

ADAPTACIÓN DE LAS “ESCALAS DE AFECTO POSITIVO Y NEGATIVO” (PANAS) EN UNA MUESTRA GENERAL ESPAÑOLA

Irene López-Gómez, Gonzalo Hervás y Carmelo Vázquez
Universidad Complutense de Madrid (España)

Resumen

Las “Escala de afecto positivo y negativo” (*Positive and Negative Affect Schedule*, PANAS) han sido ampliamente utilizadas para evaluar el afecto. Este trabajo tiene como objetivo analizar las propiedades psicométricas, estructura e invarianza factorial de una adaptación al español en una muestra general española ($N= 1071$). El coeficiente alfa de Cronbach fue de 0,92 para la Escala de afecto positivo y de 0,88 para la Escala de afecto negativo. Los análisis factoriales exploratorio y confirmatorio revelaron una estructura bifactorial de las PANAS y los análisis de invarianza factorial confirmaron la invarianza de esta adaptación en función del sexo y la edad. Asimismo, se encontraron correlaciones significativas en diferentes muestras entre las escalas del instrumento y otras medidas de afecto, depresión, ansiedad y bienestar. En conjunto, esta nueva versión de las PANAS supone algunas mejoras relevantes, especialmente en el ajuste de la traducción, y presenta buenas propiedades psicométricas en estas muestras.

PALABRAS CLAVE: *afecto positivo, afecto negativo, instrumento, análisis factorial, emociones.*

Abstract

The Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) have been widely used to measure affect. This study aimed to analyze the psychometric properties, structure and factorial invariance of an adaptation to Spanish in a general sample from Spain ($N= 1071$). Cronbach’s alpha was .92 for Positive Affect Scale and .88 for Negative Affect Scale. Exploratory and confirmatory factor analyses revealed a two-factor structure of the PANAS. Factorial invariance analyses confirmed the invariance of this adaptation by sex and age. Furthermore, significant correlations

Agradecimientos: Agradecemos la colaboración de Romina Jullian (Chile), Alejandra Santos (República Dominicana), Angie Vigo Catter (Perú), Minerva Cazares (México), Vickie Andrews (EE.UU.), Macarena Rodríguez (Argentina) por su ayuda en el proceso de traducción del cuestionario, y a Juanjo Rahona, Sergio M. Vergara y Covadonga Chaves por su participación en diferentes fases del estudio. Asimismo agradecemos al Instituto Coca-Cola de la Felicidad y a Jesús Gallardo, Isabel de Julián y Margarita Álvarez las facilidades que nos han dado para hacer uso de las bases de datos del estudio. Por último, agradecemos a Felipe E. García su ayuda en la preparación de este trabajo.

Correspondencia: Carmelo Vázquez, Facultad de Psicología, Universidad Complutense de Madrid, Campus de Somosaguas 28223 Pozuelo de Alarcón (España). E-mail: cvazquez@psi.ucm.es

were found in different samples between the scales of the instrument and other measures of affect, depression, anxiety and well-being. Overall, this new version of the PANAS has good psychometric properties in the samples analyzed.

KEY WORDS: *positive affect, negative affect, measure, factor analysis, emotions.*

Introducción

Parece haber un consenso generalizado acerca de la existencia de dos dimensiones hedónicas (negativa y positiva) en la estructura general del afecto (Diener, Larsen, Levine y Emmons, 1985). Estas dos dimensiones emergen independientemente de los instrumentos utilizados, las instrucciones temporales, los formatos de respuesta o la lengua y cultura en que se evalúen. Según algunos estudios, los factores de afecto positivo (AP) y afecto negativo (AN) explican entre la mitad y tres cuartos de la varianza común de los términos lingüísticos emocionales (p. ej., Watson y Tellegen, 1985).

Las "Escala de afecto positivo y negativo" (*Positive and Negative Affect Schedule*, PANAS; Watson, Clark y Tellegen, 1988) son de los instrumentos más utilizados y recomendados en la literatura sobre la evaluación de emociones, y presentan dicha estructura bifactorial (Thompson, 2007). Fueron creadas como un instrumento corto, fácil de administrar y que permitiera superar los problemas de fiabilidad y validez de los que adolecían las escalas anteriores para evaluar afecto (Watson *et al.*, 1988). El objetivo original de los autores de las PANAS fue seleccionar términos puros de AP y AN y, tras los análisis oportunos, se describieron dos escalas con 10 descriptores cada una¹. Las PANAS han mostrado excelentes propiedades psicométricas en diferentes estudios con muestras de adultos (p. ej., Watson *et al.*, 1988; Moriondo, De Palma, Medrano y Murillo, 2012), estudiantes (p. ej., Terraciano, McCrae y Costa, 2003), muestras representativas no clínicas (p. ej., Crawford y Henry, 2004) y muestras clínicas (p. ej., Jolly, Dyck, Kramer y Wherry, 1994), así como a lo largo del ciclo vital (p. ej., Huebner y Dew, 1995; Navarro, Martínez y Delgado, 2013).

Este instrumento ha sido traducido a numerosos idiomas. En cuanto a las traducciones al español, la primera fue realizada por Joiner, Sandín, Chorot, Lostao y Marquina (1997) y modificada posteriormente (Sandín *et al.*, 1999). En la primera adaptación se hizo uso de una muestra de mujeres con edades comprendidas entre 45 y 65 años ($n= 708$) y en la segunda se contó con una muestra de estudiantes universitarios ($n= 712$). Fuera de España también se ha llevado a cabo una adaptación mejicana (Robles y Páez, 2003), otra argentina (Moriondo *et al.*, 2012) y otra chilena (Dufey y Fernández, 2012). Uno de los inconvenientes de las versiones previas de las PANAS es que no fueron creadas en

¹ Los ítems de la versión original de las PANAS de Watson *et al.* (1988) correspondientes a AP son: *interested, excited, strong, enthusiastic, proud, alert, inspired, determined, attentive, active*. Los ítems correspondientes a AN son: *afraid, distressed, upset, guilty, scared, hostile, irritable, jittery, ashamed, nervous*.

un español universal, es decir, con la intención de ser válidas en la mayor parte de los países hispanohablantes. Además, aunque nunca hay una solución unívoca en la traducción, estas versiones plantean dificultades con respecto a ciertos descriptores afectivos. Este es el caso del ítem "orgullosa" incluido en el factor AP en la versión original de las PANAS ("proud"), pero que ha presentado un mal funcionamiento en las versiones traducidas probablemente por el doble significado, positivo y negativo, que tiene en español. En algunos estudios este descriptor ha saturado en el factor AN y no en el AP (Navarro *et al.*, 2013), mientras que en otros ha saturado mínimamente en ambos (Joiner *et al.*, 1997; Moriondo *et al.*, 2012). Del mismo modo, el descriptor "excitado", incluido en el factor AP en la versión original ("excited"), ha saturado en el factor AN en ocasiones y de forma pobre en el factor AP en otras, probablemente debido a su significado ambiguo, pues puede asociarse a entusiasmo, pero también a una elevada activación ("arousal") (Moriondo *et al.*, 2012; Vázquez y Hervás, 2010). Lo mismo ocurre con el adjetivo "alerta" que forma parte del factor AP, en la subescala original "alert" y que, debido a su significado ambiguo, se ha observado en algunos estudios que apenas satura en el factor AP en el caso de las mujeres (Dufey y Fernández, 2012), correlaciona de forma positiva con la gravedad de síntomas clínicos y satura en un factor de emociones asociadas con malestar emocional (Vázquez y Hervás, 2010). Asimismo, el descriptor "hostile" de la subescala original ha sido traducido anteriormente como "hostil", comportándose de una forma atípica al saturar en mayor medida de forma inversa en AP que de forma directa en AN (Joiner *et al.*, 1997) y saturando muy poco en AN (Dufey y Fernández, 2012). Por último, el descriptor "temerosa", incluido en el factor AN de las PANAS original como "afraid", ha presentado una saturación muy reducida en ese factor entre las mujeres del estudio de Dufey y Fernández (2012).

