



Avances en Psicología Latinoamericana

ISSN: 1794-4724

editorial@urosario.edu.co

Universidad del Rosario

Colombia

Agudelo Vélez, Diana María; Gómez Maquet, Yvonne; López, Piedad Liliana
Propiedades Psicométricas del Inventario de Depresión Estado Rasgo (IDER) con una muestra de
población general colombiana

Avances en Psicología Latinoamericana, vol. 32, núm. 1, 2014, pp. 71-84

Universidad del Rosario

Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=79929780006>

- 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

Propiedades Psicométricas del Inventario de Depresión Estado Rasgo (IDER) con una muestra de población general colombiana*

Psychometric Properties of The State-Trait Depression Inventory (IDER)
with a colombian general sample

Propriedades psicométricas do inventário de depressão estado-rasgo (IDER)
com uma amostra de população geral colombiana

Diana María Agudelo Vélez**

Yvonne Gómez Maquet***

Piedad Liliana López****

Resumen

El presente estudio aporta evidencias sobre las propiedades psicométricas del IDER con una muestra de población general colombiana (N=1073). Se reportan datos de confiabilidad y validez. Los resultados son similares a los obtenidos con muestras españolas, estadounidenses y chilenas, lo que confirma la estructura bifactorial de la prueba (distimia y eutimia) y reporta niveles de confiabilidad que oscilan entre .71 y .86. Se muestran correlaciones significativas y moderadas con el CBD (.59) como evidencias de validez convergente. Por su parte, como medida de la validez divergente, las correlaciones con el STAI y el STAXI-2 fueron menores y también significativas (entre .25 y .38 para ansiedad y entre .25 y .43 para ira). Las puntuaciones son mayores para las mujeres, de manera similar a lo reportado en estudios previos. Se confirman las adecuadas propiedades psicométricas del instrumento con la muestra del

estudio, pero se advierte del valor de la escala como medida de afectividad negativa y no como herramienta diagnóstica para la depresión.

Palabras Clave: afectividad negativa, IDER, muestra colombiana, estudio instrumental.

Abstract

This study shows evidence of psychometric properties for IDER (Inventario de Depresión Estado/Rasgo) with a non-clinical colombian sample (N= 1043). Data for validity and reliability is reported. Findings are similar to data obtained with Spanish, American, and Chilean samples. Data from exploratory and confirmatory factorial analyses confirms the bifactorial structure (dysthymia and euthymia) of the instrument. Reliability value is reported between .71 and .86. The convergent validity indexes for CBD was moderate and significant (.59). Indexes for discriminate validity were also moderate

* Se agradece a la Universidad Pontificia Bolivariana (Bucaramanga y Medellín) y Universidad de los Andes, por la financiación del proyecto, a los estudiantes que colaboraron en la recolección de los datos y a los participantes en el estudio. La adaptación al castellano del IDER fue desarrollada por Spielberger, Buéla-Casal y Agudelo, 2008.

La correspondencia relacionada con este artículo debe dirigirse a Diana María Agudelo Vélez, Carrera 1 Este # 18A-12, Departamento de Psicología, Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia. Correo electrónico: dm.agudelo932@uniandes.edu.co

** Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia.

*** Universidad de los Andes, Bogotá, Colombia.

**** Universidad Pontificia Bolivariana, Medellín, Colombia.

Para citar este artículo:

and significant but minor than to depression. Correlation values by anxiety, ranging from .25 to .38, and from .25 to .43 by anger. The highest score is reported by female, similar to previous studies. Findings to confirm that psychometric properties is adequate for IDER in this sample. Nevertheless, is important to advice that IDER is a measurement of negative affectivity and not a diagnostic instrument for depression.

Keywords: Negative Affectivity, IDER, colombian sample, instrumental study.

Resumo

O presente estudo aporta evidências sobre as propriedades psicométricas do IDER com uma amostra de população geral colombiana (N=1073). Reportam-se dados de confiabilidade e validade. Os resultados são similares aos obtidos com amostras espanholas, estadunidenses e chilenas, confirmando a estrutura bifatorial da prova (distímia e autímia) e reportando níveis de confiabilidade que oscilam entre 0,71 e 0,86. Mostram-se correlações significativas e moderadas com o CBD (0,59) como evidências de validade convergente. Por sua parte, como medida da validade divergente, as correlações com o STAI e o STAXI-2 foram menores e também significativas (entre 0,25 e 0,38 para ansiedade e entre 0,25 e 0,43 para ira). As pontuações são maiores para as mulheres, de forma similar ao reportado em estudos prévios. Confirmam-se as adequadas propriedades psicométricas do instrumento com a amostra do estudo, mais se adverte do valor da escala como medida de afetividade negativa e não como ferramenta diagnóstica para a depressão.

