



Ciencia Ergo Sum

ISSN: 1405-0269

ciencia.ergosum@yahoo.com.mx

Universidad Autónoma del Estado de México
México

Moral de la Rubia, José

La escala de afecto positivo y negativo (PANAS) en parejas casadas mexicanas

Ciencia Ergo Sum, vol. 18, núm. 2, julio-octubre, 2011, pp. 117-125

Universidad Autónoma del Estado de México

Toluca, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=10418753002>

- 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

La escala de afecto positivo y negativo (PANAS) en parejas casadas mexicanas

José Moral de la Rubia*

Recepción: 11 de enero de 2011
Aceptación: 28 de febrero de 2011

* Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León, México.
Correo electrónico: jose_moral@hotmail.com

Resumen. Se pretende traducir y validar la escala PANAS en población mexicana. Se empleó el método de traducción-retrotraducción. Se levantó una muestra incidental de 100 parejas casadas en Nuevo León ($N = 200$). Se definieron por el criterio de Cattell los dos factores esperados de Afecto Negativo (AN-10) ($\alpha = 0.88$) y Afecto Positivo (AP-10) ($\alpha = 0.84$). La mayoría de los índices de ajuste por Máxima Verosimilitud fueron malos. Al reducir a cinco indicadores por factor ($\alpha = .85$ en ambos), el modelo de dos factores correlacionados mostró un ajuste de bueno a adecuado. La correlación de AN-10 con depresión fue 0.60 y con ansiedad-estado 0.71. La correlación de AP-10 con BDI fue -0.24 y con ansiedad-estado -0.49 . Por lo tanto, el PANAS posee propiedades adecuadas para su uso en México, especialmente una versión simplificada.

Palabras clave: afecto, PANAS, depresión, ansiedad, parejas casadas.

The Positive and Negative Affect Scales (PANAS) in Mexican Married Couples

Abstract. The aim of this paper is to translate and validate the PANAS in the Mexican population. The back-translation method was used. An incidental sample of 100 married couples was collected in Nuevo Leon ($N = 200$), Mexico. The two expected factors of Negative Affect (NA-10) ($\alpha = 0.88$) and Positive Affect (PA-10) ($\alpha = 0.84$) were defined by the Cattell's criterion. Most of the fit indexes by Maximum Likelihood were bad. Upon reducing to five indicators by factor ($\alpha = 0.85$ in both), the model of two correlated factors showed a fit from good to adequate. The correlation of NA-10 with depression was 0.60 and with anxiety-state 0.71. The correlation of PA-10 with BDI was -0.24 and with anxiety-state -0.49 . Therefore, the PANAS possesses properties adequate for its use in Mexico, especially a simplified version.

Key words: affect, PANAS, depression, anxiety, married couples.

Introducción

A mediados de la década de los ochenta, Watson y Tellegen (1985) indican que existe un consenso entre los teóricos del afecto en torno a dos dimensiones básicas, las cuales los autores denominan afecto positivo y afecto negativo. El afecto positivo representa la dimensión de emocionalidad placentera, manifestada a través de motivación, energía, deseo de afiliación y sentimientos de dominio, logro o éxito. Las personas con alto afecto positivo suelen experimentar sentimientos de satisfacción, gusto, entusiasmo, energía, amistad, unión, afirmación y confianza. Se relaciona con la extroversión, el optimismo y la resiliencia. En contraste, el afecto negativo representa la dimensión de emocionalidad displacentera y el malestar, manifestada por miedos, inhibiciones, inseguridades,

frustración y fracaso. Las personas con alto afecto negativo suelen experimentar desinterés, aburrimiento, tristeza, culpa, angustia, vergüenza y envidia. Se relaciona con la sensibilidad temperamental ante estímulos negativos, labilidad vegetativa, estresores y ambientes desfavorables (Clark *et al.*, 2000). El afecto positivo es un factor protector de enfermedades y facilita el buen rendimiento, por el contrario el afecto negativo es un factor de riesgo (Little *et al.*, 2007; Montpetit, 2007; Watson y Pennebaker, 1989). Aunque los términos afecto positivo y negativo parecen referirse a dos polos de una misma dimensión, fueron propuestos como dos dimensiones diferenciadas, incluso independientes (Carroll *et al.*, 1999). En la actualidad existen varias medidas para evaluar estas dos dimensiones del afecto (Diener y Emmons, 1984; Russell, 1980), pero entre ellas destaca la Escala de Afecto

Positivo y Negativo (PANAS) (Watson *et al.*, 1988), la cual cuenta con validación en países de diversas culturas (Sandín *et al.*, 1999).

La escala PANAS posee un formato de 20 adjetivos (10 de afecto positivo y 10 de afecto negativo). Sus instrucciones toman dos modalidades: estado (en la última semana incluyendo hoy) o de rasgo (usualmente), aunque se pueden modificar los marcos temporales de referencia (último mes, 8 semanas, etc.). En ambas modalidades (estado y rasgo), las correlaciones entre los ítems tienen una estructura subyacente de dos factores, los cuales presentan características de consistencia interna alta (con valores de alfa de Cronbach mayores de 0.80) y estabilidad para la instrucción de cómo te sientes en general (con valores de correlación test-retest en torno a 0.70). La correlación entre los dos factores de afecto (positivo y negativo) es baja, variando de -0.12 a -0.23 , por lo que se interpretan como independientes (Watson *et al.*, 1988). No obstante, el modelo de dos factores correlacionados muestra mejor ajuste a los datos que el de dos factores independientes (Crocker, 1997; Sandín *et al.*, 1999). En los estudios de afecto-estado no suele reportarse la estabilidad temporal y cuando ésta se estima es más baja (de 0.30 a 0.60 por la correlación test-retest), incrementándose según el marco temporal es más amplio (Crawford y Henry, 2004).

En la década de los años de 1980, Tellegen (1985), así como Watson *et al.*, (1988) proponen una diferenciación conceptual entre la ansiedad y la depresión desde los niveles diferenciales relativos de afecto positivo y negativo. Tanto la ansiedad como la depresión comparten un elevado nivel de afecto negativo, pero sólo la depresión se caracteriza por un bajo nivel de afecto positivo. Posteriormente Clark y Watson (1991), con base en los conceptos de malestar general, activación fisiológica excesiva y anhedonia, señalan que la ansiedad y la depresión comparten el malestar, pero se diferencian en que la ansiedad presenta alta activación fisiológica sin anhedonia frente a la depresión que presenta anhedonia sin elevación de la activación fisiológica. A esta última propuesta se la denominó modelo tripartito y se la introdujo como complemento más detallado de la anterior, relacionando el malestar y la activación fisiológica excesiva con el afecto negativo, y la anhedonia con la falta de afecto positivo.