Por tanto, el objetivo del presente estudio fue crear una adaptación de las PANAS al español que superara las limitaciones en ciertos ítems especialmente equívocos y, además, que fuera igualmente comprensible para cualquier hispanohablante. Teniendo en cuenta que las anteriores adaptaciones al español habían sido validadas en muestras reducidas y muy homogéneas, también fue nuestro objetivo realizar la validación factorial en una amplia muestra española.

Método

Participantes

Para este estudio se utilizaron tres muestras distintas. La muestra 1 fue obtenida de la población general de todo el territorio español ($N= 1071$), que participó en un estudio de validación de diversos instrumentos de bienestar emocional (Hervás y Vázquez, 2013). Como método de muestreo se utilizó una distribución proporcional a la población, por región y tamaño de la ciudad. La selección final de las unidades de la muestra fue aleatoria y mediante un método de cuotas. Se estableció una cuota para la edad, el sexo y la clase social sobre la base de los porcentajes de población publicados por el Instituto Nacional de Estadística (censo electoral de los residentes en 2001, actualizado en 2006). Los

participantes fueron contactados a través de paneles de investigación en línea (i.e., grupos de personas que aceptan participar de forma regular en encuestas sociales) de la compañía internacional de encuestas Millward Brown. Como puede observarse en la tabla 1 la composición de la muestra fue heterogénea en cuanto a sexo, estatus socioeconómico y nivel educativo. El rango de edad fue de 16-60 años ($M= 32,02$; $DT= 8,84$) y el 50,7% de los participantes fueron mujeres.

Tabla 1
Características sociodemográficas de la muestra 1 ($N= 1071$)

Características sociodemográficas	<i>n</i>	%
Sexo		
Hombre	528	49,3
Mujer	543	50,7
Edad		
16-25 años	218	20,4
26-35 años	495	46,2
36-45 años	291	27,2
46-60 años	67	6,3
Educación		
Estudios primarios sin finalizar	7	0,7
Estudios primarios	30	2,8
Estudios secundarios	123	11,5
Bachillerato	480	44,8
Título universitario	203	19,0
Doctorado o Máster	228	21,3
Situación laboral		
Trabaja actualmente	640	59,8
Retirado/incapacitado	17	1,6
Desempleado	185	17,3
Estudiante	186	17,4
Tareas domésticas	43	4,0

La muestra 2 se compuso de estudiantes universitarios españoles ($N= 318$; 80% mujeres) que participaron en el estudio como práctica voluntaria de una asignatura. El rango de edad de los participantes estuvo entre 19 y 58 años ($M= 22,38$; $DT= 3,85$). De aquí se extrajo una submuestra comparable de estudiantes ($n= 150$; 78,7% mujeres), cuya edad oscilaba entre 19 y 41 años ($M= 22,33$; $DT= 2,96$).

Por último, la muestra 3 fue una muestra clínica compuesta por mujeres ($N= 83$) con diagnóstico de trastorno depresivo mayor o distimia, según el DSM-IV, con edades comprendidas entre los 26 y los 83 años ($M= 50,82$; $DT= 10,71$).

Instrumentos

- a) "Escala de afecto positivo y negativo" (*Positive and Negative Affect Schedule*, PANAS; Watson, Clark y Tellegen, 1988). Las escalas de afecto positivo (AP) y afecto negativo (AN) están formadas cada una por 10 ítems. El participante ha de indicar si ha sentido cada afecto en una escala Likert de cinco puntos (de 1= *nada* o *muy ligeramente* a 5= *mucho*) durante el periodo temporal especificado. El total de cada escala es el sumatorio de la puntuación otorgada en los 10 ítems que la conforman, que oscila entre 10 y 50 puntos, en el que una mayor puntuación indica mayor presencia del afecto concreto. En cuanto a la instrucción temporal, en este estudio se ha utilizado principalmente la versión que alude a la "última semana", aunque posteriormente también se analiza el funcionamiento de la versión del "último mes"². Para su traducción, inicialmente se realizó una traducción directa e inversa, siguiendo las recomendaciones de Wild *et al.* (2005). Tras ello, se analizó en profundidad la similitud entre las PANAS original y la traducción en un equipo compuesto por ocho psicólogos, dos de España y seis de diferentes áreas lingüísticas de Latinoamérica con el fin de que fuese inteligible para cualquier lector en español. En dicho equipo también se incluyó una psicóloga nativa de EE. UU. para asegurar la equivalencia con la versión original. En la traducción realizada se intentó superar las dificultades que algunos términos de la escala habían generado en estudios previos tal y como se ha descrito en la Introducción. Para subsanarlas, se tradujo el descriptor emocional "proud" como "satisfecho consigo mismo"³, el adjetivo "excited" como "ilusionado o emocionado", el término "alert" se tradujo como "despierto", el descriptor "hostile" como "agresivo" y "afraid" como "miedoso". La traducción al español realizada para este estudio puede consultarse en el apéndice (los ítems correspondientes a la escala de AN son: 2, 4, 6, 7, 8, 11, 13, 15, 18, 20).
- b) "Escala de valoración de estados de ánimo" (EVEA; Sanz, 2001). Evalúa el estado anímico en el momento de medida a través de 16 ítems con una escala de respuesta de 0 a 10 puntos. Estos se engloban en cuatro subescalas de cuatro ítems cada una: Depresión, Alegría, Ansiedad y Hostilidad. Las puntuaciones en cada subescala oscilan entre 0 y 40 puntos, donde una mayor puntuación indica mayor presencia del estado anímico concreto. Estas subescalas han mostrado una adecuada fiabilidad test-retest (correlaciones a los 7 y 25 minutos entre 0,55 y 0,88) y elevados coeficientes alfa de Cronbach (entre 0,88 y 0,93) (Sanz, 2001). En este estudio, el alfa de Cronbach del EVEA

² Se eligieron estas dos versiones con instrucciones temporales diferentes pues proceden de estudios con finalidades de medida distintas. En el artículo original de Watson *et al.* (1988) se analizaron siete versiones con instrucciones temporales distintas que mostraron propiedades psicométricas similares.