Palavras-Chave: Afetividade negativa, IDER, amostra colombiana, estudo instrumental.

Los trastornos del estado de ánimo ocupan los primeros renglones en salud mental a nivel mundial (Djernes, 2006; Mathers & Loncar, 2006; Üstün, Ayuso-Mateus, Chatterji, Matheus & Murray, 2004; World Health Organization (WHO), 2010, 2011). La WHO (2009) estima que cerca de 151 millones de personas en el mundo sufren de depresión y alrededor de 844000, mueren al año debido al suicidio.

En Colombia el Ministerio de la Protección Social (2009) y autores como Rueda, Díaz y Rueda

(2008) enfatizan cómo la depresión se constituye en un problema de salud pública debido al incremento en el uso de servicios de salud y a su asociación con niveles de discapacidad y riesgo de suicidio (Bojorquez, Villalobos, Manrique, Téllez & Salinas, 2009; Villalobos, 2010).

Los diferentes estudios se han llevado a cabo tanto con muestras clínicas como no clínicas y a lo largo del ciclo vital. Así, con niños y adolescentes ver Bazargan, Álvarez, Teklehaimanot, Nikakhtar & Bazargan (2010); Gómez (2007); Herrera, Losada, Rojas y Gooding (2009); Merikangas et al. (2010); Ministerio de la Protección Social, UNODC y CES (2010); Vinaccia et al. (2006); Watanabe, Hunot, Omori, Churchill y Furukawa (2007). Con adultos y adultos mayores ver Bentz y Hall (2008); Bojorquez et al. (2009); Caballero-Martínez, Cabrero-García, Richart-Martínez, Muñoz-Mendoza y Reig-Ferrer (2007); Cerquera y Meléndez (2010).

De la misma manera, la depresión se ha asociado con condiciones médicas, lo que muestra, por ejemplo, altas correlaciones con deterioro en la calidad de vida de pacientes con enfermedades neurológicas (Chaoyang, Ford & Strine, 2008; McCabe, 2009), y fuerte asociación con reporte de síntomas somáticos (Mohammadkhani, Dobson & Ghafari, 2010; Pettit, Lewinsohn, Seeley, Roberts y Hibbard, 2008) y con alteraciones en el procesamiento de la información y la memoria de trabajo (Leyman, De Raedt & Koster, 2009).

En línea con lo anterior, diversas variables sociodemográficas se han estudiado como factores de riesgo frente a la depresión. Así, se indica que las mujeres tienen mayor riesgo que los hombres, al igual que las personas con menor nivel educativo y menor estrato social (Gaviria, Alarcón & Renato, 2010; Matud, Guerrero & Matías, 2006; Simon & Nath, 2004), así como las personas sin pareja (Beydoun, & Wang, 2010; Posada-Villa et al., 2010; Roy-Byrne, Joersch, Wang, & Kessler, 2009; Scott et al., 2010).

No obstante, la confiabilidad en las cifras de prevalencia de depresión es cuestionada por diversos autores, dado el alto número de instrumentos empleados para su evaluación, así como la heterogeneidad en la presentación de los síntomas y la comorbilidad con otros cuadros (la ansiedad)

(Alonso-Fernández, 2009; Peñate, 2001; Peñate, Perestelo & Bethencourt, 2004; Spielberger, 1983; Spielberger, Buela-Casal & Agudelo, 2008; Spielberger, Ritterband, Reheiser & Brunner, 2003).

Frente a la comorbilidad, una nueva clasificación de los trastornos sugiere la distinción entre trastornos internalizantes y externalizantes. Esta categorización se utilizó inicialmente en el ámbito de la psicopatología infantil con los trabajos de Achenbach y Edelbrock (1984) al hallar un factor de segundo orden entre diversos trastornos como lo son la ansiedad y la depresión. Y a partir de los resultados de análisis factoriales confirmatorios, mediante ecuaciones estructurales, se ha replicado este modelo en adultos (Krueger et al., 1998). Los análisis de ecuaciones estructurales evidencian que en la categoría de trastornos internalizantes podrían incluirse el trastorno depresivo mayor, la distimia, la ansiedad generalizada, la fobia social, la fobia simple, la agorafobia, el trastorno de angustia y el trastorno obsesivo compulsivo (Eaton et al., 2010).

De otro lado, la frecuente comorbilidad identificada entre depresión y trastornos de ansiedad hace difícil la evaluación diferencial de ambos cuadros (Mineka, Watson & Clark, 1998; Rodríguez, Bruce, Pagano, Spencer & Keller, 2004; Taylor, Koch, Woody & McLean, 1996; Watson, Clark & Carey, 1988). Naragón-Gainey (2010) muestra que el neuroticismo/emocionalidad negativa está presente en ambos trastornos, lo que explica su comorbilidad. En la misma línea, Watson, Clark y Stasik (2011) proponen una aproximación jerárquica al estudio de la emoción en los desórdenes emocionales y reportan que la afectividad positiva muestra una asociación fuerte e inversa con la depresión, así como la jovialidad baja es uno de los mejores predictores de trastorno del ánimo.

Lo anterior implica la necesidad de herramientas de evaluación que se ajusten a las necesidades de los contextos debido al impacto de estos sobre la confiabilidad de las pruebas (López-Pina, Sánchez-Meca & Roza-Alcazar, 2009). Así mismo, se requieren pruebas que permitan evaluar no solo la frecuencia sino la severidad de los síntomas, atendiendo a la discusión vigente acerca del enfoque dimensional frente al categorial de la depresión. A esto responde la propuesta de Depresión Estado/

Rasgo (Agudelo, Buela-Casal & Spielberger 2007; Ritterband & Spielberger, 1996; Spielberger et al., 2003), e insiste en la necesidad de establecer puntos de corte que permitan el uso de las pruebas con fines clínicos como medidas de la variación de la sintomatología, incluso por debajo de niveles sintomáticos (como se requiere por ejemplo para evaluar el proceso terapéutico o como medida repetida dentro de la medición del efecto de la terapia empleada), así como su uso con muestras no clínicas con fines de investigación (Spielberger, Carretero-Dios, De los Santos-Roig & Buela Casal, 2002a, 2002b).

El cuestionario IDER se presenta como una herramienta que toma en consideración los aspectos anteriormente mencionados. Primero, su objetivo es medir el componente afectivo, al ser esta la característica más importante para medir la depresión (Dowd, 2004). Segundo, se basa en el modelo de afectividad positiva y afectividad negativa (PANAS) (Watson, Clark & Tellegen, 1988) y tripartito de Clark y Watson (1991) y por tanto incluye las dos dimensiones: distimia y eutimia. Además, al incluir síntomas relacionados con eutimia retoma las observaciones realizadas por Spielberger, Ritterband, Reheiser y Brunner (2003) sobre la posibilidad de aumentar la sensibilidad de la escala para evaluar bajos niveles de depresión. Y, finalmente, el cuestionario da cuenta de dos escalas Rasgo y Estado, donde se puede evaluar de manera diferenciada la frecuencia y la intensidad de la afectividad negativa y positiva.

A partir de lo anterior, el presente estudio pretende mostrar evidencias de las propiedades psicométricas del IDER con una muestra de población general colombiana que facilite la diferenciación diagnóstica del componente de afectividad negativa (distimia) y afectividad positiva (eutimia). Asimismo, se espera contribuir con evidencias de validez y confiabilidad de la prueba por medio de diferentes contextos y poblaciones (Agudelo, 2009; Vera-Villaroel et al., 2008; Spielberger, Buela Casal & Agudelo, 2008).

Método

Se trata de un estudio instrumental (Montero & León, 2007) y sigue las directrices de Carrete-

ro-Dios y Pérez (2007) y del Colegio Oficial de Psicólogos y la Comisión Internacional de Test (TIC) (2000), para la construcción y adaptación de pruebas.

Muestra

La muestra fue de 1073 personas de la población general entre 18 y 65 años de edad (media: 36.5 años D.E: 12.4), de ambos sexos (56.5% mujeres) y residentes en tres ciudades colombianas (Bogotá, Medellín y Bucaramanga).

La muestra fue recolectada intentando mantener cuotas por sexo y edad en las ciudades de Bogotá, Medellín y Bucaramanga. Se eligió un grupo de lugares representativos de la ciudad (centros comerciales, aeropuerto y terminal de transporte). Los datos se obtuvieron de manera individual, posterior a la obtención del consentimiento informado.

Instrumentos

El instrumento en estudio es el Inventario de Depresión Estado/Rasgo (IDER) (Spielberger, Buela-Casal, & Agudelