structure. By dropping item 12, a from-good-to-adequate fit and a good fit-parsimony relationship were achieved. The internal consistency of Positive Affect (PA) factor was excellent, and the one of Negative Affect (NA) factor was good. The distribution of the total score (Affective Intensity = AI) followed a normal curve. The central tendency in AI, PA and NA was equivalent between men and women. PA was correlated with marital satisfaction with a strong strength of association, NA with a moderate strength of association, and AI weak. Social desirability had a small effect size on PA and NA, and trivial on AI. It is concluded that the two-factor model is validated, and the PANAS presents internal consistency and concurrent construct validity.

En el estudio de la afectividad bajo un enfoque experimental, se suele distinguir entre sentimientos, emociones y afectos. El afecto se refiere a una activación fisiológica en el organismo provocada por ciertos eventos. Es una experiencia de intensidad, universal, no estructurada a nivel fenomenológico y con potencialidad para dar lugar a distintos sentimientos. El sentimiento es la sensación emocional estructurada y etiquetada bajo los esquemas y experiencias previas de la persona. La emoción es una expresión y vivencia del afecto socialmente modelada y dependiente del contexto social (Ekman, 2016; Stanley, 2017).

En los estudios psicométricos sobre la afectividad, la distinción entre sentimientos, emociones y afectos se pierde, pasando a ser tres términos sinónimos, y predominando el uso del término afecto (Stanley, 2017). No obstante, se hace una matización por su intensidad, persistencia y contingencia ambiental entre un afecto normal y un humor patológico (Watson, Stasik, Ro, & Clark, 2013). A su vez, se distingue entre estado afectivo y rasgo afectivo de personalidad desde el marco temporal de autodescripción (Watson, 2000). En estos estudios, la escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS) es el instrumento más usado para evaluar los afectos (Flores & Medrano, 2016; Gray & Watson, 2007).

Desde la década de 1980, se viene defendiendo que la estructura básica de los afectos está compuesta por dos factores con una correlación inversa y una fuerza de asociación débil o moderada: afecto positivo (AP) y negativo (AN) (Gray & Watson, 2007). El AP corresponde a un estado en que la persona se siente entusiasta, activa y alerta. Indicadores de altos niveles de AP son sentimientos o vivencias de energía, concentración, compromiso y placer. El AN corresponde a un estado de la angustia y el displacer. Indicadores de altos niveles de AN son sentimientos o vivencias de disgusto, ira, culpa, desprecio, miedo y nerviosismo. Estos dos factores designan estados de activación, etiquetados como positivos o placenteros y negativos o displacenteros. El polo extremo superior de cada dimensión se caracteriza por alta activación y el polo inferior por baja activación (Watson, Wiese, Vaidya, & Tellegen, 1999). Otra conceptualización más sencilla sostiene que existe una única dimensión de afectividad con dos polos. En un polo (izquierdo) se ubican los afectos negativos y en el otro polo (derecho) los afectos positivos, hallándose en medio los afectos ambiguos, indefinidos o ambivalentes en su vivencia fenomenológica, y pudiendo presentar todos estos afectos distinta intensidad (Gray & Watson, 2007).

Diversos estudios factoriales confirmatorios con el PANAS (Gargurevich & Matos, 2012; Gray & Watson, 2007; Medrano, Flores, Trólogo, Ríos, Curarello & González, 2015; Merz & Roesch, 2011; Moriondo, De Palma, Medrano, & Murillo, 2012; Terracciano, McCrae & Costa, 2003, Watson, Clark & Tellegen, 1988), muestran un pobre ajuste del modelo de un factor y apoyan el modelo de dos factores correlacionados (AP y AN). Además, se observa que esta correlación disminuye en la medida en que se introducen correlaciones entre los residuos de ítems con contenidos muy semejantes: fuerte-orgulloso; atento-alerta; intranquilo-nervioso, asustado-temeroso, avergonzado-culpable, hostil-irritable o afligido-disgustado. A favor del modelo de dos factores se han encontrado bases fisiológicas. La activación de la amígdala se asocia preferentemente con la experiencia de AN, como miedo o ansiedad, y la activación del haz prosencefálico medial entre el núcleo accumbens y el área tegmental ventral se asocia con la recompensa, el placer y AP (Kragel & LaBar, 2016; Lindquist, Satpute, Wager, Weber, & Barrett, 2015).

Aparte del modelo de dos factores existe otras propuestas para el PANAS. Galinha, Pereira y Esteves (2013) y Flores y Medrano (2016) han demostrado que un modelo de tres factores oblicuos presenta mejor ajuste que el de dos factores. En el modelo trifactorial, el factor de AP se mantiene sin cambios en su configuración, pero el de AN se desdoble en un factor de nerviosismo (asustado, nervioso, temeroso, culpable, avergonzado e intranquilo) y un factor de irritabilidad (afligido, disgustado; irritable y hostil).

Seib-Pfeifer, Pugnaghi, Beauducel y Leue (2017) han propuesto un modelo bifactor para representar la

estructura del PANAS. Por una parte, habría un factor general de intensidad afectiva (IA) que determina a todos los ítems y, por otra parte, dos factores específicos independientes (AP y AN). Así, cada ítem estaría determinado por el factor general, un factor específico y un residuo de medida. En el estudio de Seib-Pfeifer et al., aunque el modelo bifactor presentó mejor ajuste que el modelo de un factor y el de dos factores oblicuos, la varianza común explicada por el factor general fue muy pequeña y la varianza explicada por los factores específicos muy grande, lo que indica que es un modelo inadecuado para los datos.

Cabe señalar que los estudios de validación del PANAS se han realizado esencialmente en población de estudiantes, aunque hay algunos hechos en población general (Crawford & Henry, 2004; Merz et al., 2013), en adultos mayores (Von Humboldt, Monteiro, & Leal, 2015), e incluso uno en personas casadas (Moral, 2011). Esta última subpoblación, mayoritaria entre los adultos (INEGI, 2013), recibe especial interés en psicología en relación con temas como la estabilidad de la familia, ruptura familiar, infidelidad, maltrato en mujeres y menores, salud mental, física y reproductiva y satisfacción con la vida (Friedlander, Escudero, Welmers-van de Poll, & Heatherington, 2018; Sullivan & Lawrence, 2016), en los cuales los afectos juegan un papel clave (Martínez, Iriarte, Martín, & Navarro, 2016), de ahí la relevancia de tener la escala más usada para la evaluación de la afectividad (Lindquist et al., 2015) validada en dicha subpoblación. Por otra parte, en pocos estudios de validación se ha contrastado el modelo de tres factores (Flores & Medrano, 2016; Galinha et al., 2013) y el bifactor (Seib-Pfeifer et al., 2017), y en ninguno de ellos se han considerado las recomendaciones actuales para analizar escalas con variables ordinales: determinar el número de factores por la convergencia de métodos empíricos (Courtney, 2013), uso de la matriz de correlación policórica (Scott, 2018), uso del método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) o mínimos cuadrados ponderados robustos (RWLS) para extraer factores o minimizar la función de discrepancia (Byrne, 2016; Li, 2016) y uso de coeficiente omega de McDonald para calcular la confiabilidad de las puntuaciones por consistencia interna (Trizano & Alvarado, 2016).

Se asume que la estructura factorial o interrelación entre los afectos es la misma en mujeres y hombres, existiendo estudios que apoyan la invarianza del modelo de dos factores entre ambos sexos (Crawford & Henry, 2004; Sanmartín et al., 2018). No obstante, sí existen diferencias a nivel de intensidad afectiva. La mujer es más expresiva emocionalmente y sufren más de afecto negativo (estrés, ansiedad, depresión), lo que se atribuye al rol de género y aspectos biológicos (Chaplin, 2015; Simon & Nath, 2004). Por otra parte, el hombre reporta más afectivo positivo que la mujer (Audrain-McGovern, Rodríguez, & Leventhal, 2014), lo que se atribuye esencialmente al rol de género y dominancia social (Del Castillo, Moreno-Rosset, Martín, & Ramírez–Uclés, 2009).

Al enfocarse el presente estudio en personas casadas, una variable relevante para establecer la validez concurrente (basada en un criterio externo) es la satisfacción marital, la cual tiene gran peso al predecir la estabilidad de la pareja (Sullivan & Lawrence, 2016) y tiene un fuerte componente afectivo (Moral, 2015). Las personas casadas que experimentan una mayor satisfacción con su relación marital probablemente reporten más afectivo positivo y menos negativo, al ser un aspecto central en su vida, como así sustenta la investigación empírica (Bloch, Haase, & Levenson, 2014; Randall & Bodenmann, 2017).

La deseabilidad social es una variable que puede sesgar el autorreporte, por lo que es de gran relevancia evaluar su efecto al validar un instrumento de medida. En caso de ser el tamaño del efecto mediano o grande se requeriría proporcionar medios para su control (Perinelli & Gremigni, 2016). En el caso del PANAS, el efecto de la deseabilidad social parece ser mínimo (Quirin et al., 2018) o no significativo (Diener, Larsen, Levine, & Emmons, 1985).

Retomando estos antecedentes y sugerencias, los objetivos de este estudio instrumental sobre el PANAS en personas mexicanas casadas de Monterrey y su zona metropolitana son: 1) describir la distribución y comprobar la discriminabilidad y consistencia interna de cada uno de sus 20 ítems; 2) determinar su estructura factorial; 3) estimar la consistencia interna de las puntuaciones en la escala y sus factores, así como la validez convergente y discriminante de los factores en su modelo; 4) describir la distribución de las puntuaciones en la escala y sus factores; 5) comparar la tendencia central entre ambos sexos; 6) verificar la validez concurrente en relación con satisfacción marital; y 7) cuantificar el efecto de deseabilidad social sobre las puntuaciones en la escala y sus factores.

Se espera que los ítems sean discriminativos y consistentes (Watson et al., 1988), una estructura de dos factores oblicuos: AP y AN (Gargurevich & Matos, 2012; Gray & Watson, 2007; Medrano et al., 2015; Merz & Roesch, 2011; Moriondo et al., 2012; Terracciano et al., 2003), una consistencia interna buena en las puntuaciones de la escala y sus factores, con una varianza media de los ítems explicada por su factor mayor que la explicada por factores no atribuibles (validez convergente del factor en el modelo) y una varianza compartida entre los factores menor que la varianza media que estos explican en sus ítems (validez discriminante entre los factores en el modelo), una mayor proximidad a la normalidad en las distribuciones de la puntuación total y del factor de AP que en la distribución del factor de AN, así como mayor promedio en AP que en AN (Gargurevich & Matos, 2012; Medrano et al., 2015; Merz & Roesch, 2011; Moral, 2011; Moriondo et al., 2012; Watson et al., 1988). La hipótesis con respecto a la diferencia de medias entre ambos sexos es que las mujeres reporten mayor IA (Chaplin, 2015) y AN (Simon & Nath, 2004), y los hombres expresan más AP, siendo el tamaño del efecto del sexo sobre el afecto pequeño o trivial (Audrain-McGovern, Rodríguez, & Leventhal, 2014; Del Castillo et al., 2009). Se

lesperan correlaciones positivas de IA y AP con satisfacción marital, y una correlación negativa entre AN y satisfacción marital (Bloch, Haase, & Levenson, 2014; Randall & Bodenmann, 2017), con la verificación de que estas correlaciones sean sustantivas una vez parcializado el efecto de la deseabilidad social. Finalmente, se espera que el tamaño del efecto de la deseabilidad social sobre la IA (puntuación total) y factores del PANAS (AP y AN) sea trivial o pequeño (Quirin et al., 2018).