³ En el caso de la palabra "excited" se optó por emplear dos equivalentes lingüísticos ("ilusionado o emocionado") para reflejar mejor las connotaciones semánticas del término en español. En el caso de "proud" o de "interested" se decidió reducir su ambigüedad con una descripción más detallada: "satisfecho consigo mismo" e "interesado por las cosas", respectivamente.

- en la submuestra de la muestra 2 ($n= 150$) y en la muestra 3 ($N= 83$) fue de 0,87 y 0,89 en la subescala de Depresión, de 0,91 y 0,89 en Ansiedad, de 0,88 y 0,83 en Alegría y de 0,80 y 0,88 en Hostilidad respectivamente.
- c) “Escala de satisfacción vital” (*Satisfaction With Life Scale*, SWLS; Diener, Emmons, Larsen y Griffin, 1985). Se compone de cinco ítems que evalúan la satisfacción general con la vida en la que los participantes deben indicar el grado de acuerdo con cada afirmación usando una escala de respuesta de 1 a 7 puntos. Las puntuaciones pueden oscilar entre 5 y 35 puntos, indicando una mayor satisfacción vital a mayor puntuación. La versión española utilizada en este estudio ha revelado en su validación un coeficiente alfa de Cronbach de 0,88 (Vázquez, Duque y Hervás, 2013). En este trabajo, dicho coeficiente fue también elevado ($\alpha= 0,90$ en la muestra 1, $\alpha= 0,86$ en la submuestra de la muestra 2 y $\alpha= 0,78$ en la muestra 3).
 - d) “Escala de felicidad subjetiva” (*Subjective Happiness Scale*, SHS; Lyubomirsky y Lepper, 1999). La escala evalúa el grado de felicidad percibida a través de cuatro ítems con una escala de respuesta de siete puntos. La puntuación total oscila entre 4 y 28 puntos, indicando un mayor grado de felicidad percibida a mayor puntuación. La traducción de esta escala, que ha sido desarrollada por Extremera y Fernández-Berrocal (2014), ha presentado un coeficiente alfa de Cronbach de 0,81 y una adecuada fiabilidad test-retest (correlación de 0,72 a las 6-8 semanas). En la muestra 1 de este estudio presentó un coeficiente alfa de Cronbach de 0,80.
 - e) “Inventario de depresión de Beck-II” (*Beck Depression Inventory-II*, BDI-II; Beck, Steer y Brown, 1996). El inventario evalúa la sintomatología depresiva de los últimos quince días a través de 21 ítems y cada uno consiste en cuatro frases indicativas de una gravedad creciente. La puntuación total es el sumatorio de todos los ítems, que puede tomar un valor entre 0 y 63 puntos, donde una puntuación mayor es indicativa de mayor sintomatología depresiva. La adaptación española ha mostrado un coeficiente alfa de Cronbach de 0,89 (Sanz, Navarro y Vázquez, 2003), muy similar al encontrado en nuestro estudio, que fue de 0,90 en la submuestra de la muestra 2 y de 0,89 en la muestra 3.
 - f) “Inventario de ansiedad de Beck” (*Beck Anxiety Inventory-II*, BAI; Beck, Epstein, Brown y Steer, 1988). Consta de 21 ítems con una escala de respuesta de 0 a 3 puntos que evalúan la intensidad de los síntomas de ansiedad actuales. La suma de la puntuación de todos los ítems constituye la puntuación total del instrumento, que puede tomar un valor entre 0 y 63 puntos, donde una puntuación mayor es indicativa de mayor sintomatología ansiosa. La versión española presenta un coeficiente alfa de Cronbach de 0,93 (Magán, Sanz y García-Vera, 2008). En este estudio, dicho coeficiente alcanzó el valor de 0,90 en la submuestra de la muestra 2 y 0,99 en la muestra 3.
 - g) “Entrevista clínica estructurada para los trastornos del eje I del DSM-IV” (*Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I Disorders*, SCID-I; First, Spitzer, Gibbon y Williams, 1996). Entrevista estructurada para realizar el diagnóstico estandarizado de los trastornos más habituales del Eje I del DSM-IV. Presenta un módulo de exploración general de la persona y módulos específicos de

evaluación los diferentes trastornos. Se utilizó la traducción publicada en español (First, Spitzer, Gibbon y Williams, 1999) cuya duración es de 45-90 minutos. Los índices de fiabilidad interjueces de la SCID-I para el diagnóstico de trastorno depresivo mayor y trastorno distímico se encuentran entre 0,66 y 0,81 (Lobbestael, Leurgans y Arntz, 2011; Zanarini *et al.*, 2000).

Procedimiento

La muestra 1 fue recabada a través de internet mediante una entrevista asistida por ordenador (*Computer-Assisted Web Interviewing, CAWI*). Los sujetos fueron invitados vía correo electrónico de una base de datos de voluntarios ("paneles de investigación en línea") y recibieron un pequeño incentivo por su participación (equivalente a cuatro euros).

Los estudiantes que formaron la muestra 2 participaron como práctica voluntaria completando un protocolo de instrumentos en papel en una sesión durante una clase.

En cuanto a la captación de las participantes de la muestra 3, se hizo a través de un centro de atención a la mujer, de forma previa al inicio de un tratamiento psicológico. Estas mujeres fueron entrevistadas con la SCID y contestaron un protocolo de cuestionarios en papel (p. ej., PANAS, SWLS, BDI-II, BAI) que entregaron una semana después.

Análisis de datos

En primer lugar se realizaron análisis descriptivos de los resultados de las PANAS en la muestra 1 y una serie análisis de varianza unifactoriales en función de la edad y del sexo.

La muestra 1 fue utilizada para los análisis factoriales, siendo dividida en dos submuestras aleatorias. Para conocer las dimensiones de las PANAS se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) con la submuestra 1 ($n_1= 537$). Se usó el método de extracción de ejes principales y la rotación oblicua de los factores (Oblimin), teniendo en cuenta que la correlación entre AP y AN normalmente es significativa, aunque de escasa magnitud (Schmukle, Egloff y Burns, 2002; Watson *et al.*, 1988). Dado que el valor del índice Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación de la muestra fue de 0,93 y el test de esfericidad de Bartlett resultó significativo ($p < 0,001$), se concluyó que la matriz era apropiada para factorizar. Para validar el modelo resultante se empleó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con la submuestra 2 ($n_2= 534$) y se estimaron los parámetros del modelo mediante el método de estimación de máxima verosimilitud.

A continuación se llevaron a cabo sucesivos AFC multigrupo en función del sexo para conocer si el instrumento mide el constructo de la misma forma en hombres ($n= 528$) y mujeres ($n= 543$) en la muestra 1 (general). Se evaluó de forma secuencial la invarianza configural, métrica, escalar y estricta (Van de Schoot, Lugtig y Hox, 2012). Del mismo modo, se realizaron sucesivos AFC multigrupo en función de la edad, utilizando 4 grupos: 16-25 años ($n= 218$), 26-35 años ($n= 495$), 36-45 años ($n= 291$) y 46-60 años ($n= 67$) y utilizando la misma muestra 1.

