



Psicothema

ISSN: 0214-9915

psicothema@cop.es

Universidad de Oviedo

España

Sandín, Bonifacio; Chorot, Paloma; Lostao, Lourdes; Joiner, Thomas E.; Santed, Miguel A.; Valiente, Rosa M.

Escalas panas de afecto positivo y negativo: validación factorial y convergencia transcultural

Psicothema, vol. 11, núm. 1, 1999, pp. 37-51

Universidad de Oviedo

Oviedo, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=72711104>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

ESCALAS PANAS DE AFECTO POSITIVO Y NEGATIVO: VALIDACIÓN FACTORIAL Y CONVERGENCIA TRANSCULTURAL

Bonifacio Sandín*, Paloma Chorot*, Lourdes Lostao**, Thomas E. Joiner***, Miguel A. Santed* y Rosa M. Valiente*

* UNED, ** Universidad Pública de Navarra y *** Florida State University

Evidencia reciente sugiere que la estructura de la afectividad está conformada por dos grandes dimensiones relativamente independientes entre sí, denominadas afecto positivo y negativo. En análisis factoriales, tales dimensiones han aparecido consistentemente como los dos primeros factores (en rotaciones ortogonales y oblicuas). El Positive and Negative Affect Schedule (PANAS; Watson, Clark y Tellegen, 1988a), un cuestionario de autoinforme de 20 ítems, es una de las medidas del afecto más empleadas y se ha indicado que posee excelentes propiedades psicométricas con muestras de Estados Unidos. Mediante el presente estudio se ha investigado la estructura del afecto, así como también la validez factorial de la versión española del PANAS, en una muestra de 712 estudiantes universitarios residentes en Madrid. Usando técnicas exploratorias y confirmatorias (EQS) de análisis factorial, los autores evaluaron la estructura del PANAS y el modelo bifactorial del afecto, analizando posibles diferencias sexuales. Los resultados indican la existencia de una estructura bidimensional robusta y estable (afecto positivo y negativo), y proporcionan un fuerte apoyo a la validez de constructo y fiabilidad (consistencia interna) de la versión española del PANAS, así como a la validación transcultural del cuestionario y de la naturaleza bidimensional del afecto.

The PANAS Scales of Positive and Negative Affect: Factor Analytic Validation and Cross-cultural Convergence. Recent evidence suggests that the structure of mood is composed of two dominant and relatively independent dimensions, i.e., positive and negative affect. Such dimensions have consistently emerged as the first two factors in factor analyses (orthogonal or oblique solutions). The Positive and Negative Affect Schedule (PANAS; Watson, Clark y Tellegen, 1988a), a 20-item self-report questionnaire, is one of the most widely used measure of affectivity and has been reported to have excellent psychometric properties with U.S. samples. This study investigated the structure of mood, as well as factorial validity of the Spanish version of the PANAS, in a sample of 712 undergraduates in Madrid. Using exploratory and confirmatory factor analytic techniques (EQS), the authors tested the PANAS structure as well as the two-factor model of mood, and examined gender differences. Results revealed a robust and stable two-dimensional structure (positive and negative affect), and provide strong support to construct validity, reliability (internal consistency) and cross-cultural validation of the Spanish PANAS.

Correspondencia: Bonifacio Sandín
Facultad de Psicología
Universidad Nacional de Educación a Distancia (UNED)
Apto. 00140. 20040 Madrid (Spain)
E-mail: BSANDIN@cu.uned.es

La investigación clásica sobre la estructura del afecto ha dado lugar a resultados escasamente conclusivos. Por ejemplo, mientras que los estudios basados en juicios de

similaridad entre palabras, o en estimaciones derivadas del diferencial semántico, sugerían la existencia de dos o tres dimensiones básicas bipolares (Placer-Displacer, Activación-Inhibición y Atención-Rechazo) (p.ej., Bush, 1973), las investigaciones que se han apoyado en datos sobre autoinformes del afecto han dado lugar a conclusiones dispares, oscilando entre las propuestas de dos o tres dimensiones (p.ej., Russell y Mehrabian, 1977) y las concepciones que sugieren un número amplio de factores (p.ej., Izard, 1972). Sin embargo, estudios basados en análisis idiográficos (dimensiones del afecto identificadas intraindividualmente mediante técnicas P de análisis factorial) y nomotéticos (identificación de dimensiones del afecto mediante análisis interindividuales; técnicas factoriales R), sugerían que las diferentes dimensiones del afecto parecían agruparse en dos tipos de factores, uno determinado por un limitado número de factores de afecto positivo y otro por un amplio número de factores de afecto negativo (Zevon y Tellegen, 1982).

En un reanálisis efectuado posteriormente por Watson y Tellegen (1985) sobre un amplio número de estudios se sugiere conclusivamente que los dos principales factores que aparecen de forma consistente son el *afecto positivo* y el *afecto negativo*, los cuales configuran fielmente la estructura básica del afecto. En este modelo bifactorial del afecto, Watson y Tellegen establecen que ambos factores (afecto positivo y afecto negativo) no representan dimensiones con alta correlación negativa entre sí (como su denominación podría indicar), sino que constituyen dos dimensiones independientes del afecto y por tanto no correlacionadas. Estas dos dimensiones han sido caracterizadas como «descriptivamente bipolares pero afectivamente unipolares», para enfatizar que solamente el polo alto de cada dimensión representa un estado de alto afecto, siendo el polo bajo de cada factor únicamente un re-

flejo de ausencia relativa de implicación afectiva. Así por ejemplo, la calma y la relajación serían componentes de bajo afecto negativo, mientras que la desgana y la lentitud/torpeza lo serían de bajo afecto positivo (Watson y Tellegen, 1985, p. 221).

El afecto positivo (AP) refleja el punto hasta el cual una persona se siente entusiasta, activa, alerta, con energía y participación gratificante. El afecto negativo (AN) representa una dimensión general de diestrés subjetivo y participación desagradable que incluye una variedad de estados emocionales aversivos como disgusto, ira, culpa, miedo y nerviosismo (Watson, Clark y Tellegen, 1988a). Muchos términos del afecto no son marcadores puros del afecto positivo o negativo, sino términos mixtos que no se localizan en los factores ortogonales; este es el caso, por ejemplo, de los que implican alto afecto positivo y bajo afecto negativo (p.ej., «contento/a», «feliz», etc.) o, inversamente, que representan bajo afecto positivo y alto afecto negativo (p.ej., «triste», «infeliz», «solo/a», etc.). Es importante, por tanto, partir de términos lo más puros posibles para definir tanto el AP como el AN.

Estas dos dimensiones principales del afecto pueden ser válidamente conceptuadas, bien como estados afectivos, o bien como disposiciones personales de la emocionalidad más o menos estables. En este segundo caso, las dimensiones de AP y AN se han asociado a otros rasgos tales como la extraversión y el neuroticismo. En este sentido se ha asumido que existe cierta correspondencia entre el AN y el neuroticismo, por una parte, y entre el AP y la extraversión por otra (Clark, Watson y Mineka, 1994; Watson y Pennebaker, 1989). El AN no sólo ha sido considerado como una disposición de emocionalidad negativa, sino también como un rasgo más general de «diestrés somatopsíquico» que justificaría las elevadas correlaciones positivas que se dan entre el AN y los autoinformes de estrés

(p.ej., sucesos vitales y estrés diario) y quejas somáticas (Watson, 1988; Watson y Pennebaker, 1989), lo cual se ha vinculado con el fenómeno conocido como «confusión de medias» en la investigación de las relaciones entre el estrés y la salud (Dohrenwend y ShROUT, 1985; Santed, Sandín y Chorot, 1996). En contraste, el AP se ha relacionado con mayor participación social, autoinforme de sucesos placenteros y frecuencia de ejercicio físico (Clark y Watson, 1988; Watson, 1988).

La distinción entre AP y AN ha sido considerada como uno de los principales pilares para una diferenciación conceptual entre la ansiedad y la depresión (Tellegen, 1985). Este autor ha sugerido que si bien la ansiedad y la depresión comparten un elevado AN, sólo la depresión se caracteriza por presentar niveles bajos de afectividad positiva. Así mismo, mientras que los síntomas de ansiedad y depresivos, así como también los diagnósticos clínicos de ansiedad o depresión, se relacionan positivamente con el AN, sólo los síntomas depresivos (y el diagnóstico de depresión) se relacionan (negativamente) con el AP (Watson, Clark y Carey, 1988b). Más recientemente, Clark y Watson (1991) han propuesto un «modelo tripartito» sobre la ansiedad y la depresión. La estructura tripartita sugerida por estos autores (diestrés general, hiperactivación fisiológica, y anhedonia) constituye un marco teórico válido para explicar, tomando como base el modelo del afecto positivo/negativo, las características comunes y diferenciales entre los síntomas y/o síndromes ansiosos y depresivos (Joiner, Catanzaro y Laurent, 1996a; Joiner, Catanzaro, Laurent, Sandín y Blalock, 1996b; Watson et al., 1995a, 1995b). Como ha sido referido recientemente por algunos autores (e.g., Clark et al., 1994; Sandín, 1997), dicha caracterización tripartita, basada en las dimensiones positiva y negativa del afecto, constituye sin duda una notable contribución para el conoci-

miento psicopatológico y clínico de los trastornos de ansiedad y depresivos.

Con objeto de obtener una medida breve y fácil de administrar sobre el afecto positivo y negativo, Watson et al. (1988a) construyeron el cuestionario PANAS (Positive and Negative Affect Schedule). Uno de los principales objetivos que guiaron a los autores en la construcción del PANAS fue la obtención de descriptores lo más puros posibles del afecto (i.e., marcadores bien del afecto positivo o bien del negativo), partiendo de la base de los estudios previos presentados por Zevon y Tellegen (1982) y Watson y Tellegen (1985), entre otros. Los autores aislaron finalmente 10 marcadores del afecto positivo y 10 para el afecto negativo, los cuales constituyen los 20 ítems de la actual versión del PANAS. Así pues, mediante el PANAS puede obtenerse una puntuación en afectividad positiva (subescala AP) y otra en afectividad negativa (subescala AN).

Los datos psicométricos presentados por Watson et al. (1988a) sugieren que ambas subescalas del PANAS poseen niveles adecuados de fiabilidad y validez (factorial, convergente y discriminante), manteniéndose las propiedades psicométricas aun cuando se modifiquen las instrucciones temporales de aplicación (p.ej., estado versus rasgo). Algunas investigaciones recientes, centradas en el modelo tripartito sobre la ansiedad y la depresión, han demostrado la utilidad del PANAS en el campo de la psicopatología (Joiner et al., 1996a, 1996b; Watson et al., 1995a, 1995b).

La estructura bifactorial del afecto postulada por Watson y sus colaboradores se ha visto corroborada en diferentes culturas y países. Dicha estructura, aunque parece mantenerse en muestras de población española (Joiner, Sandín, Chorot, Lostao y Marquina, 1997; Sánchez-Cánovas, 1994; Sánchez-Cánovas y Sánchez, 1994; Sandín, Chorot, Santed y Jiménez, 1994), sólo ha sido publicada en nuestro reciente estudio ba-

sado en una muestra de mujeres de edad avanzada (entre 45 y 65 años) y de nivel cultural medio-bajo, en el cual se aplicó la versión española del PANAS (Joiner et al., 1997). Mediante el presente estudio tratamos de aportar evidencia sobre la convergencia de la estructura bidimensional del afecto en muestras de varones y mujeres jóvenes (estudiantes universitarios), empleando igualmente la versión española del cuestionario PANAS. Así mismo, pretendemos proporcionar información sobre la validez factorial, incluyendo técnicas de análisis factorial confirmatorio, de la actual versión española, la cual incluye algunas mejoras sobre nuestra anterior adaptación. Finalmente, deseábamos conocer la posible estabilidad (invarianza) de la estructura factorial del PANAS a través de los grupos de varones y mujeres (transvalidación), así como la adecuación del modelo estructural del afecto a ambos grupos de población. Aparte de que las mujeres suelen obtener puntuaciones en afecto negativo más elevadas que los varones (p.ej., Sandín et al., 1994), la validación del cuestionario requiere probar empíricamente su estructura factorial en varones y mujeres para poder generalizar los resultados a ambos tipos de población.

Método

Participantes y procedimiento

La muestra total estuvo constituida por 712 estudiantes universitarios vinculados a universidades de Madrid (Universidad Complutense y Universidad Autónoma), de los cuales 441 (61,94%) eran mujeres y 271 (38,06%) eran varones. La edad media del grupo de mujeres fue de 20,47 años (DT = 2,30), y la del grupo de varones fue de 20,59 años (DT = 2,33). No existían diferencias en cuanto a la edad entre ambos grupos [$t(710) = 0,68, P = 0,495$].

Los participantes cumplieron el cuestionario PANAS en sesiones de grupo

(máximo 50 personas por sesión), las cuales se llevaron a cabo en las propias aulas universitarias. Todos los sujetos participaron voluntariamente en el estudio.

