

## **LA "ESCALA DE ESTRÉS PERCIBIDO": ESTUDIO PSICOMÉTRICO SIN RESTRICCIONES EN POBLACIÓN NO CLÍNICA Y ADICTOS A SUSTANCIAS EN TRATAMIENTO**

Eduardo J. Pedrero-Pérez<sup>1</sup>, José M. Ruiz-Sánchez de León<sup>1,2</sup>, Paz Lozoya-Delgado<sup>2</sup>, Gloria Rojo-Mota<sup>1,3</sup>, Marcos Llanero-Luque<sup>1</sup> y Carmen Puerta-García<sup>1</sup>

<sup>1</sup>*Instituto de Adicciones. Madrid Salud;* <sup>2</sup>*Universidad Complutense de Madrid;* <sup>3</sup>*Universidad Rey Juan Carlos (España)*

### **Resumen**

La "Escala de estrés percibido" (EEP) es uno de los autoinformes más utilizados en la actualidad para estimar el grado en que las personas sienten que controlan las circunstancias de la vida o se ven desbordadas por ellas. Se realizó un análisis factorial exploratorio sin restricciones sobre una muestra de participantes de población general ( $n= 1023$ ) y un análisis confirmatorio en una muestra clínica de personas con adicción a drogas en tratamiento ( $n= 542$ ). De las tres versiones de la EEP (14, 10 y 4 ítems), la de 10 ítems es la que presenta mejores propiedades psicométricas en ambas muestras. Los sujetos clínicos mostraron mayores niveles de estrés percibido, asociados con estrategias de afrontamiento pasivas (evitación) y con más sintomatología comportamental de origen prefrontal en la vida cotidiana. La EEP-10 presenta suficientes garantías psicométricas para su utilización tanto en población general como aplicada a muestras clínicas, permitiendo estimar una variable crucial en el estudio de aspectos relacionados con el estrés, como la disfunción prefrontal y las estrategias que se utilizan ante dificultades de la vida.

**PALABRAS CLAVE:** *estrés percibido, análisis factorial, adicción, afrontamiento, disfunción ejecutiva.*

### **Abstract**

The Perceived Stress Scale (PSS) is currently one of the most used self-reports to estimate the extent to which people feel that they control the challenges of life or are overwhelmed by them. An unrestricted exploratory factor analysis over a sample of participants from the general population ( $n= 1023$ ) and a confirmatory analysis in a clinical sample of drug addicts in treatment ( $n= 542$ ) were performed. From the three versions (14, 10 and 4 items), the results suggest that the 10-item version is the one has better psychometric fit indicators in both samples. Addicted people showed higher levels of perceived stress in all age groups, which was associated with passive coping strategies (avoidance) and

higher levels of prefrontal behavioral symptoms in everyday life. In conclusion, the 10-item version of the PSS presents enough psychometric properties for its use in estimating the perceived stress, applied both to general population and clinical samples. Its use allows to estimate a crucial variable in the study of stress-related conditions such as prefrontal dysfunction and strategies that the people used to cope with the difficulties of life.

KEY WORDS: *perceived stress, factorial analysis, addiction, coping, executive dysfunction.*

## Introducción

A partir de la teoría transaccional del estrés (Lazarus y Folkman, 1984), Cohen, Kamarck y Mermelstein (1983) construyeron la "Escala de estrés percibido" (EEP) (*Perceived Stress Scale*, PSS), instrumento que estima el grado en que las situaciones de la vida son valoradas como estresantes por las personas. Sus ítems interrogan sobre el grado en que las personas sienten que ejercen control sobre las situaciones impredecibles o inesperadas, o, por el contrario, las sienten como incontrolables y, en tal medida, experimentan un estrés que se traduce en malestar. Remor y Carrobes (2001) propusieron y validaron la versión española de esta escala, cuyas propiedades psicométricas han sido parcialmente estudiadas en población no clínica (Remor, 2006; Trujillo y González-Cabrera, 2007), poblaciones en riesgo social (Hidalgo Ruzzante, Peralta Ramírez, Robles Ortega, Vilar-López y Pérez-García, 2009) y en poblaciones específicas, como adictos a sustancias en tratamiento (Pedrero-Pérez y Olivar Arroyo, 2010).

El estrés percibido aparece como una de las variables que más interés ha despertado en los últimos años, principalmente por su constatada relación con variables de salud. En una buena parte de los casos, el estrés percibido sería consecuencia de un inadecuado afrontamiento de los conflictos (Folkman y Moskowitz, 2004), o bien los estímulos estresantes serían consecuencias del mal afrontamiento que, lejos de resolver los conflictos, generarían una espiral de pérdida de recursos (Hobfoll, 2001). A su vez, el estrés percibido puede ser un elemento causal o mediador en multitud de problemas de salud física (p. ej., Rod, Grønbaek, Schnohr, Prescott y Kristensen, 2009), o psicológica (p. ej., Kwag, Martin, Russell, Franke y Kohut, 2011), y provoca el bloqueo del funcionamiento de la corteza prefrontal, derivando en la pérdida del control superior de la conducta (Arnsten, 2009).

El principal interés de la EEP radica en el hecho, poco habitual, de que se ha encontrado sólida relación entre la medida que proporciona y marcadores biológicos, como la respuesta inmune (Burns, Drayson, Ring y Carroll, 2002; Glaser y Kiecolt-Glaser, 2005) o el estrés oxidativo y la actividad de la telomerasa y, en consecuencia, la longitud de los telómeros, relacionados con la regeneración celular y la longevidad (Epel *et al.*, 2004). También se ha sugerido una estrecha relación con la sintomatología prefrontal, mostrando ser una variable imprescindible para comprender el deterioro cognitivo leve y el inicio de procesos degenerativos cerebrales (Lozoya-Delgado, Ruiz-Sánchez de León y Pedrero-Pérez,

2012). Dada la calidad y relevancia de muchos de estos trabajos, es necesario conocer a fondo las propiedades psicométricas de la escala.

La escala ha sido traducida y validada en múltiples idiomas, siendo algunos de los más recientes el japonés (Mimura y Griffiths, 2008), el árabe (Chaaya, Osman, Naassan y Mahfoud, 2010), el chino (Leung, Lam y Chan, 2010), el tailandés (Wongpakaran y Wongpakaran, 2010), el turco (Örücü y Demir, 2009) o el francés (Lesage, Berjot y Deschamps, 2012). Por otra parte, la escala ha visto multiplicado su uso en los últimos años, siendo utilizada, por ejemplo, en el estudio de la violencia escolar (Jiménez Gutiérrez y Lehalle, 2012), tratamiento de la diabetes (Delgado Maigual, Hidalgo Villarreal y Villalobos Galvis, 2011), trastornos de la conducta alimentaria (Bustos Leiton, Romero Chaparro y Campo Arias, 2011), estado de ánimo (Jiménez-Torres, Martínez, Miró y Sánchez, 2012), hábitos saludables (de Miguel Calvo, Schweiger Gallo, de las Mozas Majano y Hernández López, 2011), adicción a sustancias (Pedrero-Pérez y Olivar Arroyo, 2010), embarazos en adolescentes (Quezada Berumen y González Ramírez, 2011) y problemas de género (Landeró Hernández y González Ramírez, 2011), por mencionar sólo algunos de los más recientes estudios publicados en lengua española.