Finalmente, se llevaron a cabo análisis correlacionales entre las PANAS y otros instrumentos empleados en las tres muestras. La totalidad de los análisis fueron realizados con el programa IBM SPSS Statistics 20.0 (IBM, 2011), salvo los AFC en los que se utilizó el programa Amos 18 (Arbuckle, 2009).

Resultados

Datos generales

En la muestra 1 ($N= 1071$) la puntuación media obtenida en las escalas AP y AN fue de 32,74 ($DT= 8,31$) y 20,08 ($DT= 7,62$), respectivamente. La tabla 2 muestra las medias y desviaciones típicas de las puntuaciones de las PANAS en función de la edad y el sexo⁴. Respecto a la edad, un ANOVA unifactorial de cuatro niveles indicó que no existían diferencias significativas en los resultados en la escala de AP en la muestra 1. En el caso de la escala de AN sí se encontraron diferencias, $F(3, 1067)= 5,93$; $p= 0,001$. Los contrastes *post-hoc* (DMS) indicaron que la puntuación media en AN del grupo más joven, de 16 a 25 años, fue significativamente mayor que la de los demás grupos de edad. A su vez, el grupo de mayor edad, de 46 a 60 años, se diferencia significativamente de los demás. En función del sexo, la puntuación media de la escala de AP no mostró diferencias significativas. Sí se encontraron diferencias significativas en la escala de AN, siendo la puntuación media de las mujeres mayor que la de los hombres, $t(1069)= -2,31$; $p= 0,02$.

Tabla 2

Puntuaciones de las PANAS por sexo en función de la edad de los participantes ($N= 1071$)

Edad (años)	Sexo	<i>n</i>	Escala de afecto positivo		Escala de afecto negativo	
			<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>
16-25	Hombres	118	33,56	7,75	21,04	7,17
	Mujeres	100	32,58	7,19	22,12	7,89
	Total	218	33,11	7,50	21,53	7,51
26-35	Hombres	251	33,15	8,59	18,96	7,42
	Mujeres	244	31,92	8,18	20,88	7,88
	Total	495	32,54	8,40	19,91	7,70
36-45	Hombres	121	31,36	7,78	20,43	7,91
	Mujeres	170	33,08	9,28	19,60	7,46
	Total	291	32,37	8,72	19,94	7,65
46-60	Hombres	38	35,00	7,07	15,81	5,91
	Mujeres	29	34,14	9,71	19,10	6,61
	Total	67	34,63	8,26	17,24	6,39
Total	Hombres	528	32,97	8,16	19,54	7,49
	Mujeres	543	32,52	8,46	20,61	7,73
	Total	1071	32,74	8,31	20,08	7,62

⁴ La matriz original de datos está a disposición de cualquier investigador que lo solicite para posibilitar la replicación del estudio.

La correlación bivariada de Pearson entre las escalas AP y AN fue de $-0,19$ ($p < 0,001$). El coeficiente alfa de Cronbach para el factor AP fue de $0,92$ y para el factor AN de $0,88$. Las correlaciones ítem-total del factor AP oscilaron entre $0,67$ y $0,74$, mientras que las del factor AN lo hicieron entre $0,52$ y $0,69$.

Análisis factorial exploratorio

Los resultados del AFE indicaron que sólo dos factores mostraban valores propios mayores de 1 (siendo de $6,60$ y $4,48$ respectivamente). De modo coherente, el gráfico de sedimentación mostraba esos dos factores, apareciendo como residuales los restantes. Todos los descriptores manifestaron una saturación factorial fuerte en el factor apropiado y saturaciones aceptablemente bajas en el factor restante. Los resultados se muestran en la tabla 3. El modelo bifactorial explica el $50,52\%$ de la varianza, explicando el factor AP el $30,68\%$ de la varianza y el factor AN el $19,84\%$.

Tabla 3

Ítems y saturaciones factoriales de las PANAS según el análisis factorial exploratorio ($n_I=537$)

Ítems	Factor 1 (Afecto positivo)	Factor 2 (Afecto negativo)
16. Decidido/a	0,78	
5. Fuerte	0,76	
19. Activo/a	0,76	
1. Interesado/a por las cosas	0,75	
10. Satisfecho/a consigo mismo/a	0,74	
12. Despierto/a	0,74	
9. Entusiasmado/a	0,73	
3. Ilusionado/a o emocionado/a	0,73	
14. Inspirado/a	0,71	
17. Concentrado/a	0,70	
7. Asustado/a		0,75
20. Miedoso/a		0,71
2. Angustiado/a		0,71
13. Avergonzado/a		0,69
4. Afectado/a		0,68
6. Culpable		0,68
15. Nervioso/a		0,65
18. Agitado/a		0,64
11. Irritable		0,60
8. Agresivo/a		0,57

Notas: extracción de ejes principales con rotación Oblimin. Sólo aparecen en la tabla las saturaciones factoriales mayores de $0,30$. Los ítems de las PANAS están ordenados de forma descendente en función de la saturación factorial.

Análisis factorial confirmatorio

Como se observa en la tabla 4, los indicadores de bondad del ajuste CFI (*comparative fit index*) y TLI (*Tucker-Lewis index*) fueron mayores de 0,90, el RMSEA (*root mean square error of approximation*) resultó menor de 0,08 (90% IC < 0,10) y el PNFI (*parsimonious normed fit index*) fue mayor de 0,7 (Hu y Bentler, 1999). Por lo tanto, el modelo presenta un ajuste aceptable confirmando la estructura bidimensional de esta versión en español de las PANAS (figura 1). Los valores de fiabilidad compuesta de los factores fueron de 0,99 tanto para AP como para AN. En cuanto a la varianza media extraída, resultó ser de 0,48 para AP y 0,38 para AN.

Tabla 4

Índices de ajuste del modelo en la submuestra 2 ($n_2= 534$) y en la muestra 2 ($N= 318$)

Modelo bifactorial	χ^2 (gl)	p	χ^2/gl	CFI	TLI	PNFI	RMSEA (IC 90%)
Instrucción "última semana", submuestra 2 (general, $n_2= 534$)	538,83 (165)	< 0,001	3,27	0,93	0,92	0,78	0,065 (0,059-0,071)
Instrucción "último mes", muestra 2 (estudiantes, $N= 318$)	367,11 (165)	< 0,001	2,22	0,92	0,90	0,80	0,062 (0,054-0,071)

Nota: CFI= *comparative fit index*; TLI= *Tucker-Lewis index*; PNFI= *parsimonious normed fit index*; RMSEA= *root mean square error of approximation*.

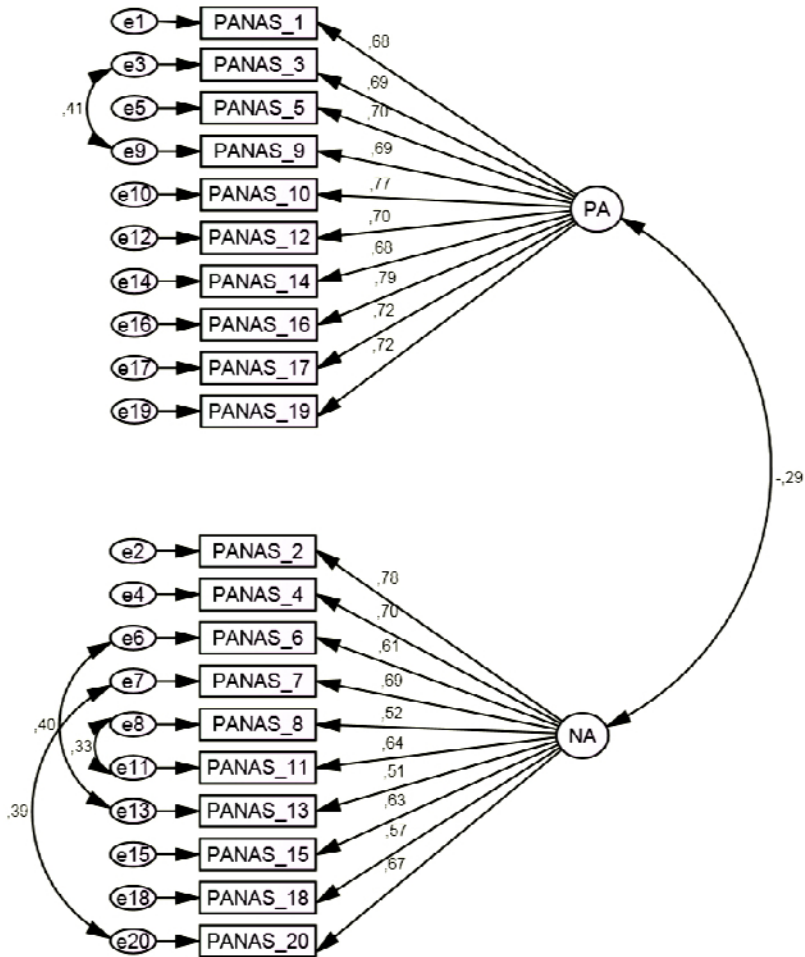
Asimismo, se comprobó si este modelo bifactorial de las PANAS hallado con la instrucción temporal "última semana" podría ajustarse a otra versión temporal del instrumento. Para ello, se probó el ajuste con la instrucción temporal "último mes" en la muestra 2 (estudiantes, $N= 318$). Como se observa en la tabla 4, el modelo bifactorial también presentó un ajuste aceptable en esta versión de las PANAS.

Análisis de invarianza factorial

La tabla 5 muestra los indicadores de ajuste obtenidos en los AFC multigrupo en función del sexo. En cada modelo, el indicador CFI no disminuye más de 0,01 con respecto al modelo anterior, tanto el CFI como el TLI tienen valores superiores a 0,90 y el RMSEA es inferior a 0,08. A esto se añade que el AIC (*Akaike information criterion*) no muestra importantes variaciones entre un modelo y el siguiente por lo que se puede concluir, en definitiva, que existe invarianza configural, escalar, métrica y estricta entre hombres y mujeres en esta muestra.

Los AFC multigrupo en función de la edad mostraron que existe invarianza configural, escalar, métrica y estricta entre los diferentes tramos de edad en la muestra 1 ($N= 1071$). Los resultados se presentan en la tabla 6.

Figura 1

Modelo de las PANAS resultante del análisis factorial confirmatorio ($n_2= 534$)

Notas: PA= afecto positivo; NA= afecto negativo. Una búsqueda de especificación permitió modificar el modelo estimando la correlación entre las varianzas de los errores de las parejas de ítems que se indican en la figura. Cada pareja de ítems pertenece al mismo factor y se trata de los dos términos que tienen un significado equivalente según los autores de la versión original (Watson *et al.*, 1988). La búsqueda de especificación se realiza para identificar si existen modificaciones teóricamente sustentables que permitan incrementar el ajuste del modelo a los datos (Byrne, 2006; Kline, 2005) y es adecuado realizarlo cuando estas modificaciones tienen un sentido teórico y la muestra es grande (Abad *et al.*, 2011).

Tabla 5

Modelos de invarianza factorial en función del sexo en la muestra 1 (N= 1071)

Modelos	χ^2 (gl)	$\Delta\chi^2$	CFI	Δ CFI	TLI	RMSEA	AIC
1. Configural	975,23 (330)	--	0,94	--	0,93	0,04	1235,23
2. Métrica	990,72 (348)	15,49	0,94	0	0,93	0,04	1214,72
3. Escalar	1070,19 (368)	79,47	0,93	-0,01	0,93	0,04	1254,19
4. Estricta	1109,65 (392)	39,46	0,93	0	0,93	0,04	1245,65

Notas: El análisis fue hecho con 528 hombres y 543 mujeres. Modelo 1= modelo sin restricciones; Modelo 2= modelo 1 + equivalencia en coeficientes factoriales; Modelo 3= modelo 2 + equivalencia de los interceptos; Modelo 4= modelo 3 + equivalencia en varianza y covarianza de errores; CFI= *comparative fit index*; TLI= *Tucker-Lewis index*; RMSEA= *root mean square error of approximation*; AIC= *Akaike information criterion*.

Tabla 6

Modelos de invarianza factorial en función de la edad en la muestra 1 (N= 1071)

Modelos	χ^2 (gl)	$\Delta\chi^2$	CFI	Δ CFI	TLI	RMSEA	AIC
1. Configural	1869,10 (808)	--	0,90	--	0,91	0,03	2093,07
2. Métrica	1877,82 (810)	8,72	0,90	0	0,91	0,03	2097,75
3. Escalar	1901,95 (828)	24,13	0,90	0	0,91	0,03	2085,91
4. Estricta	1952,30 (852)	50,33	0,90	0	0,91	0,03	2088,30

Notas: Los grupos de edad fueron: 16-25 años (n= 218), 26-35 años (n= 495), 36-45 años (n= 291) y 46-60 años (n= 67). Modelo 1= modelo sin restricciones; Modelo 2= modelo 1 + equivalencia en coeficientes factoriales; Modelo 3= modelo 2 + equivalencia de los interceptos; Modelo 4= modelo 3 + equivalencia en varianza y covarianza de errores; CFI= *comparative fit index*; TLI= *Tucker-Lewis index*; RMSEA= *root mean square error of approximation*; AIC= *Akaike information criterion*.

Relación con otras variables

Los análisis de correlaciones bivariadas realizados mostraron asociaciones positivas de la escala de AP con las medidas de afecto positivo y bienestar (EVEA-Alegría, SWLS, SHS) y relaciones negativas con las medidas de afecto negativo y síntomas clínicos (EVEA-Depresión, EVEA-Ansiedad, EVEA-Hostilidad, BDI-II, BAI) (tabla 7). El patrón encontrado entre la escala de AN y dichas medidas fue exactamente el opuesto, lo que resultó consistente con nuestras expectativas.

Tabla 7
Correlaciones bivariadas entre los diferentes instrumentos

	Afecto positivo	Afecto negativo
Muestra 1 (general, N= 1071)	M= 32,74; DT= 8,31; α de Cronbach= 0,92	M= 20,08; DT= 7,63; α de Cronbach= 0,88
SWLS	0,41***	-0,20***
SHS	0,48***	-0,34***
Submuestra de la muestra 2 (estudiantes, n= 150)	M= 34,51; DT= 7,83; α de Cronbach= 0,91	M= 20,33; DT= 6,77; α de Cronbach= 0,83
SWLS	0,42***	-0,32***
BDI-II	-0,48***	0,60***
BAI	-0,25**	0,60***
EVEA- Depresión	-0,26***	0,43***
EVEA- Ansiedad	-0,30***	0,42***
EVEA- Alegría	0,44***	-0,31***
EVEA- Hostilidad	-0,30***	0,42***
Muestra 3 (mujeres con depresión, N= 83)	M= 18,01; DT= 6,09; α de Cronbach= 0,83	M= 26,21; DT= 8,33; α de Cronbach= 0,81
SWLS	0,31**	-0,37***
BDI-II	-0,44***	0,53***
BAI	-0,26*	0,44***
EVEA- Depresión	-0,19	0,25*
EVEA- Ansiedad	-0,16	0,36***
EVEA- Alegría	0,59***	-0,26*
EVEA- Hostilidad	-0,06	0,25*

Notas: SWLS= Escala de satisfacción vital; SHS= Escala de felicidad subjetiva; BDI-II= Inventario de depresión de Beck-II; BAI= Inventario de ansiedad de Beck; EVEA= Escala de valoración de estados de ánimo. * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Discusión

Este trabajo tenía principalmente dos objetivos. El primero, la creación de una adaptación de las PANAS al español que permitiera superar algunos problemas encontrados con versiones anteriores y que, además, fuera comprensible para cualquier hispanohablante. Y en segundo lugar, su validación en una amplia muestra de población general española.

Nuestros datos apoyan la estructura bifactorial del instrumento. Aunque en algunos trabajos se ha propuesto un modelo de tres factores (p. ej., Gaudreau, Sanchez y Blondin, 2006; Killgore, 2000) y en otros un factor de orden superior (Leue y Beauducel, 2011; Mehrabian, 1997), la mayoría coincide en la existencia de dos factores (p. ej., Crawford y Henry, 2004; Terraciano *et al.*, 2003; Watson *et al.*, 1988). Este ajuste bifactorial se ha encontrado en nuestro estudio tanto con una instrucción temporal de "última semana" como de "último mes". Además, el análisis de invarianza factorial ha confirmado que esa estructura bifactorial se ajusta del mismo modo a los resultados de hombres y mujeres y de personas de diferentes grupos de edad.

Otro de los aspectos controvertidos en cuanto a la estructura de las PANAS es la independencia de los factores AP y AN. En la presente validación, dichos factores correlacionaron de forma negativa y significativa, aunque la asociación fue pequeña. Aunque algunos estudios han informado sobre una estructura de factores no correlacionados (Lonigan, Hooe, David y Kistner, 1999; Melvin y Molloy, 2000), nuestros resultados son similares a los informados por Watson *et al.* (1988) y Terraciano *et al.* (2003), así como a los de estudios publicados con población española (Joiner *et al.*, 1997; Sandín *et al.*, 1999). En cualquier caso, es importante tener en cuenta que, cuando los niveles de estrés son elevados, la magnitud de la asociación entre ambas escalas tiende a aumentar considerablemente (Zautra, Berkhof y Nicolson, 2002), lo que puede ser una de las causas de la divergencia encontrada en distintos estudios.

Esta versión de las PANAS presenta un coeficiente alfa de Cronbach de 0,92 para AP y de 0,88 para AN. Ambos índices sobrepasan los obtenidos por los autores de las PANAS originales (Watson *et al.*, 1988) y se encuentran dentro del rango encontrado en otros trabajos (Crawford y Henry, 2004; Jolly *et al.*, 1994; Mehrabian, 1997; Sandín *et al.*, 1999; Watson y Clark, 1999). Puesto que el coeficiente alfa de Cronbach ha suscitado dudas en los últimos tiempos en cuanto a su capacidad para evaluar fiabilidad, se ha atendido a otros indicadores como los valores de fiabilidad compuesta y varianza media extraída resultantes del análisis factorial confirmatorio. Estos indicadores alternativos muestran un buen funcionamiento de las PANAS en esta muestra.

En cuanto a la relación de esta versión de las PANAS con otros instrumentos, las asociaciones mostradas fueron consistentes entre sí y con las informadas por otros autores. Las relaciones de las escalas de las PANAS con sintomatología depresiva y ansiosa presentaron la misma dirección y similar magnitud que las de estudios previos (Robles y Páez, 2003; Terraciano *et al.*, 2003; Watson *et al.*, 1988). Nuestros resultados, coincidentes con los de otros trabajos (p. ej., Jolly *et al.*, 1994), apoyan el modelo tripartito de Clark y Watson (1991) que predice que la escala de AP se asociará en mayor medida con depresión que con ansiedad. En relación con lo anterior, las PANAS han mostrado ser un buen predictor de la depresión (Crawford y Henry, 2004; Terraciano *et al.*, 2003) y constituyen una herramienta adecuada para el diagnóstico diferencial entre ansiedad y depresión.

En cuanto a la relación de las PANAS con variables asociadas al bienestar, estudios previos han obtenido un patrón similar de correlaciones positivas y significativas del AP con la "Escala satisfacción vital" (SWLS) de Diener *et al.* (1985) y la "Escala de felicidad subjetiva" (SHS) de Lyubomirsky y Lepper (1999), y correlaciones inversas y elevadas del AN con dichos instrumentos (Diener *et al.*, 2010; Thompson, 2007). Acerca de la relación con otras medidas de afecto, las asociaciones halladas de las escalas de las PANAS con las diversas subescalas del EVEA también han sido las esperables.

La utilización de las PANAS comparte obviamente las limitaciones de cualquier autoinforme, tales como la influencia de la deseabilidad social o la aquiescencia (Lucas, Diener y Larsen, 2003). Además, se ha criticado que los descriptores afectivos del instrumento sólo cubren emociones con alta activación (p. ej., "irritable", "ilusionado") y que la ausencia de términos de baja activación no

permite tener una visión completa del espectro afectivo (Diener *et al.*, 2010). También ha sido señalada la ausencia de adjetivos que reflejen tristeza y alegría (Sanz, 2001), algo que Watson *et al.* (1988) llevaron a cabo para reducir la correlación entre los factores de afecto positivo y negativo.

Cabe además señalar algunas limitaciones y consideraciones sobre el presente estudio. En primer lugar, a pesar de que la muestra principal (muestra 1) fue amplia y heterogénea en cuanto a sexo, estatus socioeconómico y nivel educativo, no presenta las garantías de una muestra representativa. Unido a ello, la recogida de datos en esta muestra se realizó a través de una metodología en línea (*online*). Aunque algunos estudios han concluido que estas encuestas producen una menor tasa de respuesta y diferenciación entre ítems que otras metodologías (i.e. encuestas por teléfono), por otro lado parecen tener la ventaja de una mayor tasa de ítems respondidos (Fricker, Galesic, Tourangeau y Yan, 2005) e incluso una mejor calidad de los datos recogidos a través de la web (Chang y Krosnick, 2009). Además, y esto es más relevante en nuestro caso, se ha comprobado la equivalencia de los resultados de la versión extendida de las PANAS (PANAS-X; Watson y Clark, 1999) en formato papel y en línea (Howell, Rodzon, Kurai y Sánchez, 2010). En el presente estudio, los buenos datos psicométricos parecen respaldar la robustez del procedimiento. Cabe añadir que, la varianza explicada por los factores en este trabajo resultó menor (50,5%) que la hallada en el estudio original de Watson *et al.* (1988) en el que los dos factores explicaron entre el 87,4% y el 96,1% de la varianza. Esto podría apoyar la conveniencia de complementar estas escalas con otras que usen descriptores emocionales *ad hoc* para cada entorno cultural (Crawford y Henry, 2004; Thompson, 2007). Aunque esta perspectiva local se ha utilizado en algunas adaptaciones de las PANAS en otros idiomas (Hamid y Cheng, 1996; Rodríguez y Church, 2003), presenta el inconveniente de no ofrecer resultados comparables con las PANAS original. Asimismo, aunque los análisis estadísticos realizados para evaluar el número óptimo de factores a extraer son adecuados y ampliamente utilizados en la literatura científica, se podrían haber llevado a cabo otros análisis alternativos (p. ej., análisis de paralelos).

Teniendo presentes las limitaciones señaladas, consideramos que esta adaptación de las PANAS es una contribución relevante a la evaluación del afecto en español que se une a otras alternativas existentes también de formato corto (p. ej., Yáñez-Yaben, Comino y Sansinenea, 2014). Dicha adaptación ha sido diseñada para superar las dificultades mostradas por las versiones precedentes en español y la participación en la traducción de un equipo de psicólogos, tanto de España como de Latinoamérica, abre las puertas a que, tras los estudios pertinentes, esta versión de las PANAS pueda utilizarse en un mayor número de contextos lingüísticos. La validación se ha llevado a cabo en una muestra de gran tamaño extraída de la población general, en condiciones metodológicas altamente controladas, así como en una muestra de estudiantes y en una muestra clínica. Los resultados hallados confirman la estructura bifactorial del instrumento para las dos instrucciones temporales examinadas mediante un análisis factorial exploratorio y un análisis factorial confirmatorio. Cabe añadir la invarianza factorial del instrumento en función del sexo y la edad. Por tanto, esta versión de las PANAS

presenta buenas propiedades psicométricas en las muestras estudiadas, aunque la presente validación no cubre todas las posibilidades de un proceso completo, lo que probablemente requerirá más estudios incluyendo otros instrumentos y resultados diversos sobre su capacidad predictiva (Messick, 1989).

Referencias

- Abad, F. J., Díez, J. O., Gil, V. P. y García, C. G. (2011). Análisis factorial confirmatorio. En F. J. Abad, J. O. Díez, V. P. Gil y C. G. García (dirs.), *Medición en ciencias sociales y de la salud* (pp. 341-380). Madrid: Síntesis.
- Arbuckle, J. L. (2009). Amos (version 18.0) [software]. Chicago, IL: SPSS.
- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G. y Steer, R. A. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 56*, 893-897.
- Beck A.T., Steer R.A. y Brown G.K. (1996). *Beck Depression Inventory-second edition manual*. San Antonio, TX: The Psychological Corporation.
- Byrne, B.M. (2006). *Structural equation modeling with EQS: basic concepts, applications and programming* (2ª ed.). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Chang, L. y Krosnick, J. A. (2009). National surveys via RDD telephone interviewing versus the internet: comparing sample representativeness and response quality. *Public Opinion Quarterly, 73*, 641-678.
- Clark, L. A. y Watson, D. (1991). Tripartite model of anxiety and depression: psychometric evidence and taxonomic implications. *Journal of Abnormal Psychology, 100*, 316.
- Crawford, J. R. y 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.
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R. J. y Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment, 49*, 71-75.
- Diener, E., Larsen, R. J., Levine, S. y 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, C., Choi, D., Oishi, S. y Biswas-Diener, R. (2010). New well-being measures: short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research, 97*, 143-156.
- Dufey, M. y Fernández, A. M. (2012). Validez y confiabilidad del Positive Affect and Negative Affect Schedule (PANAS) en estudiantes universitarios chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica, 34*, 157-173.
- Extremera, N. y Fernández-Berrocal, P. (2014). The Subjective Happiness Scale: translation and preliminary psychometric evaluation of a Spanish version. *Social Indicators Research, 119*, 473-481.
- First, M. B., Spitzer, R. L., Gibbon, M. y Williams, J. B. W. (1996). *Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I Disorders, Clinician Version (SCID-CV)*. Washington, DC: American Psychiatric Press, Inc.
- First, M. B., Spitzer, R. L., Gibbon, M. y Williams, J. B. W. (1999). *Entrevista clínica estructurada para los trastornos del eje I del DSM-IV. Versión clínica*. Barcelona: Masson.
- Fricker, S., Galesic, M., Tourangeau, R. y Yan, T. (2005). An experimental comparison of web and telephone surveys. *Public Opinion Quarterly, 69*, 370-392.
- Gaudreau, P., Sanchez, X. y Blondin, J. P. (2006). Positive and negative affective states in a performance-related setting: testing the factorial structure of the PANAS across two

- samples of french-canadian participants. *European Journal of Psychological Assessment*, 22, 240-249.
- Hamid, P. N. y Cheng, S. T. (1996). The development and validation of an index of emotional disposition and mood state: the Chinese Affect Scale. *Education and Psychological Measurement*, 56, 995-1014.
- Hervás, G. y Vázquez, C. (2013). Construction and validation of a measure of integrative well-being in seven languages: the Pemberton Happiness Index. *Health & Quality of Life Outcomes*, 11, 66.
- Howell, R. T., Rodzon, K. S., Kurai, M. y Sanchez, A. H. (2010). A validation of well-being and happiness surveys for administration via the internet. *Behavior Research Methods*, 42, 775-784.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Huebner, E. S. y Dew, T. (1995). Preliminary validation of the Positive and Negative Affect Schedule with adolescents. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 13, 286-293.
- IBM (2011). IBM SPSS Statistics 20.0 [software]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Joiner, T. E., Jr., Sandín, B., Chorot, P., Lostao, L. y Marquina, G. (1997). Development and factor analytic validation of the SPANAS among women in Spain: (more) cross-cultural convergence in the structure of mood. *Journal of Personality Assessment*, 68, 600-615.
- Jolly, J. B., Dyck, M. J., Kramer, T. A. y Wherry, J. N. (1994). Integration of positive and negative affectivity and cognitive content-specificity: improved discrimination of anxious and depressive symptoms. *Journal of Abnormal Psychology*, 103, 544-552.
- Killgore, W. D. S. (2000). Evidence for a third factor on the Positive and Negative Affect Schedule in a college student sample. *Perceptual and Motor Skills*, 90, 147-152.
- Kline, R.B. (2005). Principles and practice of structural equation modeling (2ª ed.). Nueva York, NY: Guilford.
- Leue, A. y Beauducel, A. (2011). The PANAS structure revisited: on the validity of a bifactor model in community and forensic samples. *Psychological Assessment*, 23, 215-225.
- Lobbestael, J., Leurgans, M. y Arntz, A. (2011). Inter-rater reliability of the Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I Disorders (SCID I) and Axis II Disorders (SCID II). *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 18, 75-79.
- Lonigan, C. J., Hooe, E. S., David, C. F. y Kistner, J. A. (1999). Positive and negative affectivity in children: confirmatory factor analysis of a two-factor model and its relation to symptoms of anxiety and depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 67, 374-386.
- Lucas, R. E., Diener, C. y Larsen, R. J. (2003). Measuring positive emotions. En S. J. Lopez y B. K. Snyder (dirs.), *Positive psychological assessment: a handbook of models and measures* (pp. 201-218). Washington, DC: American Psychological Association.
- Lyubomirsky, S. y Lepper, H. S. (1999). A measure of subjective happiness: preliminary reliability and construct validation. *Social Indicators Research*, 46, 137-155.
- Magán, I., Sanz, J. y García-Vera, M. P. (2008). Psychometric properties of a Spanish version of the Beck Anxiety Inventory (BAI) in general population. *The Spanish Journal of Psychology*, 11, 626-640.
- Mehrabian, A. (1997). Comparison of the PAD and PANAS as models for describing emotions and for differentiating anxiety from depression. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 19, 331-357.
- Melvin, G. A. y Molloy, G. N. (2000). Some psychometric properties of the Positive and Negative Affect Schedule among Australian youth. *Psychological Reports*, 86, 1209-1212.

- Messick, S. (1989). Validity. En R. L. Linn (dir.), *Educational measurement*. Nueva York, NY: American Council on Education and Macmillan.
- Moriondo, M., de Palma, P., Medrano, L. A. y Murillo, P. (2012). Adaptación de la Escala de afectividad positiva y negativa (PANAS) a la población de adultos de la ciudad de Córdoba: análisis psicométricos preliminares. *Universitas Psychologica*, 11, 187-196.
- Navarro, A. B., Martínez, B. B. y Delgado, J. B. (2013). Bienestar emocional en la vejez avanzada: estudio comparativo por edad y género. *Psychology, Society & Education*, 5, 41-57.
- Robles, R. y Páez, F. (2003). El estudio sobre la traducción al español y las propiedades psicométricas de las Escalas de afecto positivo y negativo (PANAS). *Salud Mental*, 26, 69-75.
- Rodríguez, C. y Church, A. T. (2003). The structure and personality correlates of affect in Mexico: evidence of cross-cultural comparability using the Spanish language. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 34, 211-230.
- Sandín, B., Chorot, P., Lostao, L., Joiner, T. E., Santed, M. A. y Valiente, R. M. (1999). Escalas PANAS de afecto positivo y negativo: validación factorial y convergencia transcultural. *Psicothema*, 11, 37-51.
- Sanz, J. (2001). Un instrumento para evaluar la eficacia de los procesamientos de inducción de estado de ánimo: la "Escala de valoración del estado de ánimo" (EVEA). *Análisis y Modificación de Conducta*, 27, 71-110.
- Sanz, J., Navarro, M. E. y Vázquez, C. (2003). Adaptación española del Inventario para la depresión de Beck-II (BDI-II): 1. propiedades psicométricas en estudiantes universitarios. *Análisis y Modificación de Conducta*, 29, 239-288.
- Schmukle, S. C., Egloff, B. y Burns, L. R. (2002). The relationship between positive and negative affect in the Positive and Negative Affect Schedule. *Journal of Research in Personality*, 36, 463-475.
- Terraciano, A., McCrae, R. R. y Costa, P. T. (2003). Factorial and construct validity of the Italian Positive and Negative Affect Schedule (PANAS). *European Journal of Psychological Assessment*, 19, 131-141.
- 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, 227-242.
- Van de Schoot, R., Lugtig, P. y Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9, 486-492.
- Vázquez, C., Duque, A. y Hervás, G. (2013). Satisfaction with Life Scale in a representative sample of Spanish adults: validation and normative data. *The Spanish Journal of Psychology*, 16, E82.
- Vázquez, C. y Hervás, G. (2010). Perceived benefits after terrorist attacks: the role of positive and negative emotions. *The Journal of Positive Psychology*, 5, 154-163.
- Watson, D. y Clark, L. A. (1999). *The PANAS-X: manual for the Positive and Negative Affect Schedule-expanded form*. Recuperado desde: http://ir.uiowa.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1011&context=psychology_pubs
- Watson, D., Clark, L. A. y 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.
- Watson, D. y Tellegen, A. (1985). Toward a consensual structure of mood. *Psychological Bulletin*, 98, 219-235.
- Wild, D., Grove, A., Martin, M., Eremenco, S., McElroy, S., Verjee-Lorenz, A. y Erikson, P. (2005). Principles of good practice for the translation and cultural adaptation process for patient-reported outcomes (PRO) measures: report of the ISPOR Task Force for Translation and Cultural Adaptation. *Value in Health*, 8, 94-104.

- Yáñez-Yaben, S., Comino, P. y Sansinenea, E. (2014). La PNA-10, una escala breve para evaluar el afecto positivo y negativo en español. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, *22*, 327-343.
- Zanarini, M. C., Skodol, A. E., Bender, D., Dolan, R., Sanislow, C., Schaefer, E., Morey, L. C., Grilo, C. M., Shea, M. T., McGlashan, T. H. y Gunderson, J. G. (2000). The Collaborative Longitudinal Personality Disorder Study: reliability of axis I and II diagnoses. *Journal of Personality Disorders*, *14*, 291-299.
- Zautra, A. J., Berkhof, J. y Nicolson, N. A. (2002). Changes in affect interrelations as a function of stressful events. *Cognition and Emotion*, *16*, 309-318.

RECIBIDO: 25 de febrero de 2015

ACEPTADO: 16 de julio de 2015

Apéndice

PANAS

Marque con una cruz la opción que refleje mejor cómo se ha sentido en [insertar instrucción temporal; "la última semana" o "el último mes"], incluyendo el día de hoy:

	Nada o muy ligeramente	Un poco	Modera- damente	Bastante	Mucho
1. Interesado/a por las cosas					
2. Angustiado/a					
3. Ilusionado/a o emocionado/a					
4. Afectado/a					
5. Fuerte					
6. Culpable					
7. Asustado/a					
8. Agresivo/a					
9. Entusiasmado/a					
10. Satisfecho/a consigo mismo/a					
11. Irritable					
12. Despierto/a					
13. Avergonzado/a					
14. Inspirado/a					
15. Nervioso/a					
16. Decidido/a					
17. Concentrado/a					
18. Agitado/a					
19. Activo/a					
20. Miedoso/a					