Medida

Se aplicó la versión española del cuestionario de afecto positivo y negativo PANAS (Positive and Negative Affect Schedule, Watson et al., 1988a). El cuestionario incluye 20 ítems, 10 de los cuales se refieren a la subescala de afecto positivo (AP) y 10 a la subescala de afecto negativo (AN). Aunque recientemente hemos presentado datos sobre la validación de esta versión, basada en una muestra de mujeres de la región de Navarra (Joiner et al., 1997), los resultados no resultaron ser tan óptimos como inicialmente habíamos supuesto. Aparte de un posible efecto determinado por el tipo de muestra (el nivel cultural de las mujeres era predominantemente bajo), la versión española inicial del PANAS, respetando la estructura de la versión original, consistía en un descriptor simple para cada uno de los 20 estados afectivos. Este formato puede resultar ambiguo para ciertas descripciones afectivas, reduciéndose con ello la validez de constructo del cuestionario. En concreto, los ítems «hostil» (hostile) y «orgulloso/a» (proud) reflejaban claramente este problema (Joiner et al., 1997).

Con objeto de mejorar la validez de la versión española del cuestionario, reformulamos aquellos ítems que parecían presentar menor grado de validez de acuerdo con los análisis factoriales de nuestro anterior estudio. Además, cuando se consideró necesario, se añadió un segundo descriptor a la formulación del afecto en cuestión. Aunque se emplearon varios jueces independientes, la versión definitiva del PANAS fue establecida por el primer autor de este estudio.

Resultados

Los resultados serán presentados en cinco epígrafes que representan cinco aspectos diferentes de nuestros análisis estadísticos de los datos. En primer lugar haremos referencia a los análisis factoriales exploratorios (análisis de componentes principales) sobre los ítems del PANAS, empleando para la extracción del número de factores criterios empíricos (en este caso, criterios de estimación estándar), si bien también se tuvieron en cuenta criterios teóricos. En segundo lugar presentaremos los análisis factoriales confirmatorios EQS, dirigidos a validar la estructura del PANAS. En tercer lugar referimos los datos sobre transvalidación de la estructura bifactorial del PANAS obtenida mediante nuestros análisis de componentes principales. En cuarto lugar trataremos la transvalidación varones/mujeres del modelo estructural del afecto. Finalmente, indicamos los coeficientes alfa y los estadísticos descriptivos de las subescalas del PANAS (i.e., AP y AN).

Análisis factorial del PANAS

Los 20 ítems del PANAS fueron sometidos a diversos análisis factoriales usando el método de análisis de componentes principales (principal components analysis, PCA). Los análisis se efectuaron independientemente para la muestra total, y para las submuestras de varones y mujeres respectivamente. Puesto que tras nuestro anterior estudio permanecían algunas dudas sobre la estructura de la versión española del PANAS, y dado que aún no han sido publicados otros datos consistentes a este respecto, efectuamos inicialmente estos análisis factoriales de naturaleza exploratoria.

Para la obtención del número de factores se tuvieron en cuenta prioritariamente criterios empíricos, ya que se trataba de un análisis exploratorio. En concreto, tuvimos en

cuenta diversos criterios de estimación aparte del clásico criterio de Kaiser-Guttman (Kaiser, 1961; éste generalmente conduce a una sobreestimación del número de factores), tales como el test scree (sedimentación) de Cattell (1966), los criterios de Thurstone (1947) basados en los valores de los pesos factoriales (saturaciones sobresalientes), y el criterio de interpretabilidad de Gorsuch (1983), que implica examinar las soluciones factoriales con diferentes extracciones para determinar el punto en el que se inician los factores triviales. Aunque, guiándonos por la evidencia precedente de Estados Unidos, aplicamos la rotación ortogonal (Varimax) (se supone que los dos factores del afecto son relativamente independientes o, a lo sumo, están mínimamente relacionados), también se aplicó la rotación oblicua (Oblimín), con objeto de averiguar si la estructura presentaba variaciones derivadas del método de rotación y, así mismo, conocer la posible correlación entre los factores.

Los 5 primeros valores eigen (autovalores) obtenidos para cada uno de los tres grupos de análisis fueron como sigue: 5,11, 4,74, 1,22, 1,05, 0,86 (muestra total); 6,43, 4,28, 1,10, 0,95, 0,80 (varones); y 5,60, 3,72, 1,35, 1,14, 0,92 (mujeres). Puede observarse que solamente dos factores obtienen valores eigen elevados (claramente por encima de la unidad), si bien es cierto que los factores 3 y 4 poseen autovalores en torno a la unidad. Aplicando el test de scree se constata que únicamente los dos primeros factores superan la prueba, resultando ser residuales todos los restantes factores. Al aplicar los demás criterios de estimación se constata, así mismo, que la extracción debe reducirse a los dos primeros factores en todos los casos. Es importante resaltar que los resultados son prácticamente iguales en los tres grupos, lo que sugiere una estructura bidimensional tanto para el grupo de varones como para el de mujeres.

ESCALAS PANAS DE AFECTO POSITIVO Y NEGATIVO

Los resultados de los análisis factoriales, extrayendo dos factores, y tras rotación Varimax, son presentados en la Tabla 1. En ella referimos los pesos factoriales y la comunalidad de forma independiente para la muestra total, y para las submuestras de varones y mujeres. Como puede apreciarse, se obtienen dos factores perfectamente definidos, uno para el afecto negativo (Factor 1) y otro relacionado con el afecto positivo (Factor

2). Las saturaciones factoriales aparecen de acuerdo con lo que cabría esperarse a partir del modelo del afecto: son elevadas y positivas en el factor relevante y despreciables o mínimamente negativas en el factor irrelevante. Más aun, los pesos factoriales vinculados al factor relevante son muy elevados, pues todos poseen valores iguales o superiores a 0,59, valores incluso superiores a los presentados originalmente por Watson et al.

Tabla 1
Pesos factoriales y comunalidades (h^2) correspondientes a la solución bifactorial del PANAS, para la muestra total y para los grupos de varones y mujeres (rotación Varimax)