MÉTODO

Diseño

Se realizó un estudio instrumental con un diseño ex post facto transversal y se usó un muestreo por rutas al azar (Montero & León, 2005).

Participantes

Los criterios de inclusión fueron: tener al menos 18 años, estar casado con una pareja del sexo opuesto, ser mexicano, residir en Monterrey o su zona metropolitana, saber leer y escribir y dar el consentimiento informado. Los criterios de eliminación fueron: cuestionario incompleto e informar que la pareja estuvo presente en el momento de ser contestado, leyendo o preguntando por las respuestas.

Para determinar el tamaño de la muestra se usó la fórmula para la estimación bilateral de una media aritmética con población infinita, al ser el tamaño poblacional mayor que 100,000. Al ser la desviación estándar esperada de la puntuación total del PANAS de 0.43 dentro de un rango de 1 a 5 (Moral, 2011), se requeriría una muestra mínima de 716 participantes para lograr un error absoluto de estimación de 0.03 con un intervalo de confianza del 95%.

Se colectó una muestra de 727 participantes con datos completos, de los cuales 52.8% fueron mujeres y 47.2% hombres, sin diferencia de frecuencia estadísticamente significativa entre ambos sexos por la prueba binomial, p = .138. La mediana de escolaridad correspondió a estudios medios superiores, y la mediana del ingreso económico familiar al mes en el último año al intervalo de 6,000 a 12,000 pesos mexicanos, es decir, entre 300 y 600 dólares estadounidenses. La media de edad fue 35.78 años, IC del 95%: (35.03, 36.52) y DE = 10.24, y la de tiempo de casados de 12.30 años, IC del 95%: (11.62, 12.99) y DE = 9.37. La mediana del número de hijos fue dos. Con respecto a la religión, 82.8% dijo ser cristiano católico, 9.1% cristiano no católico, 1.8% pertenecer a otra religión y 6.3% a ninguna religión.

Instrumentos

La versión del PANAS usada incluyó 20 ítems con formato de respuesta de tipo Likert con cinco opciones de respuesta sobre su intensidad en el último mes: nada o casi nada (1), un poco (2), bastante (3), mucho (4) y muchísimo (5). Los ítems fueron tomados de la adaptación mexicana de Moral (2011), salvo el ítem 5 ("enérgico") de AP que mostró baja carga factorial, por lo que se sustituyó por uno nuevo (i5 "motivada/o") también de AP. Los 10 ítems de AP fueron: i1 "interesada/o", i3 "estimulada/o", i5 "motivada/o", i9 "entusiasmada/o", i10 "orgullosa/o", i12 "alerta", i14 "inspirada/o", i16 "decidida/o", i17 "atenta/o", e i19 "activa/o"; y los 10 ítems de AN: i2 "tensa/o", i4 "disgustada/o, i6 "culpable", i7 "asustada/o", i8 "hostil", i11 "irritable", i13 "avergonzada/o", i15 "nerviosa/o", i18 "miedosa/o", e i20 "atemorizada/o". Las puntuaciones en los factores y la puntuación total de IA se obtuvieron sumado los ítems y dividiendo por el número de ítems sumados, de tal forma que los rangos varían en un continuo de 1 a 5. En el estudio de Moral (2011), el número de factores fue dos por el criterio de Cattell (1966). Al extraer dos factores por Ejes Principales y rotar la matriz de cargas factoriales por el método Promax, se configuraron los dos factores esperados de AN con 10 indicadores, α = .88, y AP con 10 indicadores, α = .84. La correlación entre ambos factores fue negativa e inversa, r = -.36. No obstante, el ajuste a los datos por Máxima Verosimilitud fue pobre.

Escala de valoración de la relación (RAS; Hendrick, Dicke, & Hendrick, 1998). Está integrada por siete ítems con respuestas de tipo Likert con un rango de 1 a 5. Su rango potencial de las puntuaciones es de 7 a 35 y tiene una estructura unifactorial. Una mayor puntuación en la escala refleja mayor satisfacción con la relación (Hendrick et al., 1998). Con base en el estudio de meta-análisis de Graham, Diebels y Barnow (2011), su consistencia interna global es buena, α de Cronbach = .87, IC 95%: (.86, .88). Se empleó la traducción de la escala RAS del estudio de validación de Moral (2015), obtenida por el método de traducción reversa. En este estudio, la consistencia interna global fue excelente, α ordinal = .93, el ajuste del modelo de un factor fue bueno por mínimos cuadrados no ponderados y la distribución de las puntuaciones en RAS fue asimétrica positiva.

Inventario Balanceado de Deseabilidad Social (BIDR), usando la adaptación mexicana de Moral, García y Antona (2012). Consta de 20 ítems directos con siete categorías ordenadas de respuesta, de 1 = "nada de acuerdo" a 7 = "totalmente de acuerdo". Esta versión quedó constituida por los diez ítems directos de autoengaño, α = .76, y los diez ítems directos de manejo de la impresión, α = .71, con lo que se logró optimizar la consistencia interna total, α = .77. El modelo de dos factores correlacionados mostró buen ajuste a los datos por mínimos cuadrados generalizados. Las puntuaciones en la escala y los dos factores se obtienen por suma simple. Mayor puntuación refleja mayor tendencia a sesgar el autorreporte en un sentido socialmente deseable, esto es, menor sinceridad.

Procedimiento

Se empleó un muestreo de rutas aleatorias, seleccionándose de forma aleatoria 81 calles a partir de la Guía Roji (2014). En cada calle se recolectaron 10 cuestionarios con consentimiento informado y datos completos. Se pretendía que fueran cinco mujeres y cinco

hombres independientes (uno por casa o unidad de muestreo). Si la persona deseaba participar voluntariamente y satisfacía los criterios de inclusión, se dejaba un cuestionario para recogerlo media hora después o cuando lo indicase la persona.

El estudio fue aprobado en sus aspectos éticos por el Comité de Doctorado, autoridad al respecto dentro de la institución académica, al ser sometido de forma extraordinaria para cumplimentar los requisitos del programa de financiamiento. Se solicitó el consentimiento expreso informado de los participantes en la primera hoja del cuestionario. En la hoja de consentimiento se garantizó el anonimato de las respuestas y se informó sobre la identidad del responsable del estudio, con quien se podía contactar por correo electrónico para cualquier cuestión suscitada por el estudio. No se solicitó ningún dato de identificación personal. Así, se respetó las normas éticas de investigación de la *American Psychological Association* (2017).

Analisis de datos

En relación con el primer objetivo sobre los ítems, se describieron sus distribuciones por medio de los porcentajes de respuesta a las categorías ordenadas, la mediana (Mdn), rango semiintercuartílico (RSIC), coeficiente de asimetría intercuartílico (AIC) y coeficiente de curtosis percentílico corregido o centrado en cero (CPC). Se comprobó la discriminabilidad de cada ítem por la comparación de las puntuaciones en el ítem entre los grupos de puntuaciones altas (≥ percentil 73) y bajas (≤ percentil 27) en la escala o suma de los 20 ítems (Kelley, 1939) a través de la prueba de la U de Mann-Whitney, así como la correlación policórica (rPC) del ítem con la escala dicotomizada en puntuaciones altas y bajas. El criterio de discriminabilidad fue una diferencia significativa y una correlación policórica mayor que .40 (Ebel, 1954). La consistencia interna se comprobó por la correlación entre el ítem y el resto de la escala o de su factor (excluido el ítem) a través del coeficiente de correlación poliserial (rPS). Una correlación poliserial significativa y mayor que .30 se tomó criterio de consistencia interna (Pedhazur & Schmelkin, 1991).

En relación con el segundo objetivo de determinar su estructura factorial, se usó análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio. (AFC). A pesar de haber modelos teóricos bien definidos, se implementó también un AFE, ya que proporciona un enfoque más amplio al análisis confirmatorio, a través de la determinación empírica del número de factores y la libre configuración de los factores, lo que permite hallar modelos alternos o dar más peso a uno de los modelos teóricos en pugna (Child, 1990; Lloret, Ferreres, Hernández, & Tomás, 2014).

En el AFE, el número de factores se determinó por el análisis paralelo de Horn (1965), coordenadas óptimas (Raiche, Roipel, & Blais, 2016), media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado y a la cuarta potencia (Velicer, Eaton, & Fava, 2000), factor de aceleración (Raiche et al., 2016) y autovalores mayores que uno (Kaiser, 1960) desde la matriz de correlación policórica, buscando la convergencia de los criterios (Courtney, 2013). La extracción de factores se hizo por mínimos cuadrados no ponderados (ULS) y la rotación de la matriz de cargas factoriales por Promax, desde la matriz de correlación policórica.

En el AFC, se optimizó la función de discrepancia por mínimos cuadrados libres de escala (FSLS), usando como datos de entrada de matriz de momentos (media aritmética, desviación estándar y correlación policórica). El error estándar de las estimaciones y el contraste de la significación se realizó por percentiles corregidos de sesgo con la extracción de 2,000 muestras aleatorias. El ajuste de los modelos se valoró por medio de ocho índice: $\chi2/gl$ =chi-cuadrada relativa, GFI = índice de bondad de ajuste, AGFI = índice de bondad de ajuste corregido, NFI = índice normado de ajuste, CFI = índice comparativo de ajuste, RFI = índice relativo de ajuste, SRMR = residuo estandarizado cuadrático medio y RMSEA = error de aproximación cuadrático medio. Valores de $\chi2/gl \leq 2$, GFI, NFI, CFI y RFI ≥ .95, AGFI ≥ .90, y SRMR y RMSEA ≤ .05 reflejan buen ajuste; y valores de $\chi2/gl \leq 3$, GFI, NFI, CFI y RFI ≥ .90, AGFI ≥ .85, y SRMR y RMSEA ≤ .08 reflejan un ajuste aceptable (Arbuckle, 2013; Byrne, 2016). Se calculó la parsimonia del modelo por la razón de parsimonia (PR) y tres índices parsimoniosos: PNFI = índice normado de ajuste parsimonioso, PCFI = índice comparativo de ajuste parsimonioso, y PGFI= índice de bondad de ajuste parsimonioso. Una PR > .75 refleja una parsimonia alta, > .50 media, > .25 baja y < .25 muy baja. Valores de PNFI y PCFI ≥ .80 y PGFI ≥ .70 muestran una relación parsimonia-ajuste buena; PNFI y PCFI ≥ .60 y PGFI ≥ .50 aceptable (Arbuckle, 2013; Mulaik et al., 1989).