Todos los trabajos encontrados que estudian las propiedades psicométricas de la EEP al nivel del ítem lo hacen utilizando los métodos clásicos (análisis de componentes principales o de máxima verosimilitud, criterio de Kaiser, rotación varimax, etc.) que asumen el formato de respuesta como continuo. Los ítems de la EEP se responden en una escala ordinal de cinco puntos, habitualmente denominada "formato de respuesta de tipo Likert". Es frecuente asumir este formato de respuesta "como si" representara una escala continua, cuando nada nos garantiza que la distancia sea igual entre cualquier par de respuestas contiguas. Cuando las operaciones aritméticas se hacen con puntuaciones que no son verdaderamente numéricas ocasionan deformaciones de los datos y proporcionan, con gran frecuencia, resultados artefactuales (Siegel, 1988). Muchas de estas inconsistencias dificultan la interpretación de los resultados y transmiten información errónea (Carifio y Perla, 2007), pero contamos con instrumentos capaces de resolverlas (López-González, 2012). La solución es partir de la matriz de correlaciones policóricas, en lugar de utilizar la tradicional matriz de correlación producto-momento de Pearson, un coeficiente que únicamente posibilita asociar variables métricas continuas linealmente relacionadas.

El objetivo del presente trabajo fue estudiar la estructura factorial de la EEP desde una estrategia multivariada en una muestra de población general para, en un paso posterior, intentar confirmar tal estructura en una muestra clínica de adictos a sustancias en tratamiento. Se trabajó sobre las tres escalas propuestas por los autores, de 14, 10 y 4 ítems. Adicionalmente, se estudiaron diferencias entre población general y población clínica, y se estudió la validez concurrente con pruebas que miden estrategias de afrontamiento y sintomatología de mal funcionamiento frontal.

## Método

### Participantes

La muestra completa estuvo compuesta por 1.565 participantes. De ellos, 1.023 eran participantes de población general y 542 personas con adicción a sustancias en tratamiento en un centro ambulatorio, público y gratuito (Centro de Atención a Drogodependientes CAD-4, Instituto de Adicciones de Madrid). Los descriptivos de las muestras se exponen en la tabla 1.

**Tabla 1**  
Características de las muestras general y clínica

Variables		No clínica		Clínica	
		Varones (n= 414)	Mujeres (n= 609)	Varones (n= 400)	Mujeres (n= 142)
Edad	M	37,01	37,22	37,02	37,44
	DT	13,91	13,54	8,92	10,08
	Rango	18 - 65	18 - 65	18 - 63	19 - 65
Años de escolarización	M	13,51	14,07	10,96	11,63
	DT	2,90	2,73	3,12	3,24
	Rango	6 - 16	6 - 16	6 - 16	6 - 16
Droga principal	Heroína			0,14	0,09
	Cocaína			0,47	0,40
	Alcohol			0,32	0,46
	Cannabis			0,06	0,06
Tiempo de abstinencia (meses)	M			1,12	1,93
	DT			1,05	1,56
	Rango			0,5 - 3	1 - 5

### Instrumentos

- “Escala de estrés percibido” (EEP) (*Perceived Stress Scale*, PSS; Cohen *et al*, 1983), versión española de Remor y Carroble (2001). La EEP está formada por 14 ítems que miden el grado en que, durante el último mes, las personas se han sentido molestas o preocupadas o, por el contrario, se han sentido seguras de su capacidad para controlar sus problemas personales. La escala puntúa entre 0-56, con puntuaciones superiores indicando mayor estrés percibido. Utiliza un formato de respuesta de tipo Likert de cinco alternativas con un rango de 0 («Nunca») a 4 («Muy a menudo»). De la escala completa se han extraído los ítems que componen las versiones de 10 (1, 2, 3, 6, 7, 8, 9, 10, 11 y 14) y de 4 (2, 6, 7 y 14), ambas propuestas por los autores. Los estudios previos muestran una estructura bifactorial (Control vs. No control) y buena consistencia interna para las tres versiones (entre 0,87 y 0,91) (Pedrero-Pérez y Olivar Arroyo, 2010).
- “Escala multiaxial de afrontamiento” (EMA) (*Strategic Approach to Coping Scale-Dispositional Form*, SACS; Hobfoll, Dunahoo y Monnier, 1993), versión

española de Pedrero-Pérez, Santed Germán y Pérez García (2012). La EMA está formada por 52 ítems que interrogan sobre las estrategias de elección en situaciones de estrés y se responden en una escala de cinco puntos (de 1= «En ningún caso haría esto» a 5= «Con toda seguridad haría esto»). En su versión original en inglés, las estrategias se agrupan en nueve escalas y tres factores de segundo orden: afrontamiento activo-pasivo, prosocial-antisocial y directo-indirecto. Los estudios previos con diferentes versiones de la escala ofrecen datos sobre una consistencia interna de las escalas entre 0,69 y 0,85 estimada mediante el coeficiente alfa de Cronbach (Dunahoo, Hobfoll, Monnier, Hulsizer y Johnson, 1998; Monnier, Hobfoll, Dunahoo, Hulsizer y Johnson, 1998), si bien se han propuesto diferentes estructuras factoriales alternativas. Ha sido utilizado en diversos estudios con población española (p. ej., Caballo, Salazar, Irurtia, Arias y Guillén, 2010).

- c) "Cuestionario disejecutivo" DEX (*Dysexecutive Questionnaire*; Wilson, Alderman, Burgess, Emslie y Evans, 1996). El DEX es un cuestionario de 20 ítems que se utiliza como suplemento de los tests primarios de la evaluación comportamental del síndrome disejecutivo. Cada ítem se puntúa en una escala de tipo Likert de 5 puntos, entre «nunca» y «con mucha frecuencia». El análisis factorial original reveló la existencia de cinco factores ortogonales: inhibición, intencionalidad, memoria ejecutiva y dos factores relacionados con la emocionalidad y los cambios de personalidad (denominados afecto positivo y negativo; Burgess, Alderman, Evans, Emslie y Wilson, 1998). En el presente estudio se ha utilizado la versión española autoinformada (DEX-Sp), cuya bondad psicométrica se ha estudiado en población general y en población clínica de adictos a sustancias (Llanero-Luque *et al.*, 2008; Pedrero-Pérez *et al.*, 2009, 2011; Pedrero-Pérez, Ruiz-Sánchez-de-León y Winpenny-Tejedor, 2014).

### *Procedimiento*

La muestra de población no clínica se obtuvo a partir de estudiantes universitarios que administraron los cuestionarios a personas de su entorno, a condición de que no estuvieran o hubieran estado en tratamiento psicológico o psiquiátrico y accedieran a participar desinteresadamente. Los estudiantes fueron instruidos para garantizar la calidad en la cumplimentación, buscar variabilidad entre los participantes en cuanto a edad y nivel académico, y debieron presentar los cuestionarios obtenidos a sus profesores. Se desecharon los cuestionarios mal cumplimentados, incompletos o sospechosos de ser deficientemente respondidos ( $n= 21$ ).

Los participantes de la muestra clínica (adictos a sustancias en tratamiento) cumplimentaron las escalas durante una sesión clínica. Se excluyó a personas sin un nivel adecuado de comprensión del idioma español ( $n= 9$ ) o que presentaran, en el momento de la evaluación, sintomatología psicótica aguda ( $n= 2$ ), síntomas de demencia o daño cerebral ( $n= 3$ ) o una pauta farmacológica u otras condiciones que disminuyeran sus capacidades cognitivas ( $n= 9$ ). También fueron excluidos todos los cuestionarios incompletos o incorrectamente cumplimentados ( $n= 2$ ). Como criterio de inclusión se estableció que los participantes cumplieran,

en el momento de la evaluación, con los criterios del DSM-IV para abuso o dependencia de al menos una sustancia y que presentaran abstinencia, comprobada mediante análisis toxicológicos de orina y aire espirado, de al menos dos semanas previas a la evaluación, tiempo recomendado para evitar que síntomas asociados al uso de drogas se confundan con síntomas psicopatológicos independientes (First, Frances y Pincus, 2002; Sonne y Brady, 1998). Todos los participantes fueron informados del doble propósito (clínico y de investigación) de la evaluación, participaron voluntariamente y firmaron un consentimiento informado para su inclusión en el estudio.

### *Análisis de datos*

Se analizaron sucesivamente los 14 ítems de la versión completa (EPP-14) y se extrajeron de ésta los 10 y 4 ítems que conforman las versiones reducidas. Sobre la muestra de población no clínica se efectuó un análisis factorial multivariado sin restricciones para evitar que los ítems (ordinales, al tratarse de una escala de tipo Likert) se agruparan según su distribución y no según su contenido (Muthén y Kaplan, 1992). Se obtuvo la matriz de correlaciones policóricas mediante el algoritmo de Olsson (1979) y la normalidad multivariada se estimó mediante el criterio de Mardia (1970). Sobre esta matriz se efectuó un análisis paralelo optimizado, basado en un análisis factorial de rangos mínimos, para conocer el número de factores a retener (Timmerman y Lorenzo-Seva, 2011). Se efectuó a continuación una rotación Simplimax (Kiers, 1994) y, sobre la matriz rotada se aplicaron indicadores de simplicidad (Lorenzo-Seva, 2003). Estas operaciones se realizaron con el programa FACTOR 8.0 (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2006). Para realizar un análisis factorial confirmatorio de máxima verosimilitud de la solución obtenida sobre la muestra de población clínica se utilizó el programa AMOS 18 (Arbuckle, 2009); se utilizaron diversos estimadores de bondad de ajuste (Brown, 2006; Kline, 2005): de carácter absoluto (CMIN/DF), parsimonioso (RMSEA), comparativo (AIC) e incremental (CFI, PCFI).

La consistencia interna de las escalas se estimó mediante el alfa de Cronbach. Se utilizó la prueba *t* de diferencias de medias. Se efectuó a continuación un análisis de varianza con el fin de probar los efectos principales de la edad, el sexo, los años de escolarización y el tipo de muestra, utilizando la  $\lambda$  de Wilks, así como la posible interacción entre estos factores sobre las puntuaciones obtenidas. Se estimó el tamaño del efecto mediante la eta parcial ( $\eta_p$ ) (Cohen, 1973), utilizando la regla "a ojo de buen cubero" (*rule of thumb*) de Cohen (1988) para su interpretación. Se realizó un estudio de correlación bivariada mediante la *r* de Pearson, aplicando la corrección de Bonferroni para evitar la comisión del error tipo I. Se realizó un análisis de regresión lineal por pasos sucesivos (*step by step method*). Para estos análisis se utilizó el programa SPSS 19 (IBM, 2010)

## Resultados

### Descriptivos

En la tabla 2 se muestra el análisis descriptivo de los ítems de la EEP en la muestra de población general.

**Tabla 2**  
Descriptivos univariados de los ítems de la Escala de estrés percibido

Ítem	<i>M</i>	Intervalo de confianza (95%)	Varianza	Asimetría	Curtosis	$r_{i-t}$	$\alpha$ sin el ítem
1	2,54	(2,45 - 2,62)	1,13	0,38	-0,41	0,51	0,85
2	2,12	(2,03 - 2,20)	1,17	0,82	0,03	0,66	0,84
3	3,01	(2,93 - 3,10)	1,13	0,07	-0,47	0,54	0,85
4	3,64	(3,56 - 3,71)	0,91	-0,70	0,42	0,45	0,85
5	3,56	(3,48 - 3,64)	1,01	-0,66	0,16	0,45	0,85
6	3,68	(3,60 - 3,76)	0,99	-0,64	0,10	0,62	0,84
7	3,58	(3,50 - 3,66)	0,97	-0,46	-0,15	0,63	0,84
8	2,53	(2,45 - 2,61)	1,09	0,33	-0,42	0,52	0,85
9	3,73	(3,66 - 3,80)	0,82	-0,66	0,43	0,61	0,85
10	3,16	(3,07 - 3,25)	1,19	-0,26	-0,64	0,58	0,85
11	2,54	(2,46 - 2,62)	1,10	0,41	-0,38	0,50	0,85
12	3,34	(3,25 - 3,43)	1,16	-0,25	-0,61	0,16	0,87
13	3,40	(3,31 - 3,48)	1,15	-0,48	-0,32	0,29	0,86
14	2,22	(2,13 - 2,31)	1,18	0,65	-0,34	0,68	0,84

Nota:  $r_{i-t}$ = correlación ítem-total una vez excluido el propio ítem.

### Análisis exploratorio multivariado

En primer lugar se estudiaron las distribuciones de los 14 ítems en la muestra de población no clínica, acreditando la normalidad multivariante según el criterio de Mardia (Asimetría= 2334,2; Curtosis= 44,0;  $g/$ = 560;  $p < 0,0001$ ). A continuación, se configuró la matriz de correlaciones policóricas, que presentó adecuados indicadores para la realización del análisis factorial (Barlett= 3814,3;  $g/$ = 91;  $p < 0,0001$ ; KMO= 0,90). Se efectuó sobre esta matriz un análisis paralelo optimizado, basado en un análisis de rangos mínimos, que permitía retener uno o dos factores, según se tomara como referencia el percentil 95 o la media de los valores propios aleatoriamente obtenidos (tabla 3).

Se realizó a continuación un análisis factorial completo y, sobre él, se efectuó una rotación Simplimax (tabla 4); el primer factor explicó un 60,5% de la varianza común y, junto con el segundo, entre ambos explicaron el 81,1% (tabla 4). La fiabilidad estimada para ambos factores fue de  $\alpha = 0,84$  y 0,81 respectivamente.

Los índices de simplicidad para esta solución fueron adecuados ( $S= 0,99$ ;  $LS= 0,59$ ; Percentil 99). La correlación observada entre ambos factores fue de  $r= -0,48$ . El estudio de los residuos según el criterio de Kelley (Harman, 1962) proporcionó adecuados indicadores de ajuste (RMSEA esperada=  $0,031$ ; RMSEA observada=  $0,028$ ).

**Tabla 3**  
Análisis paralelo optimizado sobre la matriz de correlaciones policóricas

Ítems	EEP-14 ítems			EEP-10 ítems		
	Valores propios reales	M de valores propios aleatorios	Percentil 95 de datos aleatorios	Valores propios reales	M de valores propios aleatorios	Percentil 95 de datos aleatorios
	% de varianza					
1	36,3**	16,0	19,1	45,9**	21,6	26,1
2	14,8*	13,2	15,7	14,7	17,8	21,0
3	7,9	11,9	13,7	8,1	15,3	17,7
4	6,7	10,7	12,1	7,1	13,0	15,4
5	5,7	9,6	10,9	6,3	10,8	12,9
6	5,3	8,5	9,7	5,5	8,5	10,8
7	4,8	7,4	8,7	5,0	6,4	9,0
8	4,4	6,4	7,7	4,2	4,4	7,1
9	4,1	5,3	6,8	3,2	2,3	5,2
10	3,1	4,3	5,8	0,0	0,0	0,0
11	2,8	3,3	4,7	--	--	--
12	2,3	2,2	3,6	--	--	--
13	1,9	1,2	2,4	--	--	--
14	0,0	0,0	0,0	--	--	--

Notas: EEP= Escala de estrés percibido. \*\*Los valores propios reales superan a los de la media y el percentil 95 de los obtenidos aleatoriamente; \*los valores propios reales superan a los de la media pero no a los del percentil 95 de los obtenidos aleatoriamente.