Actualmente la escala PANAS cuenta con un estudio de validación en México (Robles y Páez, 2003), el cual se realizó en población de estudiantes universitarios y allegados o familiares de los estudiantes, donde se emplea análisis factorial exploratorio. No obstante, se carece de datos en relación con el análisis factorial confirmatorio, como sí ocurre en otros países (Crocker, 1997; Sandín *et al.*, 1999). Por otra parte, se carece de datos sobre validez de la escala en población de parejas casadas en México.

Precisamente la escala PANAS ha sido aplicada exitosamente a su estudio en diversas investigaciones con parejas (Fincham y Linfield, 1997; Watson *et al.*, 2000) y en México existe un importante grupo de investigación de las relaciones de pareja, entre ellas las personas casadas (Díaz-Loving y Sánchez-Aragón, 2002).

Esta investigación tiene como objetivos explorar la estructura dimensional de la escala PANAS por análisis factorial exploratorio, contrastar el modelo de dos factores correlacionados por análisis factorial confirmatorio, calcular la consistencia interna del conjunto de ítems y de los factores, describir la distribución de sus factores y estimar la validez concurrente de la escala en relación con ansiedad y depresión en una muestra de parejas casadas mexicanas. Se espera que la ansiedad y depresión presenten correlaciones directas y moderadas con afecto negativo y que la depresión presente correlación inversa y baja con afecto positivo, siendo esta última moderada con la ansiedad, como proponen Tellegen (1985), Watson *et al.* (1988) y Clark y Watson (1991).

Los datos que se presentan forman parte de un proyecto de investigación financiado sobre los determinantes de la satisfacción marital en parejas casadas y el efecto de ésta en la salud de los cónyuges (PAICYT DS1217-05) (Moral, 2006). Fueron levantados hace unos cinco años y se han ido publicando a lo largo de este intervalo de tiempo. Por el lapso breve de años transcurridos los datos siguen estando vigentes. Así se decidió finalmente publicar los aspectos de validación, en la población estudiada de parejas casadas, de los instrumentos de medida creados fuera de México, ya que estos análisis y discusiones puedan ser de gran utilidad a investigadores mexicanos y de otros países latinos.

1. Método

1.1. Participantes

La muestra queda integrada por 100 parejas casadas ($N=200$) procedentes de la ciudad de Monterrey y su zona metropolitana. Sólo una pareja asiste a terapia y ninguna se encuentra en proceso de separación o divorcio en el momento de la encuesta. La media de edad es de 34 años, con una desviación estándar de 10 y rango de 18 a 60 años. La media de escolaridad es de 9.5 años con una desviación estándar de 2. La mediana de la clase social a la que se cree pertenecer es media-media; el 66% se considera de media-media, 26% media-baja, 5% media-alta y 3% baja. La media de años de matrimonio es de 11 años con una desviación estándar de 9 años y rango de 1 mes a 37 años. El 5% de los encuestados informa de un divorcio anterior al matrimonio actual. La media de hijos es de 2, con una desviación estándar de 1 y rango de 0 a 5.

1.2. Instrumentos de medida

La Escala de Afecto Positivo y Negativo (PANAS) (Watson *et al.*, 1988) se compone de dos factores de 10 ítems diseñados para medir el afecto positivo y negativo. Los ítems poseen un formato tipo Likert con un rango de 4 puntos, variando de 0 (muy ligeramente o nada en absoluto) a 4 (extremadamente). Las estimaciones de la consistencia interna varían de 0.86 a 0.90 para la escala del Afecto Positivo; y de 0.84 a 0.87 para la del Negativo (Watson *et al.*, 1988). En este estudio se pide a las personas entrevistadas informar sobre la frecuencia de su humor durante la última semana, incluyendo hoy. De ahí que es una medida de estado afectivo. No se maneja la instrucción de rasgo (usualmente). Véase la escala traducida en el Anexo.

El Inventario de Depresión de Beck (BDI; Beck y Steer, 1987) consta de 21 ítems con 4 opciones puntuadas de 0 (ausencia de síntoma) a 3 (síntoma severo). Así, el rango de puntuaciones varía de 0 a 63. La distribución de la escala es asimétrica positiva y leptocúrtica, concentrándose las puntuaciones en los valores inferiores de la escala, alejándose así de la forma de una curva normal (Beck y Steer, 1987). Los síntomas se refieren a la última semana, de ahí que sea una escala de estado de ánimo. Beck, Steer y Garbin (1988) demuestran que el BDI es una medida consistente, estable y válida. En 15 muestras de población general la media del coeficiente alfa de Cronbach resulta de 0.81, variando de 0.73 a 0.92; en 9 muestras clínicas la media del coeficiente alfa de Cronbach es de 0.86, variando de 0.76 a 0.95. Las estimaciones de estabilidad temporal en intervalos de 2 semanas adoptan un rango de 0.60 a 0.90 en cinco muestras de población general y de 0.48 a 0.82 en cuatro muestras clínicas.

En este estudio se emplea el formato simplificado de presentación de Moral (en prensa) que transforma cada ítem en un único enunciado (por ejemplo, me siento triste), cuya frecuencia de padecimiento en la última semana se indica en una escala tipo Likert con un rango de 0 (no) a 3 (sí, mucho). En la presente muestra de 100 parejas casadas levantada en Nuevo León ($N=200$), la escala BDI presenta una consistencia interna alta ($\alpha=0.91$). Su distribución es asimétrica positiva ($M=11.36$ y $DE=9.95$). Con base en el criterio de Cattell se definen dos factores que explican el 39.47% de la varianza total, al extraer los mismos por el método Alfa. Tras una rotación no ortogonal (Oblimin), aparece un primer factor de 11 ítems (1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 9, 10, 13 y 19) de síntomas cognitivo-emocionales ($\alpha=0.87$) y uno segundo de 10 ítems de depresión somatizada (8, 11, 12, 14, 15, 16, 17, 18, 20 y 21) ($\alpha=0.85$). La correlación entre ambos es alta ($r=0.703$). Por mínimos cuadrados generalizados los índices de ajuste para el modelo de dos factores correlacionados son adecuados ($\chi^2/gl=1.86$, RMSEA = 0.07, GFI = 0.82 y AGFI = 0.79) y esta-

dísticamente equivalente a un modelo unidimensional [$d\chi^2(189-187=2)=369.11-365.25=3.86$, $p=0.14$; $\chi^2/gl=1.95$, RMSEA = 0.08, GFI = 0.82 y AGFI = 0.78].

El Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (STAI) (Spielberger *et al.*, 1970) consta de 40 ítems tipo Likert de 3 puntos de rango, variando de 0 (nada) a 3 (mucho). La mitad de los ítems miden estado de ansiedad (último mes) (STAI-S) y la otra mitad rasgo de ansiedad o neuroticismo (STAI-T). Presenta una estructura tetradimensional. El primer factor se define como presencia del estado de ansiedad (nerviosismo, tensión, preocupación e intranquilidad), el segundo como ausencia del estado de ansiedad (activación positiva, animación, bienestar, satisfacción y confianza en sí mismo), el tercero como presencia del rasgo de ansiedad (melancolía, desesperanza y sentimientos de incapacidad) y el cuarto ausencia del rasgo de ansiedad (estabilidad y ausencia de cambios de humor). Tiene una consistencia interna por la fórmula KR-20 de 0.83 a 0.92 (Spielberger *et al.*, 1970). Se emplea la adaptación a población mexicana de Spielberger y Díaz-Guerrero (1975).

En la presente muestra de 100 parejas casadas, levantada en Nuevo León ($N=200$), la distribución de la escala de 20 ítems de estado de ansiedad (definida por suma) se ajusta a una curva normal ($Z_{K-S}=1.15$, $p=0.14$) con media de 38.94 y desviación estándar de 11.63. La consistencia interna de los 20 ítems es alta ($\alpha=0.91$). Si se fuerza la solución a dos factores se explica el 51.37% de la varianza total por ejes principales, rotando por el método Oblimin se define un primer factor con los 10 reactivos redactados en sentido de ansiedad (3, 4, 6, 7, 9, 12, 13, 14, 16 y 17) ($\alpha=0.93$) y un segundo factor con 10 ítems redactados en sentido de control (1, 2, 5, 8, 10, 11, 15, 16, 19 y 20) ($\alpha=0.89$). La correlación entre ambos es de -0.56 . El ajuste a los datos de la solución de dos factores correlacionados por máxima verosimilitud es adecuada ($\chi^2/gl=2.19$, RMSEA = 0.06, GFI = 0.84 y AGFI = 0.80).

La distribución de la escala de rasgo de ansiedad de 20 ítems (definida por suma simple) se ajusta a una curva normal ($Z_{K-S}=0.71$, $p=0.69$) con media de 39.74 y desviación estándar de 10.42. La consistencia interna de los 20 ítems es alta ($\alpha=0.90$). Si se fuerza la solución a dos factores, rotando por el método Oblimin, se obtiene un primer factor que agrupa a los 13 reactivos redactados en sentido de neuroticismo (2, 3, 4, 5, 8, 9, 11, 12, 14, 15, 17, 18 y 20) ($\alpha=0.87$) y un segundo factor que agrupa a los 7 reactivos redactados en sentido de control (1, 6, 7, 10, 13, 16 y 19) ($\alpha=0.85$). Los dos factores explican el 39.10% de la varianza total por ejes principales. La correlación entre ambos factores de -0.54 . Con base en el criterio de Kaiser la solución resulta unifactorial, explicando el 31.58% de la varianza total. El modelo de un factor presenta mejor ajuste que el de dos factores correlacionados por máxima verosimilitud

($\chi^2/gl = 2.68$ versus 4.77, RMSEA = 0.11 versus 0.19, GFI = 0.77 versus 0.59 y AGFI = 0.71 versus 0.49), aunque la mayoría de los índices no logran valores adecuados de ajuste.

1.3. Procedimientos

Los miembros de cada pareja contestan sus cuestionarios en salones separados para evitar toda comunicación. La muestra es capturada en el primer semestre de 2006, remunerándose por la participación voluntaria (200 pesos por pareja). Las parejas son obtenidas a través de anuncios en forma de cartel publicitario. El estudio está financiado por el Programa de Apoyo a la Ciencia y Tecnología 2005 de la UANL (Moral, 2006). Cada cuestionario está encabezado por una hoja informativa, donde se garantiza la confidencialidad y anonimato de las respuestas, terminando con una pregunta cerrada de si desea o no tomar parte del estudio. La escala PANAS es traducida al español por el procedimiento de doble traducción (inglés-español/español-inglés) con la ayuda de dos filólogos, adicionalmente es revisada por dos psicólogos para evaluar su adecuación semántica con el constructo y por una muestra de 30 participantes para evaluar su comprensibilidad. Finalmente, con base en las sugerencias de cambio registradas, el autor de este artículo fija el formato definitivo.

1.4. Análisis estadísticos

Como técnicas estadísticas se emplean: alfa de Cronbach para estimar la consistencia interna; la prueba de Kolmogorov-Smirnov para contrastar el ajuste de la distribución a una curva normal; el análisis factorial exploratorio por ejes principales y análisis factorial confirmatorio por máxima verosimilitud (calculado desde la matriz de correlaciones y considerando todos los errores como independientes) para determinar la estructura dimensional, así como correlación producto-momento de Pearson para determinar su validez convergente/divergente con ansiedad (STAI) y depresión (BDI). El nivel de significación se fija en 0.05. Los cálculos se realizan con el