En relación con el tercer objetivo sobre la consistencia interna de la escala y los factores y la validez convergente y discriminante de los factores, la consistencia interna se determinó por la omega de McDonald (ω). Valores ω ≥ .70 indican una consistencia interna aceptable, ≥ .80 buena y ≥ .90 excelente (McDonald, 1999). La validez convergente de cada factor se evaluó por la varianza media extraída (AVE) y el índice H de Hancock y Mueller (2001). Valores de AVE > .50 y H ≥ .70 o valores de AVE próximos a .50 y H ≥ .80 reflejan validez convergente. La validez discriminante en los modelos de factores correlacionados se estableció por la varianza compartida (r^2). Valores de $r^2_{F1,F2} < AVE_{F1}$, AVE_{F2} y .70, reflejan validez discriminante entre F1 y F2. En el modelo bifactor, la validez convergente se estableció por la omega jerarquizada de McDonald (ω_h), la varianza común explicada (ECV) y el índice H. Valores de $\omega_h \geq .30$, índice H ≥ .70 y ECV entre .30 y .60 indican validez convergente. También se calculó varianza común explicada por el factor general a nivel de los ítems (ECV-I) y el porcentaje de varianza no contaminada por el factor general (PUC), ya que ECV > .70, ICV-I ≥.80 y el PUC >. 70 o ECV > .60, ICV-I ≥.80 y el PUC >. 80 reflejan unidimensionalidad y falta de validez convergente de los factores específicos (Brunner, Nagy, & Wilhelm, 2012; Domínguez & Rodríguez, 2017).

En relación con el cuarto objetivo de describir las distribuciones de la escala y sus factores, el ajuste de las puntuaciones en la escala (IA) y los factores a una distribución normal se contrastó por la prueba de Kolmogorov-Smirnov-Lilliefors y la de D'Agostino-Pearson. En caso de mantenerse la hipótesis nula de normalidad por ambas pruebas, se considera que existe ajuste a la normalidad; si la hipótesis nula se mantiene por la de D'Agostino-Pearson y el perfil en el histograma es acampanado, se habla de aproximación a la normalidad. La comparación de tendencia central entre los dos factores se hizo por la prueba de los rangos con signo de Wilcoxon, al no seguir las puntuaciones de los factores una distribución normal. El tamaño del efecto se estimó por el coeficiente de correlación al cuadrado ($r^2 = Z^2/n$), donde Z es el estadístico estandarizado de la prueba de Wilcoxon y n es el número de datos emparejados de la muestra. Valores de r^2 entre menores que .01 reflejan un tamaño del efecto trivial, entre .01 y .089 pequeño, entre .09 y .249 mediano, entre .25 y .489 grande, entre .49 y .809 muy grade y entre 0.81 y 1 inmenso (Tomczak & Tomczak, 2014).

Para la ejecución del quinto objetivo de comparar la tendencia central entre ambos sexos, se usó la prueba *t* de Student para dos muestras independientes con las variables con distribución normal y la prueba *U* de Mann-Whitney con aquellas que se desviaban de la normalidad. En el primer caso el tamaño del efecto se calculó por la *g* de Hedges corregida de sesgo y en el segundo caso por el coeficiente de correlación al cuadrado ($r^2 = Z^2/n$). Valores de *g* menores que 0.20 reflejan un tamaño del efecto trivial, entre 0.20 y 0.49 pequeño, entre 0.50 y 0.79 mediano, entre 0.80 y 1.19 grande, entre 1.20 y 1.99 muy grade y mayor o igual que 2 inmenso (Tomczak & Tomczak, 2014).

Con respecto a los dos últimos objetivos de comprobar la validez concurrente, usando como criterio externo la satisfacción marital (RAS), y estimar el efecto de la deseabilidad social (BIDR), las correlaciones con RAS y BIDR se calcularon por el coeficiente de correlación por rangos de Spearman (r_s), debido a la falta de normalidad en una o las dos distribuciones. La parcialización del efecto de la deseabilidad social en las correlaciones con RAS se hizo por coeficiente de correlación por rangos parcial ($r_{S12.3}$). Valores de r_S y $r_{S12.3}$ < .10 se interpretaron como una fuerza de asociación trivial, entre .10 y .29 débil, entre .30 y .49 moderada, entre .50 y .69 fuerte, entre .70 y .89 muy fuerte, y ≥ .90 perfecta (Rovai, Baker, & Ponton, 2014).

El nivel de significación se fijó en .05 y los cálculos se hicieron con los programas SPSS 22, módulo R versión 2.4 para SPSS 22, AMOS 18 y Excel 2013.

RESULTADOS

Distribución, discriminabilidad y consistencia interna de los ítems

Las medianas en los ítems de AP fueron más altas (3 "bastante" o 4 "mucho", salvo en el ítem 12 con una mediana de 2) y la variabilidad fue mayor (RSIC = 1 o 1.5, salvo en el ítem 16 con un RSIC = 0.5) que en los ítems de AN, cuyas medianas tomaron valores de 1 "nunca" o 2 "un poco" y su rango semiintercuartílico fue de 0.5. A su vez, en la mayoría de los ítems de AP las distribuciones mostraron simetría o ligera asimetría negativa (cola larga a la izquierda) y ligera leptocurtosis (colas engrosadas con respecto a la zona central en comparación con un perfil mesocúrtico). Por el contrario, en la mayoría de los ítems de AN las distribuciones mostraron asimetría positiva (cola larga a la derecha) y mesocurtosis o platicurtosis (colas adelgazadas

Tabla 1.
Estadísticos descriptivos, discriminabilidad y consistencia interna de los ítems

Porcentajes					Descriptivos				Discr.	r_{PS}		
1	2	3	4	5	*Mdn*	R_{SIC}	A_{IC}	C_{PC}	Z_U	IA	Factor	
5.5	23.0	12.5	19.8	18.2	3	1.5	-.33	.11	-8.26**	.20**	.34**	P
3.9	44.7	18.0	7.7	5.6	2	0.5	1	-.10	-6.79**	.24**	.58**	N
0.2	26.3	27.4	22.3	13.9	3	1	0	-.01	-10.13**	.34**	.63**	P
.9	40.7	12.5	7.2	4.7	2	0.5	-1	-.10	-6.32**	.18**	.64**	N
.9	17.1	23.8	27.9	25.3	4	1	0	.07	-11.05**	.38**	.73**	P
7.5	28.1	6.5	5.4	2.6	1	0.5	1	-.01	-8.08**	.30**	.59**	N
5.7	23.1	7.7	3.6	1.9	1	0.5	1	-.01	-9.53**	.43**	.66**	N
5.6	29.7	8.4	5.9	2.3	1	0.5	1	-.01	-8.01**	.29**	.62**	N
.3	19.1	21.6	29.3	23.7	4	1	-1	.07	-11.27**	.36**	.76**	P
.0	19.5	19.0	21.5	28.1	3	1.5	.33	.11	-11.57**	.36**	.53**	P
5.4	39.6	10.9	8.7	5.5	2	1	0	.07	-7.78**	.24**	.66**	N
5.7	27.4	20.1	15.5	11.3	2	1.5	.33	.11	-10.96**	.35**	.10*	P
5.1	22.4	7.2	3.7	1.7	1	0.5	1	-.01	-7.23**	.29**	.61**	N
0.0	21.3	22.8	26.1	19.7	3	1	0	-.01	-11.97**	.43**	.75**	P
5.1	33.0	11.1	5.6	5.1	2	0.5	-1	-.10	-10.14**	.40**	.64**	N
.4	16.8	22.3	30.7	24.9	4	0.5	-1	-.10	-11.53**	.43**	.70**	P
.8	19.1	18.8	30.5	23.7	4	1	-1	.07	-10.88**	.42**	.66**	P
..9	31.1	8.1	5.4	3.6	1	0.5	1	-.01	-9.88**	.38**	.64**	N
.2	14.0	20.6	27.6	32.5	4	1	0	.07	-10.57**	.37**	.64**	P
.8	23.8	5.4	3.9	2.2	1	0.5	1	-.01	-8.02**	.36**	.67**	N

Notas. *Mdn* = mediana, R_{SIC} = rango semiintercuartílico, A_{IC} = coeficiente de asimetría intercuartílico, C_{PC} = coeficiente de curtosis percentílico corregido, Z_U = estadístico estandarizado de la prueba *U* de Mann-Whitney al comparar las puntuaciones en el ítem entre los grupos de puntuaciones altas y bajas en la escala, r_{PS} = correlación poliserial entre el ítem y el resto de la escala o el factor al que pertenece (P = afecto positivo y N = afecto negativo). ** $p < .01$ * $p < .05$ en un contraste bilateral. IA = puntuación total de Intensidad Afectiva en el PANAS.

con respecto a la zona central en comparación con un perfil mesocúrtico) (Tabla 1).

Los 20 ítems fueron discriminativos al comparar la tendencia central entre los grupos de puntuaciones altas y bajas en la escala (Tabla 1), variando las correlaciones policóricas entre el ítem y la escala dicotomizada en grupos de puntuaciones altas y bajas de .42 a .72 con una media de .62. Los ítems más discriminativos (r_{PC} > .70) fueron el ítem 14, 10 y 16 y los menos discriminativos (r_{PC} < .50) los ítems 4 y 2.

Con respecto a la consistencia interna (Tabla 1), todas correlaciones poliseriales de los ítems con la puntuación total de la escala excluido el ítem fueron significativas, variando de .18 a .43 con media de .34. Sólo el ítem 4 tuvo una correlación menor que .20, y los ítems 1, 11, 8 y 13 tuvieron correlaciones menores que .30. Las correlaciones de los ítems con su factor teórico (excluido el ítem) fueron mayores, variando de .10 a .76 con una media de .61. Sólo el ítem 12 de AP tuvo una correlación menor que .30 con su factor, pero esta fue mayor que .30 con el factor de AN (r_{PS} = .33).consistencia interna buena, ω = .82, y validez convergente, AVE = .50 y H = .86 (Tabla 3). AP presentó validez discriminante con respecto a Nerviosismo, r^2 = .14, e IIrritabilidad, r^2 = .07, pero Nerviosismo e Irritabilidad

Tabla 2.
Índices de ajuste y parsimonia para los modelos especificados

Índices	Modelos							
	1F_20	1F_19	2Fc_20	2Fc_19	3Fc_20	3Fc_19	BF_20	BF_19
χ^2	4,583.393	4,132.695	863.965	617.538	721.475	435.885	421.472	237.864
gl	170	152	169	151	167	149	150	133
χ^2/gl	26.961	27.189	5.112	4.090	4.320	2.925	2.810	1.788
GFI	.828	.839	.968	.976	.973	.983	.980	.988
AGFI	.788	.799	.960	.970	.966	.978	.972	.983
NFI	.764	.780	.956	.967	.963	.977	.969	.982
CFI	.748	.793	.964	.975	.971	.985	.980	.992
RFI	.736	.752	.950	.963	.958	.973	.961	.977
SRMR	.173	.173	.075	.067	.069	.056	.053	.042
RMSEA	.189	.190	.075	.065	.068	.051	.050	.033
PR	.895	.889	.889	.883	.879	.871	.789	.778
PNFI	.684	.693	.850	.854	.846	.851	.765	.764
PCFI	.669	.705	.857	.812	.854	.858	.773	.772
PGFI	.671	.671	.779	.776	.774	.771	.700	.692