El mismo procedimiento se llevó a cabo con la versión de sólo 10 ítems, que también cumplió criterios de normalidad multivariada según el criterio de Mardia (Asimetría=  $1227,9$ ; Kurtosis=  $34,8$ ;  $g/1= 220$ ;  $p < 0,0001$ ). En este caso, el análisis paralelo optimizado sobre la matriz de correlaciones policóricas proporcionó una inequívoca solución unifactorial (tabla 3). Todos los ítems mostraron importantes saturaciones factoriales en este único componente (tabla 5). Sin embargo, el estudio de los residuos según el criterio de Kelley (Harman, 1962) no proporcionó adecuados indicadores de ajuste (RMSEA esperada=  $0,031$ ; RMSEA observada=  $0,080$ ), siendo más adecuada la consideración de dos factores (RMSEA observada=  $0,025$ ).



Se repitió el procedimiento con la versión de 4 ítems, que también alcanzó la normalidad multivariada según el criterio de Mardia (Asimetría= 293,8; Kurtosis= 10,2;  $g/ = 20$ ;  $p < 0,0001$ ) y los criterios para efectuar el análisis factorial (estadístico de Bartlett's= 649,6;  $p < 0,0001$ ; KMO= 0,70), obteniéndose una solución unifactorial que explicó el 50,7% de la varianza acumulada (tabla 5). El estudio de los residuos mostró que los efectos no considerados por el modelo resultaban excesivos (RMSEA esperada= 0,031; RMSEA observada= 0,043).

**Tabla 4**

Solución de dos factores, antes y después de rotación simplimax, de la Escala de estrés percibido

Ítem	Sin rotar			Rotada	
	F1	F2	Comunalidad	F1	F2
1	-0,50	0,36	0,51	-0,01	<b>0,62</b>
2	-0,67	0,30	0,60	-0,18	<b>0,63</b>
3	-0,47	0,39	0,45	0,04	<b>0,63</b>
4	0,50	0,42	0,48	<b>0,72</b>	0,19
5	0,52	0,45	0,57	<b>0,77</b>	0,21
6	0,64	0,32	0,54	<b>0,72</b>	0,02
7	0,62	0,18	0,52	<b>0,59</b>	-0,12
8	-0,52	0,29	0,43	-0,09	<b>0,55</b>
9	0,63	0,26	0,50	<b>0,66</b>	-0,04
10	0,56	0,18	0,52	<b>0,54</b>	-0,09
11	-0,48	0,31	0,39	-0,04	<b>0,55</b>
12	-0,12	0,32	0,30	0,22	<b>0,39</b>
13	0,35	0,19	0,29	<b>0,41</b>	0,03
14	-0,68	0,28	0,61	-0,20	<b>0,62</b>

Nota: En negrita las saturaciones factoriales principales.

### *Análisis confirmatorio*

Los resultados obtenidos con la muestra de población general se confirmaron sobre la muestra de población clínica de adictos. Los indicadores de bondad de ajuste para la solución de dos factores en la versión de 14 ítems resultaron aceptables, y sólo mejoraron ligeramente cuando se excluyó al ítem 12 del segundo factor (tabla 6). En cuanto a la versión de 10 ítems, mientras la solución unifactorial mostró indicadores de ajuste inaceptables, la solución bifactorial ofreció los mejores resultados de entre todos los obtenidos. Tampoco resultaron aceptables los indicadores de ajuste de la versión de 4 ítems. En la figura 1 se muestra el modelo estructural resultante de la mejor opción encontrada.

**Tabla 5**  
Solución unifactorial de la Escala de estrés percibido de 10 y 4 ítems

Ítem	Versión de 10 ítems				Versión de 4 ítems	
	Solución unifactorial		Solución bifactorial		Solución unifactorial	
	F1	Comunalidad	F1	F2	F1	Comunalidad
1	-0,56	0,51	0,10	<b>0,69</b>		
2	-0,72	0,60	-0,12	<b>0,67</b>	-0,66	0,44
3	-0,54	0,48	0,13	<b>0,69</b>		
6	0,57	0,51	<b>0,72</b>	0,03	0,59	0,34
7	0,59	0,51	<b>0,62</b>	-0,07	0,62	0,38
8	-0,56	0,42	-0,03	<b>0,57</b>		
9	0,57	0,49	<b>0,68</b>	-0,01		
10	0,52	0,45	<b>0,61</b>	-0,01		
11	-0,53	0,38	0,03	<b>0,59</b>		
14	-0,72	0,61	-0,12	<b>0,66</b>	-0,68	0,46

Nota: En negrita las saturaciones factoriales principales.

**Tabla 6**  
Indicadores de bondad de ajuste de la Escala de estrés percibido

Modelo	CMIN	gl	<i>p</i>	CMIN/DF	CFI	PCFI	RMSEA	AIC
EEP-14 ítems (2 factores)	268,9	76	< 0,0001	3,53	0,94	0,79	0,068	354,9
EEP-13 ítems (excluyendo ítem 12; 2 factores)	214,8	64	< 0,0001	3,36	0,96	0,78	0,066	294,8
EEP-10 ítems (1 factor)	336,1	35	< 0,0001	9,60	0,88	0,68	0,126	396,1
EEP-10 ítems (2 factores)	92,9	34	< 0,0001	2,73	0,98	0,74	0,057	154,9
EEP-4 ítems (1 factor)	59,4	2	< 0,0001	29,71	0,94	0,31	0,230	83,4

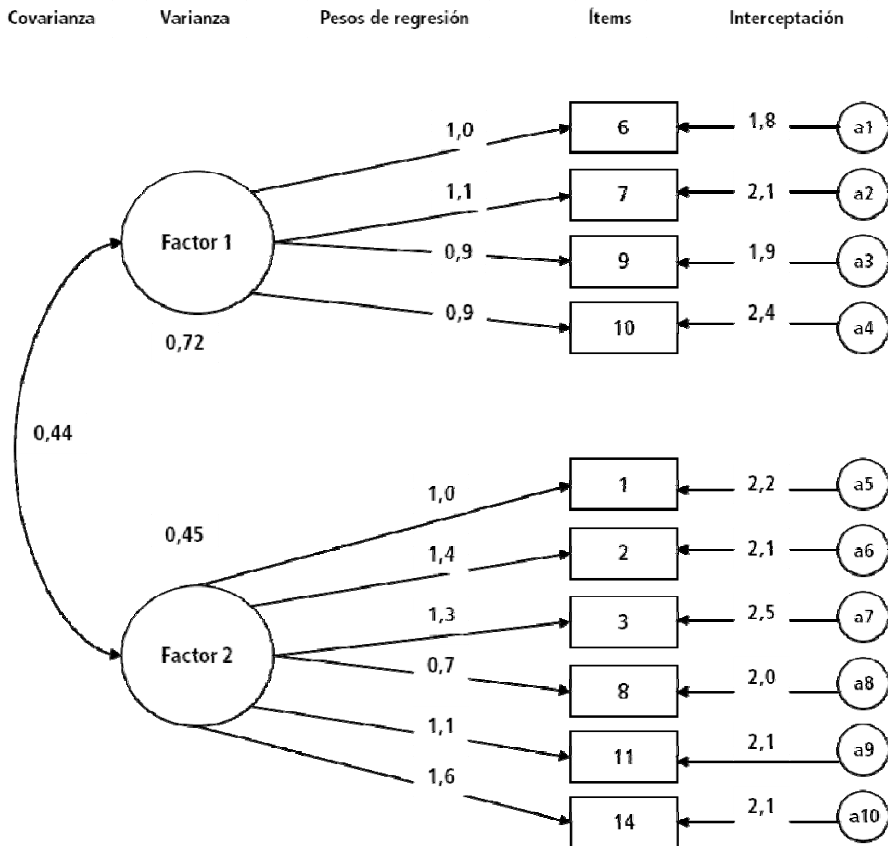
### Fiabilidad

La escala, en su versión de 14, ítems mostró una consistencia interna de 0,89 ( $\alpha = 0,86$  en la muestra no clínica y  $\alpha = 0,89$  en adictos), con todos los ítems ofreciendo una correlación ítem-test corregida de  $0,36 < r < 0,75$ , salvo el ítem 12, con  $r = 0,20$  ( $r = 0,16$  en muestra no clínica y  $r = 0,04$  en adictos). La exclusión de este ítem mejoraría en una centésima el  $\alpha$  de la escala total (igual en ambas muestras). La versión de 10 ítems mostró una consistencia interna de 0,89 ( $\alpha =$

0,87 en la muestra no clínica y  $\alpha = 0,88$  en adictos), con todos los ítems ofreciendo una correlación ítem-test corregida de  $0,51 < \alpha < 0,77$ . Por su parte, la versión de 4 ítems mostró una consistencia interna de 0,83 ( $\alpha = 0,77$  en la muestra no clínica y  $\alpha = 0,84$  en adictos), con todos los ítems ofreciendo una correlación ítem-test corregida de  $0,61 < r < 0,69$ .

**Figura 1**

Modelo estructural confirmatorio resultante de la solución bifactorial de 10 ítems



### *Tendencias de respuesta*

En la muestra de población general se observó una tendencia de los varones a las respuestas extremas (varones  $M = 3,47$ ;  $DT = 3,29$ ; mujeres  $M = 2,90$ ;  $DT = 2,95$ ;  $t_{[0,05; 823,3]} = 2,87$ ;  $p < 0,01$ ) y de las mujeres a la respuesta neutra o intermedia (varones  $M = 3,64$ ;  $DT = 2,69$ ; mujeres  $M = 4,24$ ;  $DT = 2,72$ ;  $t_{[0,05; 1022]} = 2,87$ ;  $p < 0,01$ ), algo que no se produjo en la muestra clínica, en la que las mujeres

respondieron más que los varones, pero sin alcanzar significación estadística, tanto a las puntuaciones extremas (varones  $M= 2,81$ ;  $DT= 2,86$ ; mujeres  $M= 3,19$ ;  $DT= 3,06$ ;  $t_{[0,05; 226,9]}= 1,27$ ;  $p> 0,05$ ) como a la intermedia (varones  $M= 4,18$ ;  $DT= 2,61$ ; mujeres  $M= 4,38$ ;  $DT= 2,71$ ;  $t_{[0,05; 528]}= 0,79$ ;  $p> 0,05$ ). Los varones de la muestra clínica hicieron mayor uso de la respuesta neutra (muestra clínica  $M= 4,18$ ;  $DT= 2,61$ ; no clínica  $M= 3,64$ ;  $DT= 2,69$ ;  $t_{[0,05; 805]}= 2,88$ ;  $p< 0,01$ ) y menor de las respuestas extremas (muestra clínica  $M= 2,81$ ;  $DT= 2,86$ ; no clínica  $M= 3,47$ ;  $DT= 3,29$ ;  $t_{[0,05; 799,7]}= 3,05$ ;  $p< 0,01$ ) que los de la muestra no clínica, sin que aparecieran diferencias significativas en el caso de las mujeres.

Varones y mujeres no mostraron diferencias en su respuesta a los ítems de control (Brown-Forsythe [ $gl= 1, 1551,0$ ]=  $0,18$ ;  $p= 0,67$ ), pero las mujeres contestaron con mayor intensidad a los ítems de no-control (Brown-Forsythe=  $4,49$ ;  $p< 0,05$ ), diferencias que se mantuvieron ( $F= 28,2$ ;  $gl= 3$ ;  $p< 0,001$ ) cuando se controlaron las variables edad ( $\lambda= 0,98$ ;  $F= 14,9$ ;  $gl= 2, 1547$ ;  $p< 0,001$ ) y años de escolarización ( $\lambda= 0,96$ ;  $F= 34,4$ ;  $gl= 2, 1547$ ;  $p< 0,001$ ), con un tamaño del efecto moderado ( $\eta_p= 0,23$ ).

#### *Correlación con variables sociodemográficas y de consumo*

La puntuación total obtenida en la escala mostró correlación con la edad, tanto en la muestra no clínica ( $r= -0,08$ ;  $p< 0,01$ ) como en la clínica ( $r= -0,11$ ;  $p< 0,05$ ). También presentó correlación estadísticamente significativa con los años de escolarización ( $r= -0,10$ ;  $p< 0,01$ ) en la muestra no clínica, pero no en la clínica ( $r= 0,02$ ;  $p= 0,67$ ). En la muestra clínica, la puntuación total mostró correlación con el tiempo de abstinencia alcanzado ( $r= -0,24$ ;  $p< 0,001$ ). Las mujeres obtuvieron puntuaciones significativamente más elevadas que los varones en ambas muestras (tabla 7).

#### *Diferencias entre población clínica y no clínica*

Efectuando un análisis multivariante se observó que la puntuación total obtenida en el test fue afectada por las covariables sexo ( $\lambda= 0,95$ ;  $p< 0,01$ ;  $\eta_p= 0,23$ ), edad ( $\lambda= 0,98$ ;  $p< 0,01$ ;  $\eta_p= 0,16$ ), años de escolarización ( $\lambda= 0,99$ ;  $p< 0,01$ ;  $\eta_p= 0,09$ ) y población de pertenencia de cada muestra ( $\lambda= 0,86$ ;  $p< 0,001$ ;  $\eta_p= 0,37$ ). Controlando el efecto de estas covariables, aparecieron diferencias significativas entre las muestras de población no clínica y de población clínica en las tres versiones de la escala, como se muestra en la tabla 7.

**Tabla 7**

Medias y desviaciones típicas según sexo y muestra de procedencia en las tres versiones de la Escala de estrés percibido y estimación de las diferencias (controlando los efectos de la edad y del nivel de estudios)

Escala		Población no clínica		Adictos		$F_{gl=3}$	$\eta_p$
		M	DT	M	DT		
EEP-14	Varones	20,32	8,50	28,26	9,80	54,15*	0,41
	Mujeres	22,36	8,62	32,47	9,52	58,56*	0,44
	$F_{gl=3}$	13,72*		9,11*			
	$\eta_p$	0,20		0,22			
		M	DT	M	DT		
EEP-10	Varones	13,44	6,82	20,27	7,90	61,01*	0,43
	Mujeres	15,72	7,05	23,91	7,432	57,18*	0,43
	$F_{gl=3}$	15,50*		9,77*			
	$\eta_p$	0,21		0,23			
		M	DT	M	DT		
EEP-4	Varones	4,65	3,11	7,72	3,81	54,18*	0,41
	Mujeres	5,35	3,27	9,23	3,73	55,39*	0,43
	$F_{gl=3}$	8,28*		6,50*			
	$\eta_p$	0,15		0,19			

Notas: EEP= Escala de estrés percibido. \* $p < 0,001$ .

### Correlaciones con variables de afrontamiento y sintomatología frontal

En la tabla 8 se muestran las correlaciones con: (a) las escalas de estrategias de afrontamiento de la EMA; (b) la sintomatología disejecutiva estimada mediante el DEX. Puede observarse una correlación consistente entre la puntuación en la EEP-10 y las estrategias asertivas (en negativo) y evitativas (en positivo), siendo ambas los polos del afrontamiento activo/pasivo en la teoría de origen. En cuanto a la sintomatología disejecutiva, la relación positiva con las puntuaciones de la EEP-10 es también consistente en ambas muestras.

Cuando efectuamos un análisis de regresión de estas variables sobre la puntuación de la EEP-10 y sus dos componentes, se encontró que la varianza en las puntuaciones en la EEP-10 se predijo en un 34,3% por la combinación de la puntuación en el DEX ( $R^2 = 0,25$ ;  $\beta = 0,40$ ) y las escalas de Acción Asertiva ( $R^2 = 0,06$ ;  $\beta = -0,21$ ) y Evitación ( $R^2 = 0,04$ ;  $\beta = 0,23$ ) de la EMA. La subescala de "percepción de control" mostró superior capacidad de predicción mutua con la Acción Asertiva ( $r^2 = 0,18$  en la muestra de población general y  $r^2 = 0,08$  en la muestra de población clínica), mientras que la subescala de no-control mostró superioridad en la mutua predicción con sintomatología disejecutiva ( $r^2 = 0,26$  y  $r^2 = 0,30$ , respectivamente).