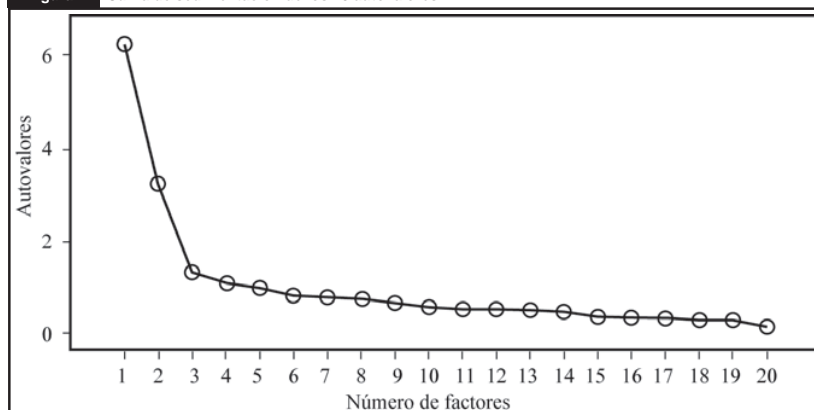
SPSS 16 y STATISTICA 7. Para el análisis factorial confirmatorio, se manejan catorce índices de ajuste. Entre paréntesis se indican los valores de buen o mal ajuste y entre ambos se hallarían los valores adecuados. Cuatro índices son descriptivos básicos: *FD* = función de discrepancia (< 2 bueno y > 3 malo), χ^2 = chi-cuadrada ($p > 0.05$ bueno y $p < 0.01$ malo), χ^2/gl = cociente entre chi-cuadrada y sus grados de libertad (< 2 bueno y > 3 malo) y RMSEA = residuo cuadrático medio (< 0.05 bueno y > 0.07 malo). Cuatro son de no centralidad poblacional (estimación media): PNCP = parámetro de no centralidad poblacional (< 1 bueno y > 2 malo), RMSEA = error de aproximación cuadrático medio de Steiger-Lind (< 0.05 bueno y > 0.07 malo), PGI = índice gamma poblacional (> 0.95 bueno y > 0.85 malo) y APGI = índice gamma poblacional ajustado (> 0.90 bueno y < 0.80 malo). Seis son comparativos para una sola muestra: GFI = índice de bondad de ajuste de Jöreskog (> 0.95 bueno y < 0.85 malo), AGFI = índice corregido de bondad de ajuste de Jöreskog (> 0.90 bueno y < 0.80 malo), NFI = índice de ajuste normado de Bentler-Bonett (> 0.90 bueno y malo < 0.80), NNFI = índice de ajuste no normado de Bentler-Bonett (> 0.95 bueno y < 0.80 malo), CFI = índice de ajuste comparativo de Bentler (> 0.95 bueno y < 0.85 malo) e IFI = índice incremental de ajuste por coeficiente delta 2 de Bollen (> 0.95 bueno y < 0.85 malo) (Moral, 2006).

2. Resultados

2.1. Estructura factorial de la escala PANAS y consistencia interna

La consistencia interna de los 20 ítems de escala PANAS es alta ($\alpha = 0.72$). Con base en el criterio de Kaiser se definen 4 factores que explican el 50.19% de la varianza total al extraer los factores por ejes principales. Al rotar la matriz factorial por el método ortogonal Varimax, aparece un primer factor de afecto positivo (1, 3, 5, 9, 10, 12, 14, 16, 17 y 19) y los otros tres de emociones negativas, siendo el segundo de miedo-vergüenza-culpa (6, 7, 13, 18 y 20), el tercero de hostilidad (4, 8 y 11) y el cuarto de tensión-nerviosismo (2 y 15). El ítem 5 (enérgico) del factor de afecto positivo presenta carga factorial baja (0.26). El mismo resultado se obtiene con una rotación no ortogonal (Promax). Las correlaciones entre los tres factores de afecto negativo son moderadas (de 0.52 a 0.56), siendo las más bajas las de estos tres factores con el primero de afecto positivo (de -0.26 a -0.32).

Figura 1. Curva de sedimentación de los 20 autovalores.



Por el criterio de Cattell se definen dos factores (al ubicarse el punto de inflexión de la curva de sedimentación de los autovalores en tres) (véase figura 1). Éstos explican el 41.71% de la varianza total. Al rotar la solución por el método ortogonal Varimax, aparece un primer factor de emociones negativas (2, 4, 6, 7, 8, 11, 13, 15, 18 y 20) que explica el 22.72% de la varianza y tiene una consistencia interna de 0.88; y un segundo factor de emociones positivas (1, 3, 5, 9, 10, 12, 14, 16, 17 y 19) que explica el 18.99% de la varianza total y tiene una consistencia interna de 0.84. Nuevamente, el ítem 5 (enérgico) del factor de afecto positivo muestra carga factorial baja (0.26). Si se elimina este ítem el valor del coeficiente alfa de Cronbach de los 9 ítems del factor sube de 0.84 a 0.86, pero el valor alfa de los 19 de la escala PANAS baja de 0.72 a 0.71. La consistencia interna de los dos factores es mayor que la de la escala, lo que podría sugerir ortogonalidad o independencia de los factores. El resultado es el mismo si se opta por un método de rotación oblicuo (Promax), siendo la correlación entre ambos factores negativa, inversa y moderada-débil ($r = -0.36$) (véase cuadro 1).

Por análisis factorial confirmatorio se contrastan dos modelos, uno de dos factores independientes con 10 indicadores por factor y otro de dos factores correlacionados. Aparte se busca mejorar el ajuste con una reducción de indicadores por factor (4 o 5).

Por máxima verosimilitud la mayoría de los índices de ajuste de la estructura de dos factores independientes son malos, mejorando si se consideran los factores correlacionados. Si se elimina el ítem 5 (enérgico), que tiene baja carga factorial, mejora muy poco el ajuste. Así que se prueba reducir el número de indicadores por factor. Se opta por 4 ítems por factor, los de mayor coeficiente de regresión (β), al ser pronosticado por la

Cuadro 1. Matriz factorial rotada (Varimax) y matriz de patrones (Oblimin) definiendo el número de factores por el criterio de Cattell.

Ítems	Matriz factorial rotada (a)		Matriz de patrones (b)	
	F1	F2	F1	F2
20. Atemorizado/a	0.776	-0.131	0.789	0.003
18. Miedoso/a	0.719	-0.106	0.734	0.020
15. Nervioso/a	0.718	-0.101	0.733	0.024
7. Asustado/a	0.692	-0.165	0.693	-0.048
11. Irritable	0.671	-0.133	0.677	-0.018
2. Tenso/a	0.635	-0.087	0.649	0.024
6. Culpable	0.634	-0.144	0.636	-0.037
4. Disgustado/a	0.631	0.013	0.666	0.129
13. Avergonzado/a	0.500	-0.079	0.509	0.008
8. Hostil	0.499	-0.138	0.496	-0.055
16. Decidido/a	-0.117	0.757	0.038	0.779
17. Atento/a	-0.196	0.698	-0.058	0.702
9. Entusiasmado/a	-0.244	0.695	-0.108	0.691
19. Activo/a	-0.234	0.671	-0.103	0.667
14. Inspirado/a	-0.160	0.649	-0.030	0.657
3. Estimulado/a	-0.043	0.599	0.082	0.626
10. Orgulloso/a	-0.185	0.563	-0.075	0.561
12. Alerta	0.056	0.535	0.172	0.576
1. Interesado/a	-0.100	0.465	-0.006	0.474
5. Enérgico/a	0.190	0.258	0.255	0.308
Σ^2	4.544	3.798	5.010	4.392
% de varianza explicada	22.718	18.989		
% acumulado	22.718	41.708		

Método de extracción: ejes principales. (a) Rotación: Varimax. La rotación convergió en 3 iteraciones. (b) Rotación: Promax. La rotación convergió en 3 iteraciones. F1: Afecto negativo y F2: Afecto positivo.

Cuadro 2. Índices de ajuste por Máxima Verosimilitud (ML).

	2 factores independientes con 20 ítems	2 factores correlacionados con 20 ítems	2 factores correlacionados con 19 ítems	2 factores correlacionados con 8 ítems	2 factores correlacionados con 10 ítems
Estadísticos descriptivos básicos					
FD	2.440	2.324	2.147	0.108	0.309
χ^2 (ML)	485.553	462.537	427.156	21.557	61.520
gl	170	169	151	19	34
p	0.000	0.000	0.000	0.307	0.003
χ^2 /gl	2.856	2.737	2.829	1.135	1.809
RMS SR	0.130	0.079	0.074	0.045	0.055
Índices de ajuste no basados en la centralidad, intervalo de confianza del 90%					
PNCP	1.915 [1.577, 2.292]	1.810 [1.480, 2.178]	1.720 [1.401, 2.077]	0.012 [0.000, 0.090]	0.145 [0.052, 0.277]
RMS EA	0.106 [0.096, 0.116]	0.103 [0.094, 0.114]	0.107 [0.096, 0.117]	0.025 [0.000, 0.069]	0.065 [0.039, 0.090]
GPI	0.839 [0.814, 0.864]	0.847 [0.821, 0.871]	0.847 [0.821, 0.872]	0.997 [0.978, 1]	0.972 [0.947, 0.990]
AGPI	0.801 [0.770, 0.832]	0.810 [0.778, 0.840]	0.807 [0.774, 0.838]	0.994 [0.958, 1]	0.954 [0.915, 0.983]
Otros índices de ajuste de muestra simple					
GFI	0.783	0.790	0.793	0.974	0.941
AGFI	0.732	0.739	0.740	0.951	0.904
NFI	0.737	0.749	0.763	0.972	0.937
NNFI	0.786	0.800	0.808	0.995	0.960
CFI	0.809	0.822	0.831	0.997	0.970
IFI	0.811	0.824	0.832	0.996	0.970

2 factores independientes con 20 ítems: F1 (Positivo): 1, 3, 5, 9, 10, 12, 14, 16, 17 y 19 y F2 (Negativo): 2, 4, 6, 7, 8, 11, 13, 15, 18 y 20; 2 factores correlacionados con 20 ítems: F1 y F2: 2 factores correlacionados con 19 ítems: Positivo (1, 3, 9, 10, 12, 14, 16, 17 y 19) y Negativo (2, 4, 6, 7, 8, 11, 13, 15, 18 y 20); 2 factores correlacionados con 8 ítems: Positivo (9, 16, 17 y 19) y Negativo (7, 15, 18 y 20); 2 factores correlacionados con 10 ítems: Positivo (9, 14, 16, 17 y 19) y Negativo (6, 7, 15, 18 y 20).

variable latente (9, 16, 17 y 19 para el factor de afecto positivo; 7, 15, 18 y 20 para el factor de afecto negativo). Al considerar a estos dos factores como correlacionados, los índices de ajuste son buenos. Al subir el número de indicadores por factor a 5 (9, 14, 16, 17 y 19 para emociones positivas; 6, 7, 15, 18 y 20 para emociones negativas), los índices de ajuste son de adecuados (RMSSR, RMSEA y GFI) a buenos (los once restantes) (véase cuadro 2). La consistencia interna de los 5 ítems de afecto positivo, al igual que la de los 5 ítems de afecto negativo, es de 0.85. Todos los parámetros del modelo simplificado son significativos (véase figura 2).

Si los 10 ítems seleccionados (6, 7, 9, 14, 15, 16, 17, 18, 19 y 20) son factorizados por ejes principales, con base en el criterio de Kaiser se definen dos factores que

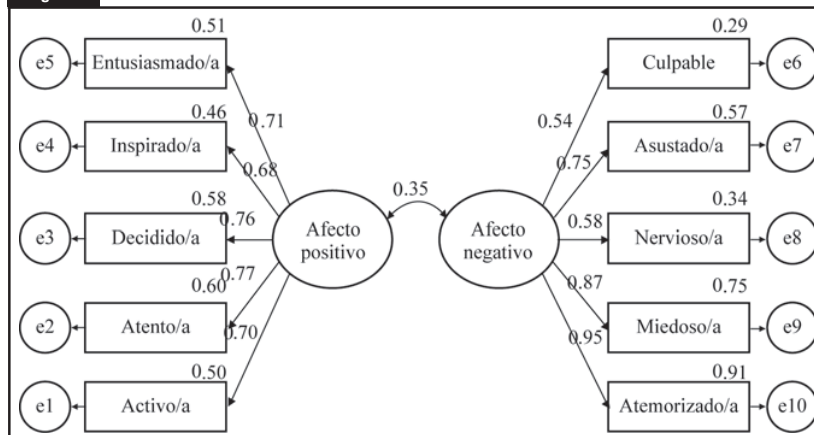
explican el 55.57% de la varianza total. Al rotar la matriz factorial por el método Promax se define un primer factor de afecto negativo (6, 7, 15, 18 y 20) y uno segundo de afecto positivo (9, 14, 16, 17 y 19). Todas las cargas factoriales son mayores a 0.50. Ambos tienen una correlación de -0.38 . Por lo tanto se reproduce perfectamente la estructura esperada, como ya sugieren los índices de buen ajuste a los datos.

2.2. Distribución de los factores de la escala PANAS

La distribución de la escala de afecto positivo, definida por la suma simple de los 10 ítems, se ajusta a una curva normal ($Z_{K-S}=0.72$, $p=0.68$) de media 31.36 y desviación estándar de 7.58. Sin embargo, la escala de afecto negativo (de 10 ítems)

con media de 16.66 y desviación estándar de 6.75 se aleja de la normalidad ($Z_{K-S}=2.29$, $p<0.01$), mostrando asimetría positiva ($Sk=1.69$, $EE=0.17$) (los participantes puntúan hacia el extremo inferior de nada o poco), y leptocurtosis ($K=3.57$, $EE=0.34$) (las puntuaciones se agrupan en torno a la media más de lo que cabría esperar para una curva normal). Al reducirse cada factor a 5 ítems se observa el mismo fenómeno. La distribución del afecto positivo se ajusta a una curva normal y la del afecto negativo es asimétrica positiva ($Sk=2.04$, $EE=0.17$) y leptocúrtica ($K=4.84$, $EE=0.34$), es decir, se concentra en los valores bajos de la escala (véase cuadro 3).

Figura 2. Parámetros estandarizados del modelo de dos factores correlacionados con 5 indicadores cada uno.



Cuadro 3. Descriptivos y ajuste de la distribución a una curva normal.

	Afectos positivos (10 ítems)	Afectos negativos (10 ítems)	Afectos positivos (5 ítems)	Afectos negativos (5 ítems)
<i>N</i>	200	200	200	200
<i>M</i>	31.360	16.660	16.495	7.860
<i>Mdn</i>	32	15	16	6.5
<i>DE</i>	7.581	6.747	4.53684	3.726
<i>Sk</i>	-0.048	1.690	-0.055	2.040
<i>K</i>	-0.221	3.569	-0.675	4.839
<i>ZK-S</i>	0.716	2.289	1.133	3.130
<i>p</i>	0.684	0.000	0.153	0.000

EE de *Sk* = 0.172, EE de *K* = 0.342. Rango potencial de las escalas de 0 a 80.

Cuadro 4. Correlaciones de los factores de afecto positivo y negativo con depresión, estado de ansiedad y neuroticismo

		AP 10 ítems	AN 10 ítems	AP 5 ítems	AN 5 ítems
<i>BDI</i>	<i>r</i>	-0.242	0.604	-0.276	0.515
	<i>p</i>	0.001	0.000	0.000	0.000
<i>STAI-E</i>	<i>r</i>	-0.486	0.715	-0.529	0.605
	<i>p</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>STAIR</i>	<i>r</i>	-0.456	0.631	-0.474	0.572
	<i>p</i>	0.000	0.000	0.000	0.000

N = 200. AP = Afecto positivo y AN = Afecto negativo.

2.3. Validez convergente/divergente con depresión y ansiedad

De forma congruente con las expectativas, la correlación de la ansiedad (STAI; Spielberger *et al.*, 1970) y la depresión (BDI) (Beck y Steer, 1987) es directa con afecto negativo e inversa con afecto positivo del PANAS (Watson *et al.*, 1988). Todas las correlaciones son significativas en un rango de débiles (-0.24) a altas (0.71) con la definición original de factores. Con la definición de 5 ítems por factor los valores de correlaciones aumentan en el factor de afecto positivo, pero disminuyen en el factor de afecto negativo (véase cuadro 4).

3. Discusión

3.1. Estructura dimensional de la escala

A los 20 ítems de la escala del PANAS subyace una estructura de 2 factores correlacionados. Para lograr un buen ajuste a los datos se requeriría reducir la escala a 4 indicadores y el ajuste es de bueno a adecuado con 5 indicadores. Los factores reducidos a 5 indicadores conservan las características de consistencia interna, distribución e índices de validez con depresión y ansiedad al igual que si fuesen definidos con los 10 indicadores originales. Precisamente Moral (2008) también reportó un ajuste a los datos buenos con una escala de tres indicadores para afecto positivo (angustia, vergüenza y culpa) y negativo (placer, satisfacción y contento) ligadas con conductas sexuales (coito, masturbación y relaciones homosexuales). Así parece que el modelo con 3 a 5 indicadores por factor, considerando a los factores como correlacionados, se ajusta bien a los datos. Al aumentar el número de indicadores de 5 empeora el ajuste, siendo algo pobre con 10.

Debe matizarse que, al reducir el número de indicadores a 5, el afecto positivo mejora su correlación con ansiedad y depresión, por lo tanto se logra seleccionar sus indicadores óptimos. En el caso del factor de afecto negativo sí se pierde información, ya que descienden las correlaciones con ansiedad y depresión, aunque dentro de un rango tolerable, con una pérdida máxima de 11 décimas para la asociación con el estado de ansiedad, pasando de alta a moderada-alta.

De los 20 ítems sólo uno se muestra débil. Así, tras estudiar la consistencia por el cálculo de la alfa de Cronbach eliminado el ítem, la comunalidad inicial y las cargas factoriales, el ítem 5 (*enérgico/a*) es el más débil del conjunto de 20. Éste se podría sustituir por *motivado/a*.

Aunque Diener y Emmons (1984) y Watson *et al.* (1988) defienden la ortogonalidad de los factores, no deben considerarse como independientes, ya que comparten el 12% de la varianza, la correlación es significativa y el modelo mejora su ajuste con la correlación de los factores. En el estudio de Robles y Páez (2003), realizado en México, no se reporta valores de correlación entre los factores, al optarse por una rotación ortogonal; no obstante, nuestros datos coinciden con los de Sandín *et al.* (1999), quienes acuden a una solución oblicua.

3.2. Qué revelan las distribuciones de los factores

La distribución del afecto positivo se ajusta a una curva normal, lo que refleja que es un rasgo adaptativo, y como indican varios estudios (Clark *et al.*, 1994; Lucas *et al.*, 2008; Watson, 2000) relacionado con el rasgo de personalidad de energía de

Golberg (1993) o extroversión (McCrae y Costa, 1996). Por el contrario, la distribución del afecto negativo se concentra en los valores de baja frecuencia, lo que indica que es un rasgo desadaptativo, que un pequeño porcentaje de población lo presente, incluso en grado patológico o disfuncional (Montpetit, 2007). En esta investigación se empleó la instrucción de estado, pero cuando se opta por la pregunta de rasgo, el afecto negativo se relaciona con el neuroticismo y el positivo con la extroversión (Watson, 2000).