Notas. Índices: χ^2 = valor mínimo de la función de discrepancia o chi-cuadrado, *gl* = grados de libertad, χ^2/gl = chi-cuadrada relativa, GFI = índice de bondad de ajuste de Jöreskog y Sörbom, AGFI = índice de bondad de ajuste corregido de Jöreskog y Sörbom, NFI = índice normado de ajuste de Bentler, CFI = índice comparativo de ajuste de Bentler y Bonett, RFI = índice relativo de ajuste por el coeficiente rho de Bollen, SRMR = residuo estandarizado cuadrático medio, RMSEA = error de aproximación cuadrático medio, PR = razón de parsimonia (alta > .75, media > .50, baja > .25 y muy baja < .25), PNFI = índice normado de ajuste parsimonioso, PCFI = índice comparativo de ajuste parsimonioso, y PGFI= índice de bondad de ajuste parsimonioso. Modelos: 1F = un factor, 2Fc = dos factores correlacionados (AP y AN), 3Fc = tres factores correlacionados (AP, nerviosismo e Irritabilidad), Bifactor = un factor general de intensidad afectiva y dos factores específicos (AP y AN). En los modelos con 20 ítems con más de un factor, se especificó el ítem 12 como indicador de AN (2Fc_20 y BF_20) o Irritabilidad (3Fc_20). En los modelos con 19 ítems (1F_19, 2Fc_19, 3Fc_19 y BF_19), se eliminó el ítem 12. En los ocho modelos los residuos de medida fueron independientes. Datos de entrada: matriz de correlación policórica. Método para optimizar la función de discrepancia: Mínimos cuadrados libres de escala. Análisis unigrupo: *N* = 727.

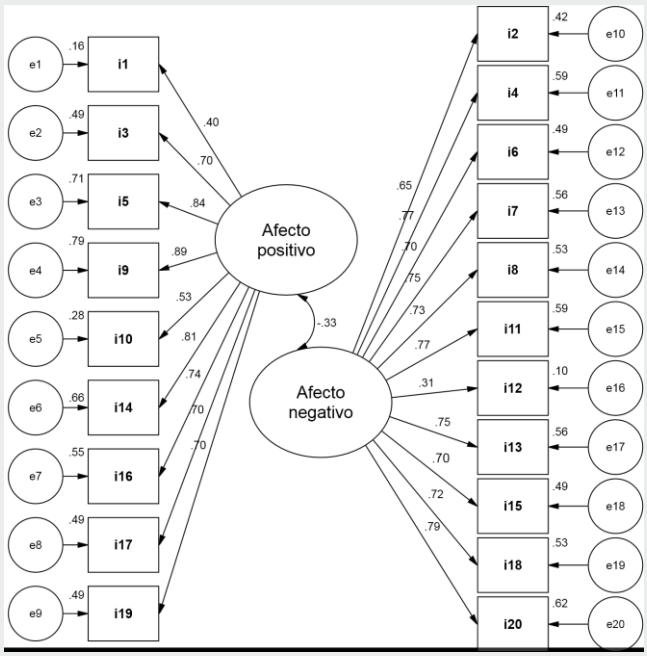

Figura 1. *Modelo de dos factores correlacionados con 20 ítems (2Fc_20) con el ítem 12 como indicador de AN estimado por mínimos cuadrados libres de escala.*

carecieron de validez discriminante, r^2 = .68 < AVE_N =.50 y AVE_I= .60 (Figura 2).

En el modelo bifactor (BF_20), el peso del factor específico de AP sobre los ítems 1, 3, 5, 9, 10 y 14 no fue significativo por PCS, y el factor general tuvo pesos significativos, pero menores que .30 en los ítems 2, 6, 7, 8, 12, 13, 15, 18 y 20 de AN (Figura 3). Este modelo tuvo cinco índices con valores de buen ajuste, GFI, AGFI, NFI, RFI y RMSEA, y tres con valores de ajuste aceptable, χ2/gl, SRMR y RMSEA. Su parsimonia fue alta, aunque menor que la de los modelos de factores correlacionados (2Fc_20 y 3Fc_20), y su relación parsimonia-ajuste fue aceptable. Su bondad de ajuste fue mejor que el de tres factores correlacionados, Δχ2[17] = 300, p < .001, Δχ2/Δgl > 3 y ΔNFI, ΔCFI y ΔRFI > .01 (Tabla 2). Los factores específicos tuvieron una consistencia interna buena, ω = .88 para AP y .87 para AN, y el factor general excelente, ω =.91. En los 11 ítems de AN, el factor específico tuvo contribución fue muy alta, ωh = .84, ECV-FE = .59 y H = .86, pero la del factor general fue mínima, ωh(FG) = .03, ECV-FG = .41 y M(ECV-I) = .12, careciendo el factor general de validez convergente en los ítems de AN. Por el contrario, en los nueve ítems del factor de AP, general fue muy fuerte, general fue muy fuerte, ωh(FG) = .71, ECV-FG = .83 y M(ECV-I) = .80, y la del factor específico mínima, ωh = .17, ECV-FE = .11 y H = .56, careciendo el factor específico de AP de validez convergente. El modelo explicó el 67.5% de la varianza de los ítems, 21.9% el factor general y 45.6% los dos factores específicos, con mayor contribución del factor de AN (35%) que el de AP (10.6%). Un porcentaje de correlaciones no contaminadas por la unidimensionalidad de 52.1%, una omega jerarquizada del factor general de 52.1%, y una varianza compartida explicada por este factor general del 47.3% indican que la unidimensionalidad no es mejor opción para representar a los datos, al tomar estos tres índices valores menores que 70% (Tabla 3).

Precisamente, en el modelo de un factor (1F_20), los ocho índices tuvieron valores de mal ajuste (Tabla 2). La consistencia interna de los 20 ítems fue excelente, ω= .90, pero el factor careció de validez convergente, AVE = .33 y H = .92 (Tabla 3).

Finalmente, se especificaron estos mismos modelos, eliminando el ítem 12, debido a sus pesos de medida menores que .40 (-.21 en 1F_20, .31 en 2Fc_20 y 3Fc_20 y .39 por AN y -.11 por IA en BF_20) y por su contenido con interpretación ambigua como revela el AFE (cargó en AN en lugar de AP).

En el modelo de un factor (1F_19), nuevamente los ocho índices mostraron valores de mal ajuste (Tabla 2), la consistencia interna de los 19 ítems fue excelente, ω= .91, y el factor careció de validez convergente, AVE = .34 y H = .92 (Tabla 3).

En el modelo de dos factores correlacionados (2Fc_19),

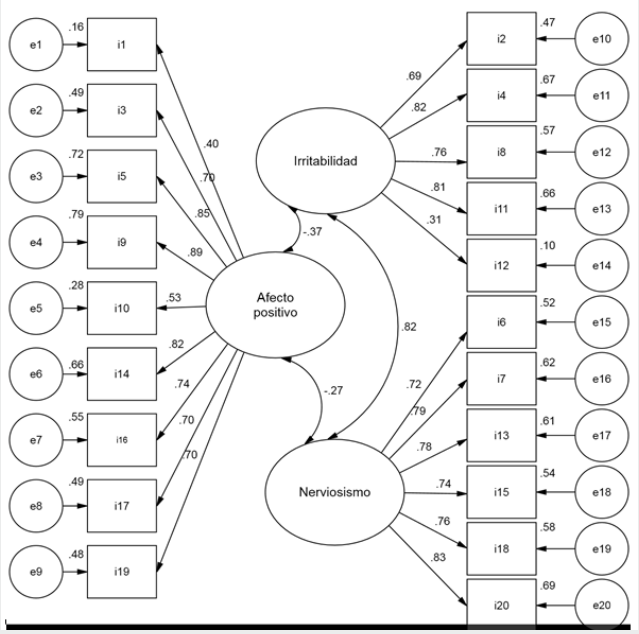

Figura 2. *Modelo de tres factores correlacionados con 20 ítems (3Fc_20) con el ítem 12 como indicador de Irritabilidad estimado por mínimos cuadrados libres de escala.*

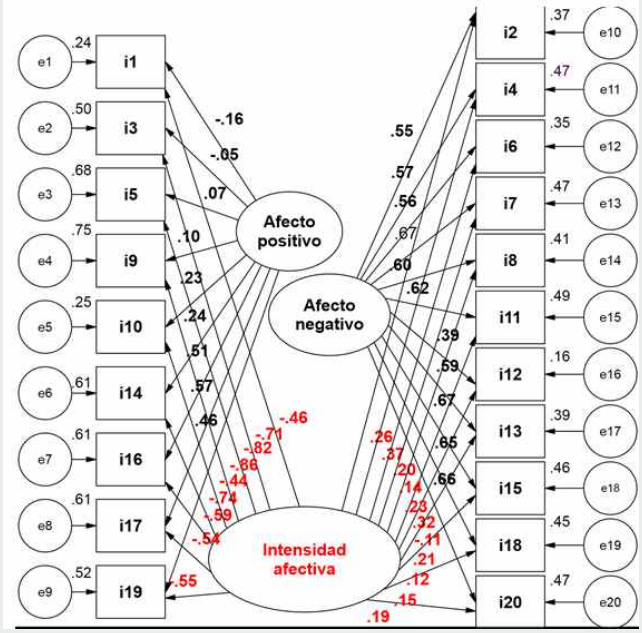

Figura 3. *Modelo bifactor con 20 ítems (BF_20) con el ítem 12 como indicador de AN estimado por mínimos cuadrados libres de escala.*

todos los parámetros fueron significativos con una estimación con un intervalo de confianza del 95% por PCS. Su ajuste fue bueno por cinco índices, adecuado por dos, SRMR y RMSEA, y malo por uno, χ2/gl = 4.09 < 5. La parsimonia del modelo fue alta y la relación parsimonia-ajuste buena por los tres índices parsimoniosos. Su bondad de ajuste mejoró con respecto al modelo con 20 ítems, Δχ2 [18] = 246.43, Δχ2/Δgl > 3 y ΔNFI, ΔCFI, ΔRFI > .01 (Tabla 2). Los dos factores presentaron consistencia interna excelente (ω = .90 para AP y .92 para AN), validez convergente, AVE = .51 y H = .93 para PA y AVE = .53 y H = .92 para AN (Tabla 3) y validez discriminante con un 11.8% de varianza compartida.

En el modelo de tres factores (3Fc_19), todos los parámetros fueron significativos por PCS. Su ajuste fue bueno por cinco índices y adecuado por tres, χ2/gl, SRMR y RMSEA. La parsimonia del modelo fue alta y la relación parsimonia-ajuste buena por los tres índices parsimoniosos. La bondad de ajuste mejoró con respecto a la versión de 20 ítems, Δχ2 [18] = 285.59, Δχ2/Δgl > 3 y ΔNFI, ΔCFI, ΔRFI > .01 (Tabla 2). La consistencia interna del factor de AP fue excelente y la de los otros dos fue buena. Los tres factores mostraron validez convergente. El factor de AP presentó validez discriminante con respecto a los otros dos. No obstante, los factores de Irritabilidad y Nerviosismo carecieron de validez discriminante, r2 = .67 > AVEI = .58 y AVEN = .60 (Tabla 3).

El modelo bifactor con 19 ítems (BF_19), los valores de la consistencia interna del factor general y de los factores específicos fueron buenos (Tabla 3). El modelo siguió presentando parámetros no significativos (los pesos del factor específico de AN sobre los ítems 2, 4 y 11) y cargas menores que .30 (las cargas del factor general sobre los ítems 1, 3, 10, 11, 16, 17 y 19 de AP). Su ajuste fue bueno por los ocho índices, su parsimonia fue alta, aunque menor que la de los modelos con factores correlacionados, y su relación parsimonia-ajuste fue aceptable. Este modelo mejoró en comparación con la versión de 20 ítems, Δχ2 [17] = 183.61, Δχ2/Δgl > 3 y ΔNFI, ΔCFI, ΔRFI > .01 (Tabla 2). Ahora en los nueve ítems de AP el factor específico tuvo mucho peso, ωh = .75, ECV-FE = .84 y H = .87, y mínimo el factor general, ωh(FG) = .13, ECV-FG = .16 y M(ECV-I) = .15, careciendo el factor general de validez convergente sobre los ítems de AP. En los 10 ítems de AN tuvo más peso el factor general, ωh(FG) = .58, ECV-FG = .61 y M(ECV-I) = .60, que el factor específico, ωh = .32, ECV-FE = .40 y H = .76, aunque ambos contribuyeron de forma significativa. El modelo explica el 78.8% de la varianza de los ítems. El factor general explica el 19.5% de la varianza y los dos factores específicos el 59.3%, con mayor contribución del factor de AP, 39.4%, que el factor de AN, 19.9%. A nivel de varianza compartida el 40% de esta varianza fue explicada por el factor general y el 60% por los dos factores específicos. Aunque mejoró en ajuste y validez convergente con respecto al modelo bifactor de 20 ítems, siguió representando de forma inadecuada la estructura factorial. Un porcentaje de correlaciones no contaminadas por la unidimensionalidad de 52.6%, una omega jerarquizada del factor general de 13.5% y una varianza compartida explicada por este factor general del 40.1% indican que la unidimensionalidad no representa a los datos, al ser valores menores que 70% (Tabla 3).l 78.8% de la varianza de los ítems. El factor general explica el 19.5% de la varianza y los dos factores específicos el 59.3%, con mayor contribución del factor de AP, 39.4%, que el factor de AN, 19.9%. A nivel de varianza compartida el 40% de esta varianza fue explicada por el factor general y el 60% por los dos factores específicos. Aunque mejoró en ajuste y validez convergente con respecto al modelo bifactor de 20 ítems,

Tabla 3.
Índices de validez convergente y consistencia interna

Modelos			Índices								
MF	F	NI		ω_h	$\omega_{h(FG)}$	ECV-FE	ECV-FG	AVE	$M_{(ECV-I)}$	H	PUC
1F_20		20	.903					.330		.916	
1F_19		19	.910					.344		.915	
2Fc_20	AP	9	.901					.513		.928	
	AN	11	.846					.498		.923	
2Fc_19	AP	9	.901					.513		.928	
	AN	10	.919					.533		.921	
3Fc_20	AP	9	.901					.513		.928	
	N	6	.82					.495		.864	
	I	5	.898					.595		.901	
3Fc_19	AP	9	.901					.513		.927	
	N	6	.848					.584		.856	
	I	4	.898					.595		.901	
Bifactor_20	AP	9	.875	.168	.707	.166	.834	.106	.799	.558	.521
	AN	11	.871	.841	.030	.593	.407	.35	.119	.864	
	FG	20	.913	.521		.527	.473	.219	.425	.906	
Bifactor_19	AP	9	.883	.751	.133	.84	.16	.394	.154	.866	.526
	AN	10	.896	.316	.580	.395	.605	.199	.602	.757	
	FG	19	.848	.135		.599	.401	.195	.367	.875	

Notas. Modelos: MF = modelo factorial, F = factores del modelo y NI = número de ítems de cada factor. Índices: ω = coeficiente omega, ω_h = coeficiente omega jerarquizado con respecto al factor específico, $\omega_{h(FG)}$ = coeficiente omega jerarquizado con respecto al factor general, ECV-FE = varianza compartida explicada por el factor específico, ECV-FG = varianza compartida explicada por el factor general, AVE = varianza media extraída, $Media_{(ECV-I)}$ = media de la varianza compartida por el factor general a nivel del ítem, H = índice H de Hancock y Muelller, y PUC = porcentaje de correlaciones no contaminadas por la unidimensionalidad.Hancock y Muelller, y PUC = porcentaje de correlaciones no contaminadas por la unidimensionalidad.

siguió representando de forma inadecuada la estructura factorial. Un porcentaje de correlaciones no contaminadas por la unidimensionalidad de 52.6%, una omega jerarquizada del factor general de 13.5% y una varianza compartida explicada por este factor general del 40.1% indican que la unidimensionalidad no representa a los datos, al ser valores menores que 70% (Tabla 3).

Distribuciones de la puntuación total y los factores del PANAS

Las puntuaciones se obtuvieron sumando los ítems y dividiendo por el número de ítems sumados tras eliminar el ítems 12. Para la puntuación total (IA) se dividió por 19, para AP por 9 y para AN por 10. La distribución de IA fue simétrica (-2 < Sk/SE < 2) y mesocúrtica (-2 < K/SE < 2), manteniéndose su ajuste a la normalidad por la prueba de Komogorov-Smirnov-Lilliefors y la de D'Agostino-Pearson. El perfil del AN mostró marcada asimetría positiva (Sk/SE ≥ 10) y leptocurtosis (3 < K < 10), no ajustándose a una curva normal. El perfil de AP mostró platicurtosis (-10 < K < -3) y tampoco se ajustó a la normalidad (Tabla 4).

La tendencia central del AP, Mdn = 3.44, fue significativamente más alta, ZW = -20.68, p < .001, que la de AN, Mdn = 1.82, con un tamaño del efecto de la polaridad afectiva muy grande, r2 = .59. Al comparar a ambos sexos, la media de IA fue equivalente entre hombres y mujeres, t[725] = 1.79, p = .074, así como la de AP (ZU = -1.56, p = .118) y de AN (ZU = -1.02, p = .309), siendo los tamaños del efecto triviales en los tres casos: g de Hedges = 0.13, IC 95%: (-0.01, 0.28) < 0.20 para IA, r2 = .004 para AP y r2 = .003 para AN < .01.

Validez concurrente con satisfacción marital y efecto de la deseabilidad social

Las distribuciones de BIDR y RAS presentaron asimetría negativa, Sk/EE = -5.55 y -9.07, respectivamente. Además, BIDR mostró leptocurtosis, K/EE = 3.90. Ninguna de las dos distribuciones se ajustó a una curva normal, ZK-S-L = 0.043, p = .003 y DP = 46, p < .001 para BIDR; y ZK-S-L = 0.106, p <

Tabla 4.
Estadísticos descriptivos de la puntuación en IA, AN y AP

Estadísticos		IA_19	AN_10	AP_9
Min		1	1	1
Max		4.37	4.40	5
M		2.54	1.82	3.33
(IC del 95%)		(2.50, 2.57)	(1.77, 1.87)	(3.27, 3.40)
DE		0.48	0.71	0.89
Sk		0.05	1.04	-0.18
Sk/SE		0.42	12.00	-1.98
K		0.30	0.67	-0.72
K/SE		1.71	4.16	-3.97
Cuantiles	P10	1.89	1.10	2.11
	P20	2.14	1.20	2.44
	P25	2.21	1.30	2.67
	P30	2.28	1.30	2.78
	P40	2.42	1.50	3.11
	P50	2.53	1.60	3.44
	P60	2.68	1.80	3.67
	P70	2.79	2.10	3.89
	P75	2.84	2.20	4.00
	80	2.89	2.40	4.11
	90	3.11	2.80	4.56
Kolmogorov-Smirnov-Lilliefors	Max(|d|)	0.033	0.140	0.061
	p	.064	< .001	< .001
D'Agostino-Pearson	DP	3.09	161.31	19.65
	p	.213	< .001	< .001

Notas. *N* = 727. *Min* = valor mínimo, *Max* = valor máximo, *M* = media aritmética y su estimación por intervalo con un nivel de confianza del 95% bajo un modelo de curva normal, *DE* = desviación estándar, *Sk* = asimetría, *Sk/SE* = asimetría estandarizada, *K* = exceso de curtosis, *K/SE* = valor de exceso de curtosis estandarizado, Cuantiles = los tres cuartiles (P25, P50=Mdn y P25) y los 9 deciles (P10, P20, P30, P40, P50, P60, P70, P80 y P90). Contraste de la normalidad: Estadístico de contraste de la prueba de Kolmogorov-Smirnov-Lilliefors Max(|d|) y D´Agostino-Pearson (DP), y probabilidad exacta unilateral a la derecha (*p*) de ambos estadísticos. Intensidad afectiva: IA_19 = (i1 + i2 + i3 + i4 + i5 + i6 + i7 + i8 + i9 + i10 + i11 + i13 + i14 + i15 + i16 + i17 + i18 + i19 + i20) / 19. Afecto negativo: AN_10 = (i2 + i4 + i6 + i7 + i8 + i11 +i13 + i15 + i18 + i20) / 10. Afecto positivo: AP_9 = (i1 + i3 + i5 + i9 + i10 + i14 + i16 + i17 + i19) / 9. de intensidad afectiva y dos factores específicos (AP y AN). En los modelos con 20 ítems con más de un factor, se especificó el ítem 12 como indicador de AN (2Fc_20 y BF_20) o Irritabilidad (3Fc_20). En los modelos con 19 ítems (1F_19, 2Fc_19, 3Fc_19 y BF_19), se eliminó el ítem 12. En los ocho modelos los residuos de medida fueron independientes. Datos de entrada: matriz de correlación policórica. Método para optimizar la función de discrepancia: Mínimos cuadrados libres de escala. Análisis unigrupo: *N* = 727.

.001 y *DP* = 86.28, $p < .001$ para RAS. Debido al incumplimiento de la normalidad, se usó el coeficiente correlación por rangos de Spearman.

El AP tuvo una correlación significativa, positiva y con una fuerza de asociación fuerte con satisfacción marital, r_S [727] = .51, $p < .001$, y débil con deseabilidad social, r_S [727] = .29, $p < .001$. El AN tuvo una correlación significativa, negativa y con una fuerza de asociación moderada con satisfacción marital, r_S [727] = -.44, $p < .001$, y débil con deseabilidad social, r_S [727] = -.24, $p < .001$. La correlación de la IA con satisfacción marital fue significativa, positiva y con una fuerza de asociación débil, r_S [727] = .12, p = .001, y con deseabilidad social su fuerza de asociación fue trivial, r_S [727] = .09, p = .011. Las correlaciones con satisfacción marital continuaron siendo significativas, al parcializar la deseabilidad social: $r_{S12.3}$ = .47, t[724] = 14.16, $p < .001$ para AP; $r_{S12.3}$ = -.40, t = -11.79, $p < .001$ para AN y $r_{S12.3}$ = .10, t[724] = 2.71, p = .007 para IA.

DISCUSIÓN

Se planteó como primer objetivo describir las distribuciones de los 20 ítems del PANAS y comprobar su discriminabilidad y consistencia interna. Los afectos positivos dominaron en la mayoría de los participantes con base en sus medianas más altas, su mayor variabilidad y la predominancia de perfiles con asimetría hacia los valores altos y colas engrosadas en comparación con las características distribucionales de los afectos negativos. Las medianas más bajas, la menor variabilidad y la predominancia de perfiles con asimetría hacia los valores bajos y colas acortadas en estos últimos muestran que la intensidad del afecto negativo reportada fue baja y muy homogénea entre los participantes. Culpable, asustado, hostil, avergonzado y miedoso fueron los afectos reportados con una menor intensidad o frecuencia; en contraposición, decidido, atento, motivado, entusiasmado y activo fueron los afectos más frecuentes. Este balance emocional se corresponde al de una muestra sin patología clínica, como también se observa en otros estudios de población general (Moral, 2011; Moriondo et al., 2012).

Los 20 ítems fueron claramente discriminativos y tuvieron mejores propiedades de consistencia interna en su factor teórico o esperado que en la escala. Este último dato sugiere, antes de aplicar el análisis factorial, que el modelo de factores correlacionados puede ser más representativo de la estructura subyacente que el modelo bifactor y claramente que el modelo unifactorial. En el análisis de los ítems, el ítem 12 ("alerta") presentó consistencia interna en la escala, no en su factor de afecto positivo, pero sí en el factor de afecto negativo, lo cual indica que debería considerarse como un indicador de afecto negativo en esta población. Además, su promedio fue bajo ("un poco") como el de los ítems de afecto negativo. Estar alerta no se entiende en sentido de estar despierto, atento y activo, como inicialmente se diseñó (Watson et al., 1988) y se usa en el estudio de las bases biológicas de la conducta (Stanley, 2017), sino en el sentido de estar atento a peligros o amenazas. Precisamente, en el lenguaje cotidiano alerta significa "aviso o llamada de atención para prevenirse ante un posible riesgo o daño" (Real Academia Española, 2005). Quizá una mejor traducción del ítem "*alert*" sería "despierto" o "vivaz" para poder ser un indicador de afecto positivo.

Se formuló como segundo objetivo determinar la estructura factorial del PANAS en parejas mexicanas casadas de Monterrey y su zona metropolitana, siendo complementado por un tercer objetivo de comprobar la consistencia interna y validez convergente y discriminante en el modelo factorial.

Con respecto a la estructura factorial del PANAS, el modelo de un factor resultó inadecuado. Ningún criterio para determinar el número de factores sugirió un factor; casi todos ítems, salvo el ítem 12, presentaron mejores propiedades de consistencia interna en su factor que en la escala, e incluso cinco de ellos no cumplieron con el criterio de consistencia interna en la escala, pero sí en su factor; el modelo bifactor no proporcionó evidencias de unidimensionalidad (PUC, ECV-FG y H del FG < .70); al ser extraído un factor éste careció de validez convergente y presentó dos ítems con cargas menores que .40; y finalmente, el modelo de un factor tuvo los peores índices de ajuste.

El modelo de tres factores tampoco fue sugerido por los criterios para determinar el número de factores, y al estimarlo se evidenció el motivo, la falta de validez discriminante entre los dos factores de afecto negativo (irritabilidad y nerviosismo), los cuales deberían definir un solo factor.

El modelo bifactor, a pesar de su mejor ajuste, incluso perfecto al eliminar el ítem 12, presentó propiedades inadecuadas de validez convergente. El factor general tuvo un peso fuerte o muy fuerte en los ítems de AN, pero mínimo en los ítems de AP, si se incluye el ítem 12 como indicador de AP; y al revés, un peso fuerte o muy fuerte en los ítems de AP, pero mínimo en los ítems de AN, si el ítem 12 se incluye como indicador de AN o se excluye. Además, el análisis de la consistencia interna de los ítems indica que éstos son claros indicadores de factores específicos, pero algo pobres de un factor general, especialmente cinco de ellos.

Cabe señalar que, en la elaboración de los ítems del PANAS (Watson et al., 1988), se incluyeron tanto estados emocionales (por ej., avergonzado, disgustado) como motivacionales (por ej., interesado, estimulado), lo que probablemente dificulta que el modelo bifactor represente bien la estructura subyacente, al no ser la interrelación alta. Precisamente, cuando se incluyen sólo ítems con contenido emocional, como en la escala de Diener et al. (2010), las correlaciones entre los ítems son altas o muy altas, así como entre los dos factores (Cassaretto & Martínez, 2017; Diener et al., 2010), lo que permitiría el modelo bifactor represente bien la estructura subyacente (Reise, 2012).

Frente a los modelos de uno y tres factores, el de dos factores correlacionados no sólo fue sugerido de forma convergente por los seis criterios para determinar el número de factores y reproducido por el AFE (salvo el ítem 12 que cargó en el factor de AN), sino que al ser contrastado por AFC presentó validez convergente y discriminante en sus dos factores, consistencia interna excelente en un factor y buena en otro, parsimonia alta, una relación ajuste-parsimonia buena y sus índices de ajuste a los datos variaron de buenos a adecuados, salvo la chi-cuadrada relativa. Aunque un valor de chi-cuadrada relativa mayor que tres usualmente se suele interpretar como mal ajuste, al haberse obtenido un valor menor que cinco, eliminado el ítem 12, se puede considerar éste como aceptable, considerando el contexto de los restantes índices (Byrne, 2016).

En concordancia con estudios previos (Gargurevich & Matos, 2012; Gray & Watson, 2007; Medrano et al., 2015; Merz & Roesch, 2011; Moriondo et al., 2012; Terracciano et al., 2003, Watson et al., 1988), el modelo de dos factores fue confirmado, pero, a diferencia de estos estudios, sin necesidad de introducir correlaciones entre los residuos de medidas con contenidos afines. Esto se debió a los datos de entrada (correlación policórica) y el método usado para optimizar la función de discrepancia: mínimos cuadrados libres de escala. Ambos son más adecuados a la naturaliza ordinal de los ítems que la correlación de Pearson y Máxima verosimilitud (Byrne, 2016; Li, 2016), que son los usados en estudios previos.

¿Es necesario eliminar el ítem 12 “alerta”? Se puede mantener sin afectar de forma grave a las propiedades del modelo de dos factores correlacionados, pero sí sería recomendable. Por una parte, mejora el ajuste del modelo y la validez convergente del factor de AN. Por otra parte, la lectura (interpretación) de este ítem parece ser ambigua dentro del contexto de la evaluación de las relaciones de pareja. El contenido “alerta” se diseñó como un ítem de AP para indicar estar activo y consciente (Watson et al., 1988; Moral, 2011). En estudios previos con estudiantes, especialmente estudiantes de psicología, el sentido de conciencia activa tal vez fue claro. No obstante, en el contexto de la pareja y la familia “estar alerta” parece elicitar el significado de peligro y pasa a tomar un significado de AN. Ante esta ambigüedad es mejor optar por eliminarlo. Dicha ambigüedad ya se revela en el análisis de las distribuciones y consistencia interna de los ítems y en el AFE, pero podría ser comprobada usando un test de actitud implícita (Quirin et al., 2018). Otra opción sería sustituirlo por un ítem más claro en su sentido como “despierto” o “vivaz”.

Con respecto al ítem 5 “enérgico/a”, creado para sustituir a su versión previa “motivada/o” que tuvo baja comunalidad en la escala y el factor de AP (Moral, 2011), resultó un ítem con buenas propiedades de consistencia interna o comunalidad. Su peso fue mayor que .60 en el modelo de un factor y mayor que .80 en el modelo de dos factores correlacionados con una varianza compartida del 51%. Por tanto, puede ser retenido.

Con respecto a la consistencia interna cabe señalar que, en estudios previos, esta medida de confiabilidad ha sido estimada por el coeficiente alfa de Cronbach. Este estadístico asume unidimensionalidad, tau-equivalencia (puntuaciones verdaderas o cargas factoriales de los ítems equivalentes y covarianzas entre los ítems equivalentes) y errores de medida independientes, que son supuestos que usualmente se incumplen en la mayoría de las escalas (Bonett & Wright, 2014). En este estudio se usó el coeficiente omega de McDonald, el cual es más adecuado para escalas congenéricas, como el PANAS, las cuales se caracterizan por tener cargas cruzadas y covarianzas entre sus ítems, aparte de varianzas desiguales (Trizano & Alvarado, 2016). Conforme a la expectativa y favorecido por el índice usado, la consistencia interna total y la del factor de AP fueron excelentes, y la del factor de AN fue buena, alcanzándose valores ligeramente mayores que los reportados en estudios previos (Gargurevich & Matos, 2012; Medrano et al., 2015; Merz & Roesch, 2011; Moral, 2011; Moriondo et al., 2012; Watson et al., 1988).

Se enunció como cuarto objetivo describir distribución del PANAS en personas mexicanas casadas de Monterrey y su zona metropolitana. Se calculó la puntuación total o índice de intensidad afectiva. Cabría objetar si esto es válido cuando se está afirmando que el modelo de dos factores correlacionados representa mejor la interrelación de los ítems que el modelo de un factor y el bifactor, siendo la consistencia interna de los ítems mayor con el factor específico que con el factor general. Un modelo de un factor o un modelo bifactor sería el sostén empírico de la propuesta teórica de una dimensión general de intensidad afectiva. Un modelo de dos o más factores independientes sería su refutación. No obstante, un modelo de factores correlacionados puede justificar una puntuación total como un índice compuesto de variables con colinealidad (Bonifay, Lane, & Reise, 2017).

Desde investigaciones con jóvenes universitarios (Gargurevich & Matos, 2012; Medrano et al., 2015; Merz & Roesch, 2011; Watson et al., 1988), población general (Moriondo et al., 2012) y parejas (Moral, 2011), se esperaba una mayor proximidad a la normalidad en las distribuciones de la puntuación total y el factor de AP que del factor de AN. En la presenta muestra, la puntuación total de IA se ajustó a una distribución normal y el factor de AP presentó una mayor proximidad a la normalidad que el de AN, con lo que cumplieron las expectativas distribucionales en esta población.

Al tratarse de parejas casadas de población general, no tomadas de una situación clínica, se esperaba que dominase el AP sobre el AN (Moral, 2011), como así evidenciaron los datos. Además, el tamaño del efecto de la polaridad afectiva fue muy grande, lo que se puede considerar como una prueba adicional de validez de constructo concurrente.

El quinto objetivo enunciado fue comparar la tendencia central en la puntuación total y los dos factores del PANAS entre mujeres y hombres. Desde las creencias culturales

sobre el afecto y el género y estudios previos, cabía esperar que las mujeres reportasen una mayor IA (Chaplin, 2015) y AN (Alcalá, Camacho, Giner, Giner, & Ibáñez, 2006), y los hombres expresasen más AP (Simon & Nath, 2004), siendo el tamaño del efecto del sexo pequeño o trivial (Audrain-McGovern et al., 2014). En el presente estudio, las tendencias centrales tanto en IA como en AP y AN fueron equivalentes entre ambos sexos. En un principio esto parece ir contra las expectativas. No obstante, en un estudio previo realizado en población adulta de parejas casadas (Moral, 2011), también se observó esta equivalencia de medias. Es importante considerar que la fuente de la mayoría de las investigaciones son niños, adolescentes y jóvenes adultos solteros (Alcalá et al., 2006). La población estudiada fue de adultos que están casados, es decir, desde el punto de visto cultural, de adultos que ya han alcanzado su madurez social. En este punto de la vida parece que lo esperado desde los roles de género se rompe y la modulación de la expresión emocional se vuelve equiparable (Timmons, Margolin, & Saxbe, 2015). En el estudio de Moral (2011), la equivalencia en tendencia central se pudo ver potenciada por el hecho de que hombres y mujeres estaban emparejados, pero en este estudio no fue así. La pareja del hombre o la mujer no fue incluida. Por tanto, se confirma el mismo hallazgo con una variación en la composición de la muestra para no reforzar esa posible semejanza (Timmons et al., 2015).

El sexto objetivo fue verificar la validez concurrente del PANAS en relación con la satisfacción marital. En el contexto de adultos casados considerar la satisfacción marital como criterio externo de validez adquiere especial relevancia. El matrimonio constituye una parte central del sentido de vida de estas personas (Friedlander et al., 2018), y por consiguiente una fuente cardinal de afectos, ya sean positivos, al vivirse amor, protección, armonía y realización de expectativas, o negativos, por situaciones contrarias, como desamor, desarmonía, tedio, desprotección, peleas, violencia o frustración (Martínez et al., 2016). Consecuentemente, la experiencia de satisfacción marital (amor, cohesión, comunicación y armonía) es esperable que se asocie a un reporte de mayor frecuencia de afectos positivos y a una menor frecuencia de afectos negativos (Bloch et al., 2014; Randall & Bodenmann, 2017). Los datos confirmaron estas expectativas, AP tuvo una asociación fuerte y directa con satisfacción marital, AN moderada e inversa, e IA débil y también inversa. Al dominar el AP en la población, se puede entender la relación positiva entre IA y satisfacción marital. La intensidad afectiva no indica polaridad, pero al conocerse que el balance afectivo en esta población es claramente hacia el afecto positivo, la correlación entre intensidad afectiva y satisfacción marital necesariamente debe ser positiva, como los datos constatan.

Como último objetivo, se planteó cuantificar el efecto de la deseabilidad social sobre la escala, es decir, medir un aspecto de sesgo, el cual tiene especial relevancia dentro de los estudios de las relaciones de pareja (Visschers, Jaspaert, & Vervaeke, 2015) y escalas de autorreporte (Quirin et al., 2018). La deseabilidad social sí tuvo efecto sobre AP y AN, aunque su impacto fue pequeño y de signo contrario, de ahí que su impacto resultó trivial sobre IA. Al ser pequeño no requiere necesariamente su control estadístico. Por ejemplo, al parcializar el efecto de la deseabilidad social en las correlaciones con la satisfacción marital, éstas disminuyeron ligeramente, pero siguieron siendo significativas, dos moderadas y la tercera baja, lo que indica que son relaciones sustantivas y proporcionan evidencia adicional de validez de constructo concurrente.

Una primera limitación del presente estudio es que las inferencias sólo son aplicables a personas mexicanas casadas con una pareja del sexo contrario que residen en Monterrey y su zona metropolitana. Con la debida precaución se podrían generalizar o usar como hipótesis para poblaciones afines. Otra segunda limitación es los datos no permiten inferencias causales, ni estimar la confiabilidad temporal de las puntuaciones, ni la estabilidad temporal de la estructura factorial, ya que se usó un diseño ex post facto transversal. Una tercera limitación es la naturaleza de autorreporte de los datos, por lo que estos pueden diferir de los obtenidos con técnicas proyectivas, observacionales o procedimientos para evaluar actitudes implícitas, como el creado por Quirin et al. (2018).

Se concluye que, en personas casadas con una pareja del sexo contrario residentes en Monterrey y su zona metropolitana, los 20 ítems fueron discriminativos, cinco de ellos con consistencia interna algo débil en la escala, pero todos ellos, salvo el ítem 12, consistentes en su factor. El modelo de dos factores correlacionados representa mejor la interrelación de los ítems que los modelos de un factor, de tres factores correlacionados y bifactor. Si se elimina el ítem 12 “alerta”, al resultar ambiguo en su interpretación en esta población, se mejoran ligeramente las propiedades de ajuste del modelo de dos factores correlacionados y validez convergente del factor de AN. El factor de AP presenta consistencia interna excelente y el AN buena. Ambos factores muestran validez convergente y discriminante dentro del modelo de dos factores correlacionados, cuya parsimonia es alta, su relación ajuste-parsimonia es buena y los índices de ajuste varían de buenos a aceptables. La consistencia interna de los 19 ítems es excelente. La distribución de la puntuación total sigue una curva normal, por lo que se puede baremar usando la media y desviación estándar (puntuaciones T de media 50 y desviación estándar 10), pero las distribuciones de los factores no, por lo que se podrían baremar por cuantiles. Los promedios en IA, AP y AN de hombres y mujeres casados son equivalentes, por lo que no se requiere baremos diferenciales por sexo. El promedio en AP es significativamente mayor que el en AN con un tamaño de efecto de la polaridad afectiva muy alto en esta población no clínica de personas casadas. AP presenta una asociación fuerte con satisfacción marital, AN una asociación moderada e IA (en la que domina la polaridad del AP) baja, siendo estas relaciones sustantivitas

al parcializar la deseabilidad social, lo que confirma la prueba de validez de constructo concurrente planteada. La deseabilidad social tiene un tamaño del efecto pequeño sobre AP y AN y trivial sobre IA, por lo que no requiere necesariamente su control.

Se recomienda el uso del PANAS con la eliminación del ítem 12 en la población estudiada y la replicación del estudio en otras afines. En futuros estudios el ítem 12 podría ser sustituido por "despierto" o "vivaz". A su vez, se sugiere realizar un muestreo de cohorte para determinar su estabilidad temporal y contrastar la estabilidad del modelo de dos factores correlacionados. En modelos predictivos, el AP se podría contemplar como un factor protector de satisfacción marital; y en intervenciones en pareja, se sugiere fomentar el AP para mejorar la satisfacción marital.

FINANCIAMIENTO

La presente investigación fue financiada por el Programa de Apoyo a la Investigación Científica y Tecnológica (PAICYT) de la Universidad Autónoma de Nuevo León. Clave de proyecto: CS454-14.

CONFLICTO DE INTERÉS

El autor declara no tener ningún conflicto de intereses.

AGRADECIMIENTOS

A la Universidad Autónoma de Nuevo León por la subvención brindada. A la Dra. Melina Miaja Ávila por su apoyo en el trabajo de campo y captura de datos, mientras estuvo como becaria de investigación, y a los alumnos de Investigación en Psicología de primer semestre de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León, por la colecta de datos.

REFERENCIAS

Arbuckle, J. L. (2013). IBM SPSS Amos 22. User's guide. Chicago, IL: Amos Development Corporation.

Alcalá, V., Camacho, M., Giner, D., Giner, J., & Ibáñez, E. (2006). Afectos y género. Psicothema, 18(1), 143-148.

American Psychological Association (2017). Ethical principles of psychologists and code of conduct. With the 2016 amendment to standard 3.04. Washington, DC: American Psychological Association Press. Recuperado 8 de agosto del 2018 de http://www.apa.org/ethics/code/

Audrain-McGovern, J., Rodriguez, D., & Leventhal, A. M. (2014). Gender differences in the relationship between affect and adolescent smoking uptake. Addiction, 110, 519-529. doi: 10.1111/add.12797

Bloch, L., Haase, C. M., & Levenson, R. W. (2014). Emotion regulation predicts marital satisfaction: More than a wives' tale. Emotion, 14(1), 130-144. doi: 10.1037/a0034272

Bonett, D. G., & Wright, T. A. (2014). Cronbach's alpha reliability: Interval estimation, hypothesis testing, and sample size planning. Journal of Organizational Behavior, 36(1), 3-15. doi: 10.1002/job.1960

Brunner, M., Nagy, G., & Wilhelm, O. (2012). A tutorial on hierarchically structured constructs. Journal of Personality, 80, 796-846. doi: 10.1111/j.1467-6494.2011.00749.x

Byrne, B. (2016). Structural equation modeling with AMOS (3a ed.). New York, NY: Routledge.

Cassaretto, M., & Martínez, P. (2017). Validación de las escalas de bienestar, de florecimiento y afectividad. Pensamiento Psicológico, 15(1), 19-31. doi: 10.11144/Javerianacali.psicologíapositivaSI15- 1.VEFA

Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. Multivariate Behavioral Research, 1, 245-276. doi.org/10.1207/s15327906mbr0102_10

Chaplin, T. M. (2015). Gender and emotion expression: A developmental contextual perspective. Emotion review. Journal of the International Society for Research on Emotion, 7(1), 14-21. doi: 10.1177/1754073914544408

Child, D. (1990). The essentials of factor analysis (2a ed.). London: Cassel Educational Limited.

Courtney, M. G. R. (2013). Determining the number of factors to retain in EFA: using the SPSS R-menu v2.0 to make more judicious estimations. Practical Assessment, Research & Evaluation, 18(8), 1-14. Recuperado 8 de agosto del 2018 de http://pareonline.net/getvn.asp?v=18&n=8

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. doi: 10.1348/0144665031752934

Del Castillo, M., Moreno-Rosset, C., Martín, M. D., & Ramírez–Uclés, I. (2009). Gender differences in affect, emotional maladjustment and adaptive resources in infertile couples: a positive approach. Anuario de Psicología, 5, 39-46.

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.

Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, Ch., Choi, D., Oishi, S., & Biswas-Diener, R. (2010). New well- being measures: Short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. Social Indicators Research, 97(2), 143-156. doi: 10.1007/s11205-009-9493-y

Domínguez, S. A., & Rodríguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. Interacciones. Revista de Avances en Psicología, 3(2), 59-65. doi: 10.24016/2017.v3n2.51

Ebel, R. L. (1954). Procedures for the analysis of classroom tests. Educational and Psychological Measurement, 14, 352-364. doi: 10.1177/001316445401400215

Ekman, P. (2016). What scientists who study emotion agree about. Perspectives on Psychological Science, 11(1), 31-34. doi: 10.1177/1745691615596992

Flores, P. E., & Medrano, L. A. (2016). El afecto y sus dimensiones: Modelos contrastados mediante análisis factorial confirmatorio de la escala I. Liberabit, 22(2), 173-184.