Items del PANAS (abreviados)	MUESTRA TOTAL (N= 712)			VARONES (N= 271)			MUJERES (N= 441)		
	Factor 1 (AN)	Factor 2 (AP)	h^2	Factor 1 (AN)	Factor 2 (AP)	h^2	Factor 1 (AN)	Factor 2 (AP)	h^2
1. Interés	0,08	0,66	0,44	0,14	0,67	0,51	0,00	0,63	0,40
2. Tensión	0,71	0,00	0,51	0,72	0,05	0,53	0,69	-0,05	0,49
3. Animación	0,02	0,68	0,46	0,12	0,69	0,50	-0,08	0,66	0,46
4. Disgusto	0,71	-0,02	0,50	0,77	0,08	0,61	0,64	-0,14	0,43
5. Energía	-0,12	0,73	0,55	0,00	0,73	0,54	-0,18	0,72	0,56
6. Culpa	0,68	0,00	0,47	0,74	0,07	0,56	0,63	-0,06	0,40
7. Susto	0,73	-0,04	0,54	0,78	0,06	0,61	0,68	-0,13	0,49
8. Enojo	0,65	0,06	0,45	0,70	0,11	0,51	0,63	0,02	0,40
9. Entusiasmo	-0,05	0,72	0,53	0,04	0,69	0,47	-0,13	0,74	0,57
10. Orgullo	-0,13	0,70	0,51	-0,05	0,74	0,55	-0,17	0,67	0,49
11. Irritación	0,67	0,02	0,46	0,70	0,08	0,51	0,65	-0,02	0,42
12. Disposición	0,06	0,68	0,47	0,09	0,71	0,52	0,05	0,65	0,43
13. Vergüenza	0,60	-0,05	0,37	0,61	0,04	0,38	0,59	-0,12	0,36
14. Inspiración	0,05	0,63	0,40	0,18	0,64	0,45	-0,02	0,61	0,37
15. Nerviosismo	0,72	0,06	0,53	0,69	0,13	0,50	0,74	0,02	0,56
16. Decisión	-0,17	0,68	0,50	-0,08	0,76	0,59	-0,23	0,61	0,43
17. Atención	0,13	0,65	0,45	0,23	0,67	0,51	0,04	0,63	0,40
18. Intranquilidad	0,78	0,01	0,62	0,82	0,00	0,67	0,77	0,02	0,59
19. Actividad	0,03	0,75	0,56	0,07	0,74	0,56	-0,02	0,75	0,57
20. Temor	0,75	-0,07	0,58	0,80	0,07	0,64	0,70	-0,19	0,53

Nota. AN = afecto negativo, AP = afecto positivo. Las saturaciones sobresalientes ($\geq 0,50$) se indican en negrita.

(1988a). Asimismo, las puntuaciones de la comunalidad son en general elevadas y consistentes con la estructura bifactorial del PANAS. Puede observarse que, en términos generales, la estructura factorial es muy semejante en los tres análisis presentados, lo cual sugiere que la estructura del afecto es similar en varones y en mujeres.

La varianza explicada es muy semejante en ambos factores. Para la muestra total, el Factor 1 explica el 25,5% y el Factor 2 el 23,7% de la varianza (varianza total explicada = 49,2%). En el grupo de varones, el Factor 1 explica el 32,1% y el Factor 2 el 21,4% de la varianza (varianza total explicada = 53,5%). En el grupo de mujeres, el Factor 1 explica el 28,0% y el Factor 2 el 18,6% de la varianza (varianza total explicada = 46,5%).

Ambos factores, obtenidos por el método de análisis de componentes principales, fueron también sometidos a rotación oblicua (Oblimín). El resultado de este tipo de rotación fue prácticamente idéntico al indicado para la rotación ortogonal. Las correlaciones entre los dos factores fueron como sigue: -0,11 (muestra total), 0,08 (varones) y -0,17 (mujeres).

Análisis factorial confirmatorio EQS

Para contrastar empíricamente la validez de la estructura bifactorial del PANAS descrita en el epígrafe anterior, efectuamos un análisis factorial confirmatorio sobre la matriz de covarianzas de la muestra total (análisis unigrupo) utilizando el programa de ecuaciones estructurales EQS (Dentler, 1995). Para la construcción del modelo nos basamos en los datos referidos en el epígrafe anterior sobre la estructura bifactorial del PANAS (Tabla 1), así como también en la evidencia empírica y teórica presentada con anterioridad sobre la estructura del afecto (e.g., Joiner et al., 1997; Watson et al., 1988a; Watson y Tellegen, 1985). De acuerdo con nuestros da-

tos exploratorios, el PANAS debería dar lugar a dos factores relativamente independientes o correlacionados de forma mínima y negativa, representativos de las dimensiones del afecto positivo y negativo.

Las varianzas de las dos variables latentes (AP y AN) se fijaron en 1,0 para, de esta forma, fijar la escala de las variables no medidas e identificar el modelo. Aunque se partió de que cada ítem constituía esencialmente una variable de medida de un solo factor, bien del AP o del AN, de acuerdo con la evidencia empírica las saturaciones de las variables de AP sobre el factor AN, y de las variables de AN sobre el factor AP, se estimaron libremente partiendo de una estimación de salida de -0,10. Las saturaciones de las variables de AP sobre el factor AP, y de las variables de AN sobre el factor AN, se estimaron libremente partiendo de una estimación de salida de 0,50. No obstante, y teniendo en cuenta la supuesta ortogonalidad de los factores, también se efectuaron análisis confirmatorios fijando en cero las saturaciones de los variables en el factor secundario (i.e., variables de AP sobre el factor AN y variables de AN sobre el factor AP), siendo los resultados muy semejantes a los obtenidos mediante el modelo que presentamos. Algunos autores, sin embargo, han enfatizado la artificialidad que puede resultar tras forzar a cero las relaciones entre variables y factores de este tipo (variables emocionales), la cual a veces crea problemas de identificación del modelo en análisis confirmatorios (Floyd y Widaman, 1995).

Las varianzas de los términos de error fueron especificados como parámetros libres. Sin embargo, dadas las particulares relaciones que deberían darse entre algunos ítems del PANAS, y apoyándonos en aportaciones recientes sobre la teoría del afecto (Watson et al., 1995a, 1995b), se permitió la covariación entre los valores residuales para los siguientes pares de ítems: 8-11, 7-20, 6-13, 15-18 y 13-16. Según han señalado tales

ESCALAS PANAS DE AFECTO POSITIVO Y NEGATIVO

autores, dichos pares de items pueden compartir cierto grado de varianza aparte de la varianza asociada a los factores. En tal caso, es permisible especificar en los modelos confirmatorios la posibilidad de correlación entre tales términos de error (Dunn, Everitt y Pickles, 1993; Floyd y Widaman, 1995). Se empleó el método de estimación de máxima verosimilitud (ML) del programa EQS por ser un método estándar que facilita posibles comparaciones con otros estudios (Dunn et al., 1993). Aun cuando no existe unanimidad, algunos autores han señalado que los datos basados en cuestionarios tipo Likert pueden presentar problemas de distri-

bución normal. Aunque en el presente estudio el nivel de kurtosis multivariada no era excesivo (coeficiente de Mardia = 60.72), se aplicó también el método ML Robusto de EQS (Bentler, 1995), el cual proporciona estadísticos robustos para los errores estándar y test de significación, así como también para el χ^2 (prueba escalada de χ^2 de Satorra-Bentler), corrigiendo los efectos debidos a una posible violación del principio de normalidad.