**Tabla 8**

Correlaciones entre la Escala de estrés percibido (EEP-10) y estrategias de afrontamiento (EMA) y sintomatología disejectiva (DEX)

EMA	EEP-10					
	No clínica			Clínica		
	Completo	Factor control	Factor no-control	Completo	Factor control	Factor no-control
Acción asertiva	-0,31*	-0,42*	-0,16*	-0,22*	-0,28*	-0,15
Acción prosocial	0,03	-0,10	0,11	-0,06	-0,14	0,00
Evitación	0,38*	0,33*	0,33*	0,30*	0,27*	0,28*
Acción antisocial	-0,04	-0,08	0,00	0,17	0,15	0,16
Acción instintiva	-0,01	-0,10	0,06	0,16	0,12	0,17
DEX						
Sintomatología disejectiva	0,52*	0,38*	0,51*	0,56*	0,43*	0,55*

Notas: \*Significación estadística tras corrección de Bonferroni. EMA= Escala multiaxial de afrontamiento; DEX= Cuestionario disejectivo.

## Discusión

Hemos explorado la estructura factorial de la Escala de estrés percibido, en sus tres versiones, mediante métodos adecuados al formato de respuesta de la escala (análisis factorial sin restricciones). Los resultados sugieren una sólida estructura en su aplicación a una amplia muestra de participantes de población general. Sin embargo, cuando esta estructura se trata de confirmar en una muestra clínica, los resultados no son siempre satisfactorios.

El ítem 12 se muestra ambiguo en su formulación. Cuando se pregunta la frecuencia con la que la persona ha pensado sobre las cosas que no ha terminado o le quedan pendientes de hacer o de lograr, y ello se tiene por prueba de estrés o falta de control, se está obviando el hecho de que es posible que la persona dé un valor positivo a tener tareas, responsabilidades o acciones en marcha. Este ítem es habitual que dé problemas en muchas de las adaptaciones estudiadas (p. ej., la versión mexicana de González Ramírez y Landero Hernández, 2007). La sola eliminación de este ítem mejora la estructura y consistencia interna de la EEP.

No obstante, la mejor solución encontrada, que mejor refleja el ajuste de la escala a los datos obtenidos en ambas poblaciones, es la versión de 10 ítems. La exploración multivariada sugiere, en un primer paso, la unifactorialidad de la escala, pero ello a costa de generar excesivos residuos, lo que hace inviable la solución. El análisis confirmatorio, en cambio, ratifica la bidimensionalidad, proporcionando indicadores de ajuste coherentes con los criterios de máxima exigencia (Hu y Bentler, 1999). Estos resultados coinciden con lo hallado por otros métodos en trabajos precedentes (p. ej., Roberti, Harrington y Storch, 2006; Leung *et al.*, 2010). No obstante, muchos de los trabajos previamente publicados, y que utilizan métodos clásicos, inadecuados al formato de respuesta para este cuestionario, abogan por la solución bifactorial, aunque sus resultados no resistirían la aplicación de criterios de unifactorialidad (Hattie, 1985); esta

propiedad es un supuesto básico de la teoría de la medida y es absolutamente esencial para la evaluación de las interrelaciones de variables sin factores de confusión (Lavoie y Douglas, 2012; Stout, 1987).

Dado el sistema de muestreo utilizado en el presente estudio, no es posible estimar baremos fiables para su aplicación ni en muestras de población general ni en muestras clínicas. Otros autores se aventuran a considerar "puntuaciones normativas" las halladas en "muestras amplias" (González, Rodríguez-Ayán y Landero, 2013), pero ni esos trabajos ni el presente pueden aportar algo más que aproximaciones para la interpretación clínica de los resultados.

El estudio de las tendencias de respuesta aporta algunas diferencias de interés. De entre todas ellas destaca el hecho de que las mujeres contestaron con puntuaciones más elevadas que los varones a los ítems que interrogan sobre falta de control. Este hecho, sumado al hecho de que en las puntuaciones totales en ambas muestras las mujeres alcanzan mayores niveles de estrés percibido, se relaciona con el hecho, muchas veces repetido, de que en cualquier medida de salud, las mujeres suelen mostrar puntuaciones menos satisfactorias que los varones (Piccinelli y Wilkinson, 2000). Se han propuesto diferencias en el funcionamiento cerebral y diferencias en roles sociales como justificativos de tales diferencias (Wager, Luan Phan, Liberzon y Taylor, 2003), pero, en todo caso, los datos apuntan a que se produce con similar efecto en ambas muestras -adictos y población general- y es un hecho a tener en consideración en la evaluación clínica.

Más acusadas son las diferencias entre adictos y población no clínica, con independencia del sexo de los participantes. Algunas teorías neuropsicológicas de la adicción sitúan al estrés como el núcleo central del problema (Koob y Kreek, 2007) y son bien conocidos los mecanismos mediante los cuales el estrés bloquea el funcionamiento de la corteza prefrontal (Arnsten, 2009) y favorecen la instauración y reactivación de la conducta adictiva (Sinha, Garcia, Paliwal, Kreek y Rounsaville, 2006). La EEP presenta una gran correlación con las puntuaciones de sintomatología disejecutiva obtenidas mediante el DEX, tanto en la muestra de adictos como en la de población general, lo que apoya la fuerte relación existente entre estrés percibido y deterioro en el funcionamiento ejecutivo, sin que sea posible establecer una direccionalidad: es posible que las reacciones de estrés bloqueen el funcionamiento frontocortical, pero también es posible que el mal funcionamiento de esta área cerebral, encargada del control superior del comportamiento, genere malas consecuencias (p.ej., conducta mal planificada o impulsiva) que se traduzcan en dificultades generadoras de nuevas fuentes de estrés.

En cuanto al afrontamiento, el estrés percibido se relaciona únicamente con el eje activo-pasivo de la EMA: un afrontamiento más asertivo se corresponde con menos estrés percibido, en tanto que una preferencia por estrategias de evitación lo hace en sentido contrario. El resto de estrategias no muestra relación alguna con las puntuaciones de la EEP. Un efecto de interés se ha encontrado en estos resultados: mientras la subescala de "percepción de control" se relaciona más con la preferencia por estrategias asertivas, la subescala de no-control se relaciona con mayores niveles de sintomatología disejecutiva. Esto parece indicar una diferencia clara en cuanto a qué evalúa cada una de las escalas factorialmente derivadas de la

EEP y sugiere nuevas hipótesis para futuros estudios. En último término, es la corteza prefrontal la zona encargada de establecer los objetivos y trazar las estrategias para alcanzarlos. Nuestro estudio no puede dar cuenta de las direcciones en que se producen las influencias, pero, puesto que las estrategias de afrontamiento son variables disposicionales, deben ser anteriores en la cadena causal a los síntomas actuales y a las alteraciones del funcionamiento ejecutivo. Futuros estudios deben establecer la vía de influencia de unas variables sobre otras, pero, en todo caso, afrontamiento, funcionamiento ejecutivo y estrés percibido muestran una estrecha vecindad conceptual y la EEP es sensible a estas relaciones, lo que debe ser tomado como un indicio de validez.

La principal limitación de este trabajo se refiere al método de obtención de las muestras, que han resultado ser de conveniencia, por reclutamiento consecutivo y sin que se pueda afirmar que los resultados pueden ser generalizables. No obstante, el *n* de ambas muestras supera con mucho las más desmesuradas exigencias sobre la relación entre participantes y número de ítems (20/1; Hogarty, Hines, Kromrey, Ferron y Mumford, 2005): 73/1 en población general y 39/1 en población clínica. Por tanto, la estructura factorial encontrada debe considerarse estable, si bien las diferencias entre muestras requieren ser replicadas en nuevos contextos.

En conclusión, la EEP es una de las escalas más utilizadas en la actualidad y una de las pocas que cuenta con correlatos biológicos bien establecidos. El presente estudio muestra que la versión de 10 ítems es la que presenta mejores indicadores de bondad psicométrica, tanto en participantes de población general como en participantes que están siendo tratados por su adicción a sustancias. Estrés percibido, estrategias de afrontamiento y sintomatología disejecutiva muestran estrechas correlaciones que sugieren explicaciones psicoevolutivas y neuropsicológicas de enorme interés, no sólo para el estudio académico del estrés, sino también para el estudio de los procesos patológicos en los cuales el estrés percibido es un elemento clave (causal, mediador o consecuente) para la comprensión del padecimiento y su solución.

## Referencias

- Arbuckle, J. L. (2009). *AMOS 18 user's guide*. Chicago, IL: AMOS Development Corporation.
- Arnsten, A. F. T. (2009). Stress signalling pathways that impair prefrontal cortex structure and function. *Nature Reviews Neuroscience*, *10*, 410-422.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Nueva York, NY: Guilford.
- Burgess, P. W., Alderman, N., Evans, J., Emslie, H. y Wilson, B. (1998). The ecological validity of tests of executive function. *Journal of International Neuropsychological Society*, *4*, 547-558.
- Burns, V. E., Drayson, M., Ring, C. y Carroll, D. (2002). Perceived stress and psychological well-being are associated with antibody status after meningitis C conjugate vaccination. *Psychosomatic Medicine*, *64*, 963-970.



- Bustos Leiton, G. J., Romero Chaparro, A. y Campo Arias, A. (2011). Asociación entre percepción de estrés y riesgo de trastorno de comportamiento alimentario. *Salud Uninorte*, 27, 30-35.
- Caballo, V. E., Salazar, I. C., Irurtia, M. J., Arias, B. y Guillén, J. L. (2010). Relaciones entre ansiedad social y rasgos, estilos y trastornos de la personalidad. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 18, 259-276.
- Carifio, J. y Perla, R. (2007). Ten common misunderstandings, misconceptions, persistent myths and urban legends about Likert Scales and Likert response formats and their antidotes. *Journal of Social Sciences*, 2, 106-116.
- Chaaya, M., Osman, H., Naassan, G. y Mahfoud, Z. (2010). Validation of the Arabic version of the Cohen Perceived Stress Scale (PSS-10) among pregnant and postpartum women. *BMC Psychiatry*, 10, 111.
- Cohen, J. (1973). Eta-squared and partial eta-squared in fixed factor ANOVA designs. *Educational and Psychological Measurement*, 33, 107-112.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power and analysis for the behavioral sciences* (2ª ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Cohen, S., Kamarck, T. y Mermelstein, R. (1983). A global measure of perceived stress. *Journal of Health and Social Behavior*, 24, 385-396.
- Delgado Maigual, L. C., Hidalgo Villarreal, G. A. y Villalobos Galvis, F. H. (2011). Efectos de un programa cognitivo comportamental sobre los niveles de estrés y glucemia en pacientes con diabetes mellitus tipo II. *Revista Universidad y Salud*, 2, 31-42.
- De Miguel Calvo, J. M., Schweiger Gallo, I., de las Mozas Majano, O. y Hernández López, J. M. (2011). Efecto del ejercicio físico en la productividad laboral y el bienestar. *Revista de Psicología del Deporte*, 20, 589-604.
- Dunahoo, C. L., Hobfoll, S. E., Monnier, J., Hulsizer, M. R., y Johnson, R. (1998). There's more than rugged individualism in coping. Part 1: even the lone ranger had tonto. *Anxiety, Stress, and Coping*, 11, 137-165.
- Epel, E. S., Blackburn, E. H., Lin, J., Dhabhar, F. S., Adler, N. E., Morrow, J. D. y Cawthon, R. M. (2004). Accelerated telomere shortening in response to life stress. *Proceedings of the National Academy of Sciences PNAS*, 101, 17312-17315.
- First, M. B., Frances, A. y Pincus, H. A. (2002). Differential diagnosis step by step. En M. B. First, A. Frances y H. A. Pincus (dirs.), *DSM-IV-TR Handbook of differential diagnosis* (pp. 1-14). Washington, DC: American Psychiatric Publishing.
- Folkman, S. y Moskowitz, J. T. (2004). Coping: pitfalls and promise. *Annual Reviews of Psychology*, 55, 745-774.
- Glaser, R. y Kiecolt-Glaser, J. K. (2005). Stress-induced immune dysfunction: implications for health. *Nature Reviews Immunology*, 5, 243-251.
- González Ramírez, M. T. y Landero Hernández, R. (2007). Factor structure of the Perceived Stress Scale (PSS) in a sample from Mexico. *Spanish Journal of Psychology*, 10, 199-206.
- González, M. T., Rodríguez-Ayán, M. N. y Landero, R. (2013). The Perceived Stress Scale (PSS): normative data and factor structure for a large-scale sample in Mexico. *Spanish Journal of Psychology*, 16, e47, 1-9.
- Harman, H. H. (1962). *Modern factor analysis* (2ª ed.). Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Hattie J. (1985). Methodology review: assessing unidimensionality of tests and items. *Applied Psychological Measurement*, 9, 139-164.
- Hidalgo Ruzzante, N., Peralta Ramírez, M. I., Robles Ortega, H., Vilar-López, R. y Pérez-García, M. (2009). Psicopatología en mujeres inmigrantes: repercusiones sobre la calidad de vida. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 17, 595-607.

- Hobfoll, S. E. (2001). The Influence of culture, community, and the nested-self in the stress process: advancing conservation of resources theory. *Applied Psychology, 50*, 337-370.
- Hobfoll, S. E., Dunahoo, C. L., y Monnier, J. (1993). *Preliminary test manual: The Strategic Approach to Coping Scale (SACS)*. Manuscrito no publicado, Kent State University, Estados Unidos.
- Hogarty, K. Y., Hines, C. V., Kromrey, J. D., Ferron, J. M. y Mumford, K. R. (2005). The quality of factor solutions in exploratory factor analysis: the influence of sample size, communalities, and overdetermination. *Educational and Psychological Measurement, 65*, 202-226.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55.
- IBM (2010). Manual del usuario del sistema básico de IBM SPSS Statistics 19.
- Jiménez Gutiérrez, T. I. y Lehalle, H. (2012). La violencia escolar entre iguales en alumnos populares y rechazados. *Psychosocial Intervention, 21*, 77-89.
- Jiménez-Torres, M. G., Martínez, M. P., Miró, E. y Sánchez, A. I. (2012). Relación entre estrés percibido y estado de ánimo negativo: diferencias según el estilo de afrontamiento. *Anales de Psicología, 28*, 28-36.
- Kiers, H. A. L. (1994). Simplimax: oblique rotation to an optimal target with simple structure. *Psychometrika, 59*, 567-579.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2ª ed.). Nueva York, NY: Guilford.
- Koob, G. y Kreek, M. J. (2007). Stress, dysregulation of drug reward pathways, and the transition to drug dependence. *American Journal of Psychiatry, 164*, 1149-1159.
- Kwag, K. H., Martin, P., Russell, D., Franke, W. y Kohut, M. (2011). The impact of perceived stress, social support, and home-based physical activity on mental health among older adults. *International Journal of Aging and Human Development, 72*, 137-154.
- Landeró Hernández, R. y González Ramírez, M. T. (2011). Apoyo social, estrés y autoestima en mujeres de familias monoparentales y biparentales. *Summa Psicológica, 8*, 29-36.
- Lavoie, J. A. A. y Douglas, K. S. (2012). The Perceived Stress Scale: evaluating configural, metric and scalar invariance across mental health status and gender. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 34*, 48-57.
- Lazarus, R. S. y Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. Nueva York, NY: Springer.
- Lesage, F. X., Berjot, S. y Deschamps, F. (2012). Psychometric properties of the French versions of the Perceived Stress Scale. *International Journal of Occupational Medicine and Environmental Health, 25*, 178-184.
- Leung, D. Y. P., Lam, T. y Chan, S. S. C. (2010). Three versions of Perceived Stress Scale: validation in a sample of Chinese cardiac patients who smoke. *BMC Public Health, 10*, 513.
- Llanero-Luque, M., Ruiz-Sánchez de León, J. M., Pedrero-Pérez, E. J., Olivar-Arroyo, A., Bouso-Saiz, J. C., Rojo-Mota, G. y Puerta-García, C. (2008). Sintomatología disejecutiva en adictos a sustancias en tratamiento mediante la versión española del Cuestionario disejecutivo (DEX-Sp). *Revista de Neurología, 47*, 457-463.
- López-González, E. (2012). Sugerencias para el análisis de escalas con métrica delicada. *Revista Iberoamericana de Evaluación Educativa, 5*(1e). Recuperado el 25 de agosto de 2014, desde [http://www.rinace.net/riee/numeros/vol5-num1\\_e/art7.pdf](http://www.rinace.net/riee/numeros/vol5-num1_e/art7.pdf).
- Lorenzo-Seva, U. (2003). A factor simplicity index. *Psychometrika, 68*, 49-60.
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P. J. (2006). FACTOR: a computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavioral Research Methods, Instruments and Computers, 38*, 88-91.

- Lozoya-Delgado, P., Ruiz-Sánchez de León, J. M. y Pedrero-Pérez, E. J. (2012). Validación de un cuestionario de quejas cognitivas para adultos jóvenes: relación entre las quejas subjetivas de memoria, la sintomatología prefrontal y el estrés percibido. *Revista de Neurología*, 54, 137-150.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519-530.
- Mimura, C. y Griffiths, P. (2008). A Japanese version of the Perceived Stress Scale: cross-cultural translation and equivalence assessment. *BMC Psychiatry*, 8, 85.
- Monnier, J., Hobfoll, S. E., Dunahoo, C. L., Hulsizer, M. R. y Johnson, R. (1998). There's more than rugged individualism in coping. Part 2: construct validity and further model testing. *Anxiety, Stress, and Coping*, 11, 247-272.
- Muthén, B. y Kaplan, D. (1992). A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables: a note on the size of the model. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45, 19-30.
- Olsson, U. (1979). Maximum likelihood estimation of the polychoric correlation coefficient. *Psychometrika*, 44, 443-460.
- Örücü, M. Ç. y Demir, A. (2009). Psychometric evaluation of Perceived Stress Scale for Turkish university students. *Stress and Health*, 25, 103-109.
- Pedrero-Pérez, E. J. y Olivar Arroyo, Á. (2010). Estrés percibido en adictos a sustancias en tratamiento mediante la escala de Cohen: propiedades psicométricas y resultados de su aplicación. *Anales de Psicología*, 26, 302-309.
- Pedrero-Pérez, E. J., Ruiz-Sánchez de León, J. M., Lozoya-Delgado, P., Llanero-Luque, M., Rojo-Mota, G. y Puerta-García, C. (2011). Evaluación de los síntomas prefrontales: propiedades psicométricas y datos normativos del Cuestionario disejecutivo (DEX) en una muestra de población española. *Revista de Neurología*, 52, 394-404.
- Pedrero-Pérez, E. J., Ruiz-Sánchez de León, J. M., Olivar-Arroyo, A., Bouso-Saiz, J. C., Rojo-Mota, G., Llanero-Luque, M. y Puerta-García, C. (2009). Versión española del Cuestionario disejecutivo (DEX-Sp): propiedades psicométricas en adictos y población no clínica. *Adicciones*, 21, 155-166.
- Pedrero-Pérez, E. J., Ruiz-Sánchez-de-León, J. M. y Winpenny-Tejedor, C. (2014). Dysexecutive Questionnaire (DEX): unrestricted structural analysis in large clinical and non-clinical samples. *Neuropsychological Rehabilitation*, 17, 1-16.
- Pedrero-Pérez, E. J., Santed Germán, M. Á. y Pérez García, A. M. (2012). Adaptación española de la Escala multiaxial de afrontamiento estratégico (SACS) de Hobfoll. *Psicothema*, 24, 455-460.
- Piccinelli, M. y Wilkinson, G. (2000). Gender differences in depression. Critical review. *British Journal of Psychiatry*, 177, 486-492.
- Quezada Berumen, L. C. y González Ramírez, M. T. (2011). Relación entre depresión, estrés y estresores en adolescentes gestantes bajo distintas condiciones de estado civil. *Summa Psicológica*, 8, 31-38.
- Remor, E. (2006). Psychometric properties of a European Spanish version of the Perceived Stress Scale (PSS). *Spanish Journal of Psychology*, 9, 86-93.
- Remor, E. A. y Carrobes, J. A. (2001). Versión española de la Escala de estrés percibido (PSS-14): estudio psicométrico en una muestra VIH+. *Ansiedad y Estrés*, 7, 195-201.
- Roberti, J. W., Harrington, L. N. y Storch, E. A. (2006). Further psychometric support for the 10-item version of the Perceived Stress Scale. *Journal of College Counseling*, 9, 135-147.
- Rod, N. H., Grønbaek, M., Schnohr, P., Prescott, E. y Kristensen, T. S. (2009). Perceived stress as a risk factor for changes in health behaviour and cardiac risk profile: a longitudinal study. *Journal of Internal Medicine*, 266, 467-475.

- Siegel, S. (1988) *Estadística no paramétrica aplicada a las ciencias de la conducta* (2ª ed.). México, DF: Trillas.
- Sinha, R., Garcia, M., Paliwal, P., Kreek, M. J. y Rounsaville, B. J. (2006). Stress-induced cocaine craving and hypothalamic-pituitary-adrenal responses are predictive of cocaine relapse outcomes. *Archives of General Psychiatry*, 63, 324-331.
- Sonne, S. C. y Brady, K. T. (1998). Diagnosis of personality disorders in cocaine dependent individuals. *American Journals on Addictions*, 7, 1-6.
- Stout, W. (1987). A nonparametric approach for assessing latent trait unidimensionality. *Psychometrika*, 52, 589-617.
- Timmerman, M. E. y Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220.
- Trujillo, H. M. y González-Cabrera, J. M. (2007). Propiedades psicométricas de la versión española de la "Escala de estrés percibido" (EEP). *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 15, 457-477.
- Wager, T. D., Luan Phan, K., Liberzon, I. y Taylor, S. F. (2003). Valence, gender, and lateralization of functional brain anatomy in emotion: a meta-analysis of findings from neuroimaging. *NeuroImage*, 19, 513-531.
- Wilson, B. A., Alderman, N., Burgess, P. W., Emslie, H. y Evans, J. J. (1996). *Behavioural assessment of the dysexecutive syndrome*. Bury St. Edmunds: Thames Valley Test.
- Wongpakaran, N. y Wongpakaran, T. (2010). The Thai version of the PSS-10: an investigation of its psychometric properties. *BioPsychoSocial Medicine*, 4, 6. Recuperado el 25 de agosto de 2014, desde <http://www.bpsmedicine.com/content/4/1/6>.

RECIBIDO: 14 de septiembre de 2014

ACEPTADO: 24 de marzo de 2015