Los niveles de afecto negativo en la presente muestra son ligeramente más bajos que los reportados en el estudio de Robles y Páez (2003) realizado en México (31.4 versus 33.5), pero también los de afecto positivo (16.7 versus 20.1), de ahí que el estado emocional promedio parece bastante equivalente.

3.3. Evidencias de validez

Se puede afirmar que hay evidencias de validez convergente y divergente. De forma congruente la relación es más fuerte con el estado de ansiedad que con el rasgo de ansiedad o neuroticismo, ya que el PANAS con la instrucción dada no mide rasgos de personalidad o la forma de sentir general de la persona, sino estados emocionales presentes. La relación es más fuerte con ansiedad que con depresión, al tener el primer constructo un campo semántico más amplio como los factores de afecto frente al concepto de depresión que es más específico. La relación más débil surge entre el afecto positivo y la depresión, indicando que el conjunto de 10 afectos positivos contemplados están más relacionados con la ausencia de sensaciones de tensión, miedo y angustia que con tristeza y abatimiento. Lo que avala el modelo tripartito de Clark y Watson (1991) que define ansiedad como malestar con hiperactividad simpática sin anhedonia y la depresión como malestar con anhedonia y tristeza sin hiperactividad simpática. Por otra parte, retomando lo argumentado en el párrafo previo, si el afecto positivo es afín a los rasgos adaptativos frente al afecto negativo que parece medir estados de ánimo desadaptativos, la correlación con ansiedad y depresión como facetas emocionales desadaptativas es esperable que sea mayor con el factor de afecto negativo, como se observa en este estudio.

3.4. Limitaciones y conclusiones

Como limitaciones deben señalarse la naturaleza no probabilística de la muestra, así toda afirmación que se desprenda de este estudio tiene un carácter conjetural, no constituyendo propiamente una estimación de los parámetros de la población. Se carecen de datos de estabilidad temporal de la escala. Robles y Páez (2003), en una muestra de estudiantes

mexicanos y de allegados y familiares de los mismos ($N=321$), reportan una estabilidad a las dos semanas moderada para la instrucción de afecto-estado (última semana), con valores de 0.34 para afecto positivo y 0.31 para afecto negativo por el coeficiente de correlación interclase, que arroja valores mucho menores que la correlación producto-momento de Pearson empleada en otras investigaciones. Este dato de estabilidad moderada es congruente con la naturaleza de estado del reporte solicitado y lo hallado en otras investigaciones fuera de México (Watson *et al.*, 1988; Crawford y Henry, 2004). Debe señalarse que los valores de consistencia interna de Robles y Páez (2003), estimados por el coeficiente alfa de Cronbach, coinciden con los del presente estudio (0.85 para afecto positivo y 0.81 para afecto negativo).

En conclusión, la estructura de dos factores correlacionados se reproduce bien en parejas casadas mexicanas, se recomienda reducir la definición de los factores a cinco indicadores para mejorar el ajuste a los datos, especialmente si se emplean técnicas de modelamiento de ecuaciones estructurales lineales con variables latentes, conservándose con esta reducción las propiedades de consistencia, distribución y validez convergente/divergente con ansiedad y depresión. La escala de afecto positivo en la muestra parece ser adaptativa con una distribución propia de un rasgo de personalidad, pero el afecto negativo es desadaptativo y consecuentemente tiene asimetría positiva. El primer factor se podría baremar por la media y la desviación

estándar y el segundo debería hacerse por los percentiles. Por lo tanto, la escala PANAS se muestra adecuada para su uso en México con parejas casadas, como ya ha reflejado otro estudio en población de estudiantes universitarios y allegados y familiares de los mismos (Robles y Páez, 2003).

Aportaciones y sugerencias para otros estudios

Esta investigación nos proporciona evidencias de consistencia, así como de validez estructural y de constructo del modelo bifactorial del afecto, medido por la escala PANAS en una población específica, como son las parejas casadas, y dentro del contexto cultural de México. Se requieren estudios con muestras probabilísticas, en distintas partes de la república mexicana, para establecer los baremos de los dos factores y en relación con variables sociodemográficas, como grupos de sexo, edad, escolaridad y nivel socioeconómico. En la presente muestra sólo el sexo y la escolaridad están relacionados con el afecto positivo, resultando independientes las restantes variables sociodemográficas mencionadas. Los hombres y las mujeres con mayor escolaridad casados reportan más afecto positivo. Debe recordarse que el participante promedio de este estudio lleva casado unos 11 años, tiene unos 34 años de edad, estudios de preparatoria y se considera de clase social media, lo que es bastante representativo del ciudadano casado promedio de Monterrey, desde los datos del INEGI (2008).



Bibliografía

- Beck, A. T. y R. A. Steer (1987). *Beck Depression Inventory Manual*. The Psychological Corporation, Harcourt Brace Jovanovich. San Antonio, TX.
- Beck, A. T.; R. A. Steer y M. G. Garbin (1988). "Psychometric Properties of the Beck Depression Inventory: Twenty-Five Years of Evaluation", *Clinical Psychology Review*. 8(1).
- Carroll, J.; M. Yik; J. Russell y L. Keldman (1999). "On the Psychometric Principles of Affect", *Review of General Psychology*. 3(1).
- Clark, L. A. y D. Watson (1991). "Tripartite Model of Anxiety and Depression: Psychometric Evidence and Taxonomic Implications", *Journal of Abnormal Psychology*. 100(3).
- Clark, L. A.; D. Watson y S. Mineka (1994). "Temperament, Personality, and the Mood and Anxiety Disorders", *Journal of Abnormal Psychology*. 103(1), 103-116.
- Crawford, J. R. y J. D. Henry (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(1).
- Crocker, P. R. E. (1997). "A Confirmatory Factor Analysis of the Positive Affect Negative Affect Schedule with a Youth Sport Sample", *Journal of Sport and Exercise Psychology*. 19(1).
- Díaz-Loving, R. y R. Sánchez-Aragón, (2002). *Psicología del amor: una visión integral de la relación de pareja*. Miguel Ángel Porrúa, México.
- Diener, E. y R. Emmons (1984). "The Independence of Positive and Negative Affect", *Journal of Personality and Social Psychology*. 47(5).
- Instituto Nacional de Estadística Geografía e Informática (INEGI) (2008). *Estadísticas demográficas 2007*. INEGI, México.
- Fincham, F. D. y K. J. Linfield, (1997). "A New Look at Marital Quality: Can Spouses Feel Positive and Negative About their Marriage?", *Journal of Family Psychology*. 11(4).
- Goldberg, L. R. (1993). "The Structure of Phenotypic Personality Traits". *American Psychologist*, 48(1).

- Little, L. M.; B. L. Simmons y D. L. Nelson (2007). "Health Among Leaders: Positive and Negative Affect, Engagement and Burnout, Forgiveness and Revenge", *Journal of Management Study*. 44(2).
- Lucas, R. E. ; K. Le y P. S. Dyrenforth (2008). "Explaining the Extraversion/Positive Affect Relation: Sociability Cannot Account for Extraverts' Greater Happiness", *Journal of Personality*. 76(3).
- McCrae, R. R. y P. T. Jr. Costa (1996). "Toward a New Generation of Personality Theories: Theoretical Contexts For the Five-Factor Model", en Wiggins J. S. (Ed.), *The five-factor model of personality: Theoretical perspectives*. Guilford. New York.
- Montpetit, M. A. (2007). *Negative Affect and Stress: A Dynamical Systems Analysis*. Notre Dame, Indiana, University of Notre Dame.
- Moral, J. (2006). *Informe técnico del proyecto PAICYT DS1217-05*. Satisfacción marital y sexualidad en relación con los estados emocionales y el estilo comunicacional afectivo. UANL, Monterrey.
- Moral, J. (2006). "Análisis factorial confirmatorio", en Landero R. y M. T. González (Ed.). *Estadística con spss y metodología de la investigación*. Trillas, México.
- Moral, J. (2008). "Sexo seguro, sexo protegido y conducta de riesgo", en Moral J.; R. Landero y M. T. González (eds.). *Psicología de la salud en adolescentes y jóvenes*. Universidad Autónoma de Nuevo León, México.
- Moral, J. (en prensa). "Propiedades psicométricas de un formato de aplicación simplificado para el Inventario de Depresión de Beck", *Revista Mexicana de Investigación en Psicología Social y de la Salud*. 1(1).
- Robles, R. y Páez, F. (2003). "Estudio sobre la traducción al español y las propiedades psicométricas de las escalas de afecto positivo y negativo (PANAS)", *Salud Mental*. 26(1).
- Russell, J. A. (1980). "A Circumflex Model of Affect", *Journal of Personality and Social Psychology*. 39(6).
- Sandín, B.; P. Chorot; L. Lostao; T. E. Joiner; M. A. Santed y R. M. Valiente (1999). "Escalas PANAS de afecto positivo y negativo: validación factorial y convergencia transcultural", *Psicothema*. 11(1).
- Spielberger, C. D. y R. Díaz-Guerrero (1975). *IDARE. Inventario de Ansiedad: Rasgo-Estado*. Editorial El Manual Moderno, México.
- Spielberger, C. D.; R. L. Gorsuch y R. E. Lushene (1970). *STAI. Manual for the State-Trait Anxiety Inventory (Self-evaluation questionnaire)*. California, Palo Alto: Consulting Psychologists Press.
- Tellegen, A. (1985). "Structures of Mood and Personality and Their Relevance to Assessing Anxiety, with Emphasis on Self-Report", en Tuma A. H. y D. Maser (Eds.). *Anxiety and the anxiety disorders*. Hillsdale, Erlbaum.
- Watson, D. (2000). *Mood and temperament*. Guilford Press, New York.
- Watson, D.; L. A. Clark y G. Carey (1988). "Positive and Negative Affectivity and Their Relation to Anxiety and Depressive Disorders", *Journal of Abnormal Psychology*. 97(3).
- Watson, D.; L. Clark, y A. Tellegen (1988). "Development and Validation of Brief Measures of Positive and Negative Affect: The PANAS Scales", *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6). 1063-1070.
- Watson, D.; B. Hubbard y D. Wiese (2000). "General Traits of Personality and Affectivity as Predictors of Satisfaction in Intimate Relationships: Evidence from Self- and Partner-Ratings", *Journal of Personality*, 68(3).413-449.
- Watson, D. y J. Pennebaker (1989). "Health Complaints, Stress and Distress: Exploring the Central Role of Negative Affectivity". *Psychological Review*, 96(2). 234-254.
- Watson, D. y A. Tellegen (1985). "Toward a Consensual Structure of Mood". *Psychological Bulletin*, 98(2). 219-235, 1985.

Anexo

Anexo 1. PANAS

A continuación se aparecen una serie de palabras que describen sentimientos. Lea cada palabra e indique con el círculo la intensidad con que siente cada uno de los 20 sentimientos durante la última semana, incluido el día de hoy. Conteste lo más sinceramente posible.

1 Nada o casi nada	2 Un poco	3 Bastante	4 Mucho	5 Muchísimo
1. Interesado/a	1 2 3 4 5	11. Irritable	1 2 3 4 5	
2. Tenso/a	1 2 3 4 5	12. Alerta	1 2 3 4 5	
3. Estimulado/a	1 2 3 4 5	13. Avergonzado/a	1 2 3 4 5	
4. Disgustado/a	1 2 3 4 5	14. Inspirado/a	1 2 3 4 5	
5. Enérgico/a(*)	1 2 3 4 5	15. Nervioso/a	1 2 3 4 5	
6. Culpable	1 2 3 4 5	16. Decidido/a	1 2 3 4 5	
7. Asustado/a	1 2 3 4 5	17. Atento/a	1 2 3 4 5	
8. Hostil	1 2 3 4 5	18. Miedoso/a	1 2 3 4 5	
9. Entusiasmado/a	1 2 3 4 5	19. Activo/a	1 2 3 4 5	
10. Orgulloso/a	1 2 3 4 5	20. Atemorizado/a	1 2 3 4 5	

(*) Se aconseja cambiar por motivado/a