En la Figura 1 presentamos el modelo bifactorial sobre el afecto positivo y negativo obtenido a partir del análisis estructural EQS. En ella se indican las estimaciones pa-

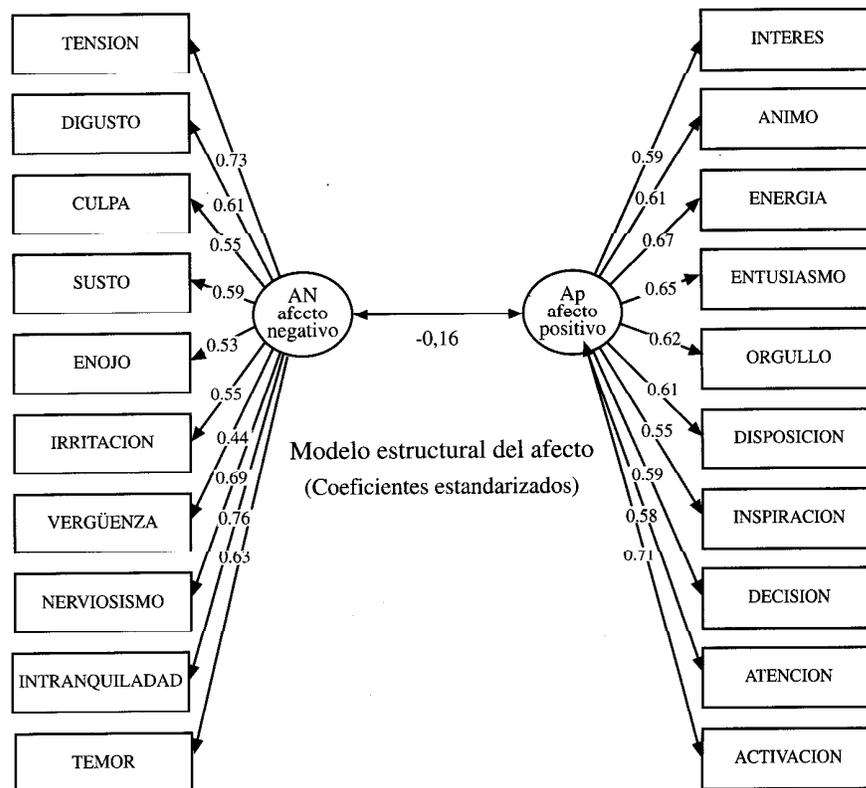


Figura 1. Modelo EQS del afecto con indicación de las estimaciones paramétricas de las ecuaciones de medida (sólo se indican los coeficientes de las variables del PANAS en el factor relevante) e interrelación entre las variables latentes (variables en círculo). Las flechas indican relaciones de las variables latentes sobre las variables observadas.

ramétricas de las ecuaciones de medida en forma de coeficientes «completamente estandarizados». Mediante esta opción (completamente estandarizada), no sólo se estandarizan las variables medidas, sino también sus residuos y los de las variables latentes, lo cual permite que los coeficientes sean más fáciles de interpretar. En la figura referimos también el coeficiente path entre las variables latentes (correlación factorial estimada). Como puede apreciarse, los coeficientes son en general elevados (todos resultaron ser altamente significativos), lo cual resulta totalmente coherente con el modelo que habíamos hipotetizado (la mayoría de las estimaciones paramétricas referidas en la figura poseen valores por encima de 0,60). Las saturaciones de las variables observadas sobre los constructos latentes no relevantes (i.e., de las variables de afecto positivo sobre la variable AN, y de afecto negativo sobre la variable AP) resultaron todas no significativas y de valores negativos. Los estadísticos basados en el método de estimación robusta fueron en general semejantes a estos (altamente significativos para las estimaciones de las variables en el factor principal, y no significativas para las estimaciones de las variables sobre el factor secundario). Tampoco resultó estadísticamente significativa la estimación paramétrica para la relación entre los factores AN y AP, siendo su valor (-0,16) consistente con el modelo propuesto y con la evidencia teórica y empírica previa sobre la relación entre AN y AP (Joiner et al., 1997). En la figura no se indican los valores correspondientes a las saturaciones de las variables sobre los factores no relevantes, ni tampoco los valores relativos a los términos de error, porque complicarían innecesariamente la claridad de la misma.

Los indicadores sobre la bondad de ajuste del modelo resultan en general bastante satisfactorios. El valor del χ^2 ha resultado ser estadísticamente significativo [χ^2 (144) = 654,96, $P < 0,001$], lo cual, en principio,

podría hacernos pensar en una posible inadecuación del modelo. Sin embargo, existe evidencia de que el valor de este estadístico aumenta al incrementarse el número de sujetos, por lo que, con una muestra elevada como la empleada en este estudio, es normal encontrar un χ^2 elevado y estadísticamente significativa, sin que ello suponga que el modelo no se ajusta a los datos, debiendo basarnos más bien en otros estadísticos de bondad de ajuste (Crowley y Fan, 1997; Floyd y Widaman, 1995). El valor del χ^2 obtenido mediante el método de estimación robusta fue ligeramente inferior al obtenido con el método estándar [Satorra-Bentler χ^2 (144) = 491,19. $P < 0,001$]. Otros índices sobre la bondad de ajuste más independientes del tamaño de la muestra están indicados en la Tabla 2 (análisis unigrupo), los cuales han sido ampliamente recomendados para indicar el ajuste del modelo. Como puede observarse en dicha tabla, todos los índices (incluidos los índices LISREL) reflejan que el modelo bifactorial del afecto es adecuado, ya que los valores correspondientes a los diferentes índices de ajuste son, en general, consistentes con los estándares de aceptación. Nótese que aunque se analizaron 7 indicadores diferentes, todos sugieren que el modelo estructural basado en los dos factores resulta apropiado.

Si bien el análisis exploratorio de nuestros datos refleja la pertinencia de un modelo basado en dos factores (AP y AN), era necesario probar también la adecuación de un posible modelo estructural unifactorial, ya que algunos autores han defendido la estructura unidimensional del afecto (e.g., Bagozzi, 1993). Para ello llevamos a cabo un nuevo análisis confirmatorio EQS sobre los 20 ítems del PANAS, pero basado en los coeficientes paramétricos sobre un único factor (estimaciones libres en un factor único). Los índices que presentamos en la Tabla 2 confirman claramente que el modelo unidimensional resulta absolutamente inapropia-

ESCALAS PANAS DE AFECTO POSITIVO Y NEGATIVO

Tabla 2
Índices de bondad de ajuste de los modelos estructurales bifactorial y unifactorial, basados en los análisis unigrupo y multigrupo (N= 712)

Índices de ajuste	Modelo bifactorial (AN/AP)		Modelo unifactorial
	Análisis unigrupo	Análisis multigrupo	Análisis unigrupo
Índice de ajuste normalizado de Bentler-Bonett (NFI)	0,898	0,871	0,652
Índice de ajuste no normalizado de Bentler-Bonett (NNFI)	0,892	0,860	0,618
Índice de ajuste comparativo de Bentler (CFI)	0,918	0,909	0,668
Índice de bondad de ajuste LISREL (GFI)	0,913	0,890	0,684
Índice modificado de bondad de ajuste LISREL (AGFI)	0,873	0,840	0,598
Raíz cuadrada media residual estandarizada (SRMR)	0,041	0,045	0,208
Raíz cuadrada media de error de aproximación (RMSEA)	0,040	0,044	0,205

Nota. NFI = Normal fit index, NNFI = Nonnormed fit index, CFI = Comparative fit index; GFI = Goodness-of-fit index; AGFI = Adjusted goodness-of-fit index; SRMR = Standardized root mean square residual; RMSEA = Root mean square error of approximation; AN = Afecto negativo, AP = afecto positivo.

do para representar la estructura del afecto, los cuales distan mucho de los más que satisfactorios índices de ajuste obtenidos para el modelo bidimensional. Adicionalmente se calcularon los índices de ajuste comparativo (CFI) robustos, resultando ser éstos claramente superiores para el modelo bifactorial (CFI-robusto = 0,891) que para el unifactorial (CFI-robusto = 0,274), lo que corrobora la evidencia obtenida con los índices referidos en la mencionada tabla obtenidos mediante el método no robusto.

Por otra parte, se calcularon también los indicadores AIC (Akaike's information criterion) y CAIC (Bozdogan's consistent AIC), los cuales resultan de gran utilidad cuando se comparan dos o más modelos que pudieran competir entre sí. Para el modelo bifactorial los valores fueron 366,96 (AIC) y -434,83 (CAIC), mientras que para el modelo unifactorial éstos fueron 1906,98 (AIC) y 988,25 (CAIC), lo que sugiere que, sin duda alguna, resulta mucho más apropiada la opción del modelo de dos factores.

Más aun, una comparación directa entre el modelo bifactorial y el modelo unifactorial indicó que el primero se ajustaba a los datos de forma mucho más precisa que el segundo (cambio en $\chi^2 = 1582,02$, $gl = 21$, $P < 0,0001$).

Transvalidación de la estructura bidimensional del PANAS

Para estudiar la consistencia de la estructura bidimensional del PANAS hemos analizado, mediante el cálculo de los coeficientes de congruencia (Tucker, 1951; Wrigley y Neuhaus, 1955), hasta qué punto existe convergencia entre los factores obtenidos en el grupo de mujeres y los del grupo de varones (factores referidos en la Tabla 1). Con objeto de obtener información más amplia sobre la transvalidación de la estructura del afecto, calculamos también los coeficientes de congruencia entre los factores de la muestra total (Tabla 1) y los obtenidos previamente por nosotros con una población de edad y

nivel sociocultural diferentes (Joiner et al., 1997, Tabla 1, p. 603), así como también con los factores referidos para una cultura diferente a la española, tal como los obtenidos por Watson et al. (1988a, Tabla 5, p. 1067) basados en una muestra de estudiantes universitarios norteamericanos.

Al relacionar la estructura factorial de los grupos de varones y mujeres, los coeficientes de congruencia (r_c) entre factores equivalentes han resultado ser particularmente elevados (ambos se acercan al valor de 0,98). Entre factores no equivalentes, esto es entre AP y AN, los r_c fueron muy bajos y de signo negativo (-0,02 y -0,01). Tales resultados suponen un claro apoyo empírico a la similitud factorial entre ambos grupos, demostrando, así mismo, la convergencia de la estructura del afecto a través de ellos.

Aparte de constatar que el grado de congruencia factorial es elevado entre los grupos de varones y mujeres del presente estudio, deseábamos conocer si tal invarianza se mantenía al comparar los resultados de nuestra muestra total con otros estudios y otros tipos de muestras. En el estudio de Joiner et al. (1997), la muestra estaba constituida por mujeres con edades entre 45 y 65 años de nivel cultural medio-bajo. En el trabajo de Watson et al. (1988a), si bien los participantes, al igual que en el presente estudio, eran estudiantes universitarios (varones y mujeres), éstos eran norteamericanos y, en consecuencia, pertenecían a una cultura y contexto social diferentes del español. Los r_c entre nuestra muestra total y estos dos estudios fueron como sigue (las primeras iniciales corresponden al presente estudio): 0,93 (AP-AP), 0,94 (AN-AN), -0,06 (AP-AN) y -0,15 (AN-AP) (Joiner et al., submuestra 1); 0,91 (AP-AP), 0,95 (AN-AN), -0,16 (AP-AN) y -0,19 (AN-AP) (Joiner et al., submuestra 2); 0,98 (AP-AP), 0,98 (AN-AN), -0,12 (AP-AN) y -0,09 (AN-AP) (Watson et al., 1988a). Estos resultados sugieren que la estructura bidimen-

sional del afecto es consistente incluso entre diferentes culturas.

Análisis factorial confirmatorio EQS multigrupo

Los análisis basados en el cálculo de los r_c permiten ofrecernos una primera aproximación empírica útil para conocer el grado de similitud factorial entre diferentes muestras. Sin embargo, para confirmar la consistencia del modelo factorial a través de los grupos de varones y mujeres, era necesario llevar a cabo un análisis factorial confirmatorio «multigrupo». En un análisis estructural multigrupo pueden analizarse los datos de los grupos de varones y mujeres simultáneamente, verificándose si el modelo, idéntico en ambos grupos, reproduce o no los datos de cada grupo con precisión. Si bien es cierto que podrían efectuarse análisis confirmatorios separados para varones y mujeres y, posteriormente, compararse los indicadores de ajuste al modelo en ambos grupos, en este tipo de análisis, al evaluarse cada muestra de forma separada y no soler permitir que las estimaciones paramétricas óptimas de cada grupo sean idénticas, los modelos podrían no ser idénticos (aunque no existan diferencias entre los grupos, no podríamos saber si existe un modelo que describa con precisión ambas poblaciones).

Por tanto, utilizamos la opción de análisis confirmatorio multigrupo del EQS (Bentler, 1995) para los grupos de varones y mujeres. El modelo estructural de partida, para ambos grupos, es igual al indicado para la muestra total, añadiéndose la condición de que los coeficientes factoriales deberían ser idénticos para ambos grupos. Las estimaciones paramétricas resultantes fueron muy semejantes en los dos grupos y, a su vez, semejantes a las referidas en la Figura 1 (análisis unigrupo). Las estimaciones paramétricas (coeficientes estandarizados) para las vías entre las variables del AP y el factor AP

oscilaron entre 0,61 y 0,78 (varones) y entre 0,57 y 0,75 (mujeres). Para las vías entre las variables del AN y el factor AN, los coeficientes oscilaron entre 0,57 y 0,86 (varones) y entre 0,49 y 0,76 (mujeres). En todos los casos tales coeficientes resultaron ser estadísticamente significativos. En cambio, y como cabría esperar, los coeficientes estimados para las vías no relevantes (i.e., entre las variables de AP y el factor AN, y entre las variables de AN y el factor AP) no resultaron estadísticamente significativos. Al igual que ocurría en nuestro análisis estructural anterior, tampoco resultaron significativos los coeficientes path entre los factores latentes (ni en el grupo de varones ni en el de mujeres).

Aunque, al igual que en nuestros análisis unigrupo, el χ^2 obtenido resultó ligeramente elevado [$\chi^2(288) = 866,09, P < 0,001$], los índices sobre la bondad ajuste sugieren que el modelo es adecuado para ambos grupos, ya que sus respectivos valores se encuentran dentro de los límites de aceptación (véase la Tabla 2, análisis multigrupo). Puede apreciarse, no obstante, que, de acuerdo con los diferentes indicadores sobre la bondad de ajuste, la adecuación del modelo es superior en el análisis unigrupo que en el multigrupo.

Coefficientes alfa y estadísticos descriptivos de las subescalas AP y AN

Los coeficientes alfa de las subescalas AP y AN se calcularon a partir de los ítems que componen específicamente cada subescala (10 ítems cada una). Estos resultaron ser notablemente elevados, tanto para en el grupo de varones [alfa = 0,89 (AP) y 0,91 (AN)] como para el de mujeres [alfa = 0,87 (AP) y 0,89 (AN)], lo que corrobora una vez más la elevada consistencia interna que poseen estas dimensiones del afecto.

Las puntuaciones medias en AP fueron 30,23 (DT = 6,16) en los varones y 30,37

(DT = 6,08) en las mujeres. Las puntuaciones medias en AN fueron 20,61 (DT = 6,54) en los varones y 22,69 (DT = 6,83) en las mujeres. Existían diferencias significativas entre ambos grupos en AN [$t(710) = 4,01, P < 0,01$], pero no en AP [$t(710) = 0,31, P > 0,05$].

Discusión

Mediante los resultados de la presente investigación hemos presentado información empírica en favor del modelo bidimensional de la afectividad, según el cual ésta se estructura sobre la base de las dimensiones de AP y AN (Watson, 1988; Watson y Pennebaker, 1989; Watson y Tellegen, 1985; Watson et al., 1988a). Por otra parte, aportamos nuevos datos en apoyo de la validación factorial de la versión española del PANAS. Los hallazgos de este estudio complementan y amplían los presentados previamente por nosotros a partir de una muestra de mujeres del norte de España.

Tras aplicar los diferentes análisis factoriales se evidencia con gran nivel de consistencia la aparición de dos claros factores, uno referido al afecto positivo y otro al afecto negativo. Estos factores, por otra parte, aparecen como dos dimensiones independientes, no como dos aspectos opuestos de un mismo fenómeno. Los resultados apoyan los hallazgos obtenidos por Watson y sus colaboradores con diferentes tipos muestras norteamericanas, así como también los resultados obtenidos con poblaciones de diferentes culturas, tales como la japonesa (Watson, Clark y Tellegen, 1984), la rusa (Balatsky y Diener, 1993), y la israelí (Alamagor y Ben-Porath, 1989). Lo cual sugiere que la estructura bidimensional del afecto emerge consistentemente con independencia del tipo de país y cultura. En una línea semejante, hemos podido constatar que la congruencia entre nuestros factores y los referidos por Watson et al. (1988a) es muy al-

ta, lo que indicaría un elevado grado de invarianza factorial transcultural de la afectividad.

Un aspecto importante de nuestra investigación se ha centrado en la validación de la estructura del afecto mediante análisis factorial confirmatorio. Si bien se han venido llevando a cabo diversos trabajos sobre el modelo bifactorial de la afectividad, con excepción de nuestro estudio preliminar sobre este aspecto (Joiner et al., 1997), todos se han efectuado empleando como base el análisis factorial convencional, de naturaleza exploratoria. Tanto en el estudio de Joiner et al. (1997) como en el actual estudio, presentamos evidencia empírica confirmatoria, basada en modelos de análisis estructurales, sobre el modelo de la afectividad sustentado en las dimensiones de AP y AN. El modelo estructural basado en las estimaciones paramétricas de las ecuaciones de medida y en el coeficiente path entre las variables latentes (Figura 1), así como también los diferentes indicadores sobre la bondad de ajuste del modelo, confirman con bastante precisión el modelo propuesto sobre la afectividad. Resultados de este tipo no habían sido presentados con anterioridad por otros autores.

Los análisis factoriales efectuados de forma independiente para los grupos de varones y mujeres sugieren que la estructura AP/AN se mantiene por igual en ambos tipos de población. Así mismo, los análisis de congruencia reflejan la invarianza factorial a través de dichas poblaciones. En una línea semejante, podemos apreciar que los datos obtenidos a partir del análisis estructural multigrupo también apoyan la idea de que el modelo bidimensional de la afectividad es común para los grupos de varones y de mujeres. Específicamente, nuestro análisis estructural multigrupo indica que el modelo se adecua con cierta exactitud a los datos de las poblaciones de varones y mujeres, como si en realidad éstos describiesen a una misma

población. Consideramos de interés la constatación empírica de estos resultados, puesto que apenas se ha prestado atención a las posibles diferencias que podrían derivarse a partir de las diferencias de género. Pensamos, no obstante, que este aspecto debería estudiarse con más intensidad en futuras investigaciones.

En términos generales, pensamos que la actual versión española del cuestionario PANAS posee una elevada consistencia factorial, siendo cierto también que las subescalas AP y AN poseen gran nivel de consistencia interna (fiabilidad inter-item). El cuestionario puede ser de gran utilidad para ser empleado tanto en estudios básicos como en investigaciones clínicas. De hecho, el modelo bifactorial del afecto ha generado recientemente gran interés por sus enormes implicaciones en diferentes campos, tales como la psicopatología (Joiner et al., 1996a; Watson y Pennebaker, 1989; Watson et al., 1995a, 1995b), la psicología clínica (Joiner et al., 1996b) y la psicología de las diferencias individuales (Clark et al., 1994; Sánchez-Cánovas y Sánchez, 1994). En concreto, dentro del campo de la psicopatología, la distinción entre AP y AN ha resultado de gran utilidad para el estudio de las relaciones y diferencias entre la ansiedad y la depresión, lo cual se ha venido configurando en el conocido «modelo tripartito» del afecto, la ansiedad y la depresión (e.g., Clark y Watson, 1991; Joiner et al., 1996a, 1996b). Otro campo psicopatológico en el que ha tenido una gran proyección el modelo bifactorial del afecto es el relacionado con el estrés psicosocial y la salud física (Sandín et al., 1994; Watson y Pennebaker, 1989). Si bien la versión española del PANAS ha demostrado poseer excelentes propiedades psicométricas, es preciso indicar que en un futuro éstas propiedades, así como su utilidad, deberán también ser probadas en poblaciones clínicas.

Referencias

- Almagor, M., y Ben-Porath, Y.S. (1989). The two-factor model of self-reported mood: A cross-cultural replication. *Journal of Personality Assessment*, 53, 10-21.
- Bagozzi, R.P. (1993). An examination of the psychometric properties of measures of negative affect in the PANAS-X scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65, 836-851.
- Balatsky, G., y Diener, E. (1993). Subjective well-being among Russian students. *Social Indicators Research*, 28, 225-243.
- Bentler, P.M. (1995). *EQS Structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Bush, L.E. (1973). Individual differences in multidimensional scaling of adjectives denoting feelings. *Journal of Personality and Social Psychology*, 25, 50-57.
- Cattell, R.B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- Clark, L.A., y Watson, D. (1988). Mood and the mundane: Relations between daily life events and self-reported mood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 296-308.
- Clark, L.A., y Watson, D. (1991). Tripartite model of anxiety and depression: Psychometric evidence and taxonomic implications. *Journal of Abnormal Psychology*, 100, 316-336.
- Clark, L.A., Watson, D., y Mineka, S. (1994). Temperament, personality, and the mood and anxiety disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 103, 103-116.
- Crowley, S.L., y Fann, X. (1997). Structural equation modeling: Basic concepts and applications in personality assessment research. *Journal of Personality Assessment*, 68, 508-531.
- Dohrenwend, B.P. y Shrout, P.E. (1985). «Hassless in the conceptualization and measurement of life stress variables. *American Psychologist*, 40, 780-785.
- Dunn, G., Everitt, B., y Pickles, A. (1993). *Modelling covariances and latent variables using EQS*. New York: Chapman & Hall.
- Floyd, F.J., y Widaman, K.F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, 7, 286-299.
- Gorsuch, R. (1983). *Factor analysis*. Hillsdale, NJ: LEA.
- Izard, C.E. (1972). *Patterns of emotions: A new analysis of anxiety and depression*. New York: Academic Press.
- Joiner, Jr., T.E., Catanzaro, S., y Laurent, J.L. (1996a). The tripartite structure of positive and negative affect, depression, and anxiety in child and adolescent psychiatric inpatients. *Journal of Abnormal Psychology*, 105, 401-409.
- Joiner, Jr., T.E., Catanzaro, S.J., Laurent, J., Sandin, B., y Blalock, J.A. (1996b). Modelo tripartito sobre el afecto positivo y negativo, la depresión y la ansiedad: Evidencia basada en la estructura de los síntomas y en diferencias sexuales. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 1, 27-34.
- Joiner, Jr., T.E., Sandin, 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.
- Kaiser, H. (1961). A note on Guttman's lower bound for the number of common factors. *Multivariate Behavioural Research*, 1, 249-276.
- Russell, J.A., y Mehrabian, A. (1977). Evidence for a three-factor theory of emotions. *Journal of Research in Personality*, 11, 273-294.
- Sánchez-Cánovas, J. (1994). *Relaciones entre salud física, psíquica y estrés, estilos de vida saludables y apoyo social: Un estudio exploratorio en mujeres climatéricas*. Manuscrito no publicado.
- Sánchez-Cánovas, J., y Sánchez, M.P. (1994). *Psicología diferencial: Diversidad e individualidad humanas*. Madrid: Ramón Areces.
- Sandín, B. (1997). *Ansiedad, miedos y fobias en niños y adolescentes*. Madrid: Dykinson.
- Sandín, B., y Chorot, P. (1995). Concepto y categorización de los trastornos de ansiedad. En A. Belloch, B. Sandín y F. Ramos (Eds.), *Manual de psicopatología, Vol. 2* (pp. 53-80). Madrid: McGraw-Hill.
- Sandín, B., Chorot, P., Santed, M.A., y Jiménez, P. (1994). *Psychological factors as predictors of anxiety, somatic symptoms and health*. 23rd International Congress of Applied Psychology. Madrid, 17-22 de julio, p. 270 (Actas de Congreso).
- Santed, M.A. (1995). *Estrés y salud: Evaluación psicométrica del estrés diario*. Universidad

Nacional de Educación a Distancia. Tesis Doctoral (no publicado).

Santed, M.A., Sandín, B., y Chorot, P. (1996). Cuestionario de Estrés Diario (CED): Validez de constructo y el problema de la confusión de medidas. *Boletín de Psicología*, 51, 45-70.

Santed, M.A., Sandín, B., y Chorot, P. (1998). El estrés diario desde el marco del modelo transaccional: Cuestiones conceptuales y metodológicas. En J. Buendía y F. Ramos (Eds.), *Estrés laboral y salud* (pp. 21-49). Madrid: Biblioteca Nueva.

Tellegen, A. (1985). Structures of mood and personality and their relevance to assessing anxiety, with emphasis on self-report. En A.H. Tuma y D. Maser (Eds.), *Anxiety and the anxiety disorders* (pp. 681-706). Hillsdale, NJ: Erlbaum.

Thurstone, L.L. (1947). *Multiple factor analysis*. Chicago: University of Chicago Press.

Tucker, L.R. (1951). *A method for synthesis of factor analysis studies* (Personnel Research Section Report, No. 984; Contract DA-49-083, Department of the Army). Princeton, NJ: Educational Testing Services.

Watson, D. (1988). Intraindividual and interindividual analyses of positive and negative affect: Their relation to health complaints, perceived stress, and daily activities. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1020-1030.

Watson, D., y Pennebaker, J. (1989). Health complaints, stress, and distress: Exploring the central role of Negative Affectivity. *Psychological Review*, 96, 234-254.

Watson, D., y Tellegen, A. (1985). Toward a consensual structure of mood. *Psychological Bulletin*, 98, 219-235.

Watson, D., Clark, L.A., y Carey, G. (1988b). Positive and negative affectivity and their relation to anxiety and depressive disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 97, 346-353.

Watson, D., Clark, L.A., y Tellegen, A. (1984). Cross-cultural convergence in the structure of mood: A Japanese replication and a comparison with U.S. findings. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47, 127-144.

Watson, D., Clark, L.A., y Tellegen, A. (1988a). 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., Clark, L.A., Weber, K., Assenheimer, J.S., Strauss, M.E., y McCormick, R.A. (1995a). Testing a tripartite model: II. Exploring the symptom structure of anxiety and depression in student, adult, and patient samples. *Journal of Abnormal Psychology*, 104, 15-25.

Watson, D., Weber, K., Assenheimer, J.S., Clark, L.A., Strauss, M.E., y McCormick, R. A. (1995b). Testing a tripartite model: I. Discriminant validity of anxiety and depression symptom scales. *Journal of Abnormal Psychology*, 104, 15-25.

Wrigley, C.S., y Neuhaus, J.O. (1955). The matching of two sets of factors. *American Psychologist*, 10, 418.

Zevon, M.A., y Tellegen, A. (1982). The structure of mood change: An idiographic/nomothetic analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 43, 111-122.

Aceptado el 1 de junio de 1998