Friedlander, M. L., Escudero, V., Welmers-van de Poll, M. J., & Heatherington, L. (2018). Meta-analysis of the alliance–outcome relation in couple and family therapy. Psychotherapy, 55, 356-371. doi: 10.1037/pst0000161

Galinha, I. C., Pereira, C. R., & Esteves, F. G. (2013). Confirmatory factor analysis and temporal invariance of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS). Psicologia: Reflexão e Crítica, 26, 671-679. doi: 10.1590/s0102-79722013000400007

Gargurevich, R., & Matos, L. (2012). Validez y confiabilidad dela Escala de Afecto Positivo y Negativo (SPANAS) en estudiantes universitarios peruanos. Revista de Psicología (Trujillo), Perú, 14(2), 208-217.

Graham, J. M., Diebels, K. J., & Barnow, Z. B. (2011). The reliability of relationship satisfaction: A reliability generalization meta-analysis. Journal of Family Psychology, 25, 39-48. doi: 10.1037/a0022441.

Gray, E. K., & Watson, D. (2007). Assessing positive and negative affect via self-report. En J. A. Coan & J. J. B. Allen (Eds.), Handbook of emotion elicitation and assessment (pp. 171-184). New York: Oxford University Press.

Guia Roji (2014). Guía Roji 2014. Ciudad de Monterrey, área metropolitana y alrededores. Ciudad de México: autor.

Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. In R. Cudeck, S. du Toit, & D. Sörbom (Eds.), Structural equation modeling: Present and future - A Festschrift in honor of Karl Jöreskog (pp. 195–216). Lincolnwood, IL: Scientific Software International.

Hendrick, S. S., Dicke, A., & Hendrick, C. (1998). The relationship assessment scale. Journal of Social and Personal Relationships, 15, 137-142. doi: 10.1177/0265407598151009.

Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor

analysis. Psychometrika, 30, 179-185. doi: 10.1007/BF02289447

Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (2013). Censo de población y vivienda 2010. Principales resultados por localidad. Ciudad de México: INEGI. Recuperado de: http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/proyectos/ccpv/cpv2010/iter_2010.aspx

Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. Educational & Psychological Measurement, 20(1), 141-51. doi: 10.1177/001316446002000116

Kelley T. L. (1939). The selection of upper and lower groups for the validation of test items. Journal of Educational Psychology, 30, 17-24. doi:10.1037/h0057123

Kragel, P. A., & LaBar, K. S. (2016). Decoding the Nature of Emotion in the Brain. Trends in Cognitive Sciences, 20, 444-455. doi: 10.1016/j.tics.2016.03.011

Li, C. H. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. Psychological Methods, 21, 369-387. doi: 10.1037/met0000093

Lindquist, K. A., Satpute, A. B., Wager, T. D., Weber, J., & Barrett, L. F. (2015). The brain basis of positive and negative affect: evidence from a meta-analysis of the human neuroimaging literature. Cerebral Cortex, 26, 1910-1922. doi: 10.1093/cercor/bhv001

Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. Anales de Psicología, 30, 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361.

Martínez, A., Iriarte, L., Martín, S., & Navarro, L. (2016). Evaluación de la calidad de la relación de pareja en personas con infertilidad a través del modelo circumplejo. Medicina Reproductiva y Embriología Clínica, 3(2), 75-84. doi: 10.1016/j.medre.2016.05.001

McDonald, R.P. (1999). Test theory: A unified treatment. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.

Medrano, L. A., Flores, P. E., Trógolo, M., Curarello, A., & González, J. (2015). Adaptación de la Escala de Afecto Positivo y Negativo (I) para la población de Estudiantes Universitarios de Córdoba. Anuario de Investigaciones de la Facultad de Psicología, 2(1), 22-36.

Merz, E. L., Malcarne, V. L., Roesch, S. C., Ko, C. M., Emerson, M., Roma, V. G., & Sadler, G. R. (2013). Psychometric properties of Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) original and short forms in an African American community sample. Journal of Affect Disorders, 151, 942-949. doi: 10.1016/j.jad.2013.08.011

Merz, E. L. & Roesch, S. C. (2011). Modeling trait and state variation using multilevel factor analysis with PANAS daily diary data. Journal of Research in Personality, 45(1), 2-9. doi: 10.1016/j.jrp.2010.11.003.

Montero, I., & León, O. G. (2005). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en psicología. International Journal of Clinical and Health Psychology, 5(1), 115-127.

Moral, J. (2011). La Escala de afecto positivo y negativo (PANAS) en parejas casadas mexicanas. Revista CIENCIA Ergo Sum, 18(2), 1-9.

Moral, J. (2015). Validación del modelo unidimensional de la Escala de Valoración de la Relación en personas casadas y en unión libre de Monterrey, México. Revista Internacional de Psicología, 14(2), 1-70.

Moral, J., García, C. H., & Antona, C. J. (2012). Traducción y validación del Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder en una muestra probabilística de estudiantes universitarios mexicanos. Revista de Psicología GEPU, 3(2), 20-32.

Moriondo, M., De Palma, P., Medrano, L. A., & Murillo, P. (2012). Adaptación de la escala de afectividad positiva y negativa (I) a la población de adultos de la ciudad de Córdoba: Análisis psicométricos preliminares. Universitas Psychologica, 11(1), 187-196.

Mulaik, S. A., James, L. R., Van Alstine, J., Bennett, N., Lind, S., & Stilwell, C. D. (1989). Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. Psychological Bulletin, 105, 430-445. doi: 10.1037/0033-2909.105.3.430

Pedhazur, E. J., & Schmelkin, L. P. (1991). Measurement, design, and analysis An integrated approach. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Perinelli, E., & Gremigni, P. (2016). Use of social desirability scales in clinical psychology: A systematic review. Journal of Clinical Psychology, 72, 534-551doi: 10.1002/jclp.22284

Quirin, M., Wróbel, M., Norcini-Pala, A. Stieger, S., Brosschot, J., Kazén, M., ... Kuhl, J. (2018). A cross-cultural validation of the Implicit Positive and Negative Affect Test (IPANAT). European Journal of Psychological Assessment, 34, 52-63. doi: 10.1027/1015-5759/a000315

Raiche, G., Roipel, M., & Blais, J. G. (junio, 2016). Non graphical solutions for the Cattell's scree test. Trabajo presentado en The International Annual Meeting of the Psychometric Society, Montreal. Recuperado de: https://webdocs.cs.ualberta.ca/~nray1/CMPUT615/PCA/IMPS_PRESENTATION_2006.pdf

Randall, A. K., & Bodenmann, G. (2017). Stress and its associations with relationship satisfaction. Current Opinion in Psychology, 13, 96-106. doi: 10.1016/j.copsyc.2016.05.010

Real Academia Española (2005). Diccionario panhispánico de dudas. Extraído de: http://www.rae.es/recursos/diccionarios/dpd.

Reise, S. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. Multivariate Behavioral Research, 47, 667-696. doi: 10.1080/00273171.2012.715555

Rovai, A. P., Baker, J. D., & Ponton, M. K. (2014). Social science research design and statistics (2a ed.). Chesapeake, VA: Watertree Press.

Sanmartín, R., Vicent, M., Gonzálvez, C., Inglés, C. J., Díaz-Herrero, Á., Granados, L., & García-Fernández, J. M. (2018). Positive and Negative Affect Schedule-Short Form: Factorial invariance and optimistic and pessimistic affective profiles in Spanish children. Frontiers in Psychology, 9, 392. doi: 10.3389/fpsyg.2018.00392

Scott, M. (2018). Contributions to estimation of polychoric correlations. Multivariate Behavioral Research, 53, 247-266. doi: 10.1080/00273171.2017.1419851

Seib-Pfeifer, L.-E., Pugnaghi, G., Beauducel, A., & Leue, A. (2017). On the replication of factor structures of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS). Personality and Individual Differences, 107, 201-207. doi: 10.1016/j.paid.2016.11.053

Simon, R. W., & Nath, L. E. (2004). Gender and emotion in the United States: Do men and women differ in self-reports of feelings and expressive behavior? The American Journal of Sociology, 109, 1137-1177. doi: 10.1086/382111

Stanley, K. (2017). Affect and emotion: James, Dewey, Tomkins, Damasio, Massumi, Spinoza. En D. R. Wehrs & T. Blake (Eds.), The Palgrave handbook of affect studies and textual criticism (pp. 97-112). Cham, Suiza: Palgrave Macmillan. doi: 10.1007/978-3-319-63303-9_2

Sullivan, K. T, & Lawrence, E. (Eds) (2016). The Oxford handbook of relationship science and couple interventions. New York: Oxford University Press.

Terracciano, A., McCrae, R. R., & Costa, P. T. (2003). Factorial and construct validity of the Italian positive and negativeaffect schedule (PANAS). European Journal of Psychological Assessment, 19(2), 131-141. doi: 10.1027//1015-5759.19.2.131

Timmons, A. C., Margolin, G., & Saxbe, D. E. (2015). Physiological linkage in couples and its implications for individual and interpersonal functioning: A literature review. Journal of Family Psychology, 29, 720-731. doi: 10.1037/fam0000115

Tomczak, M., & Tomczak, E. (2014). The need to report effect size estimates revisited. An overview of some recommended measures of effect size. Trends in Sport Sciences, 1(21), 19-25.

Trizano, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: congeneric and asymmetrical measurements. Frontiers in Psychology, 7(769), 1-8. doi: 10.3389/fpsyg.2016.00769

Velicer, W. F., Eaton, C. A., & Fava, J. L. (2000). Construct explication through factor or component analysis: A review and evaluation of alternative procedures for determining the number of factors or components. En R. D. Goffin & E Helmes, (Eds.), Problems and solutions in human assessment (pp. 41-71). Boston: Kluwer. doi: 10.1007/978-1-4615-4397-8_3

Visschers, J., Jaspaert, E., & Vervaeke, G. (2015). Social desirability in intimate partner violence and relationship satisfaction reports: an exploratory analysis. Journal of Interpersonal Violence, 32, 1401-1420. doi: 10.1177/0886260515588922

Watson, D. (2000). Mood and temperament. New York, NY: The Guilford

Press.
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, 1063-1070. doi: 10.1037//0022-3514.54.6.1063
Watson, D., Stasik, S., Ro, E., & Clark, L. (2013). Integrating normal and pathological personality: Relating the DSM-5 trait-dimensional model to general traits of personality. Assessment, 20, 312-326. doi: 10.1177/1073191113485810
Watson, D., Wiese, D., Vaidya, J., & Tellegen, A. (1999). The two general activation systems of affect: Structural findings, evolutionary considerations, and psychobiological evidence. Journal of Personality and Social Psychology, 76, 820-838. doi: 10.1037/0022-3514.76.5.820
Von Humboldt, S., Monteiro, A., & Leal, I. (2015). Validation of the PANAS: A measure of positive and negative affect for use with cross-national older adults. Review of European Studies, 9(2), 10-19. doi: 10.5539/res.v9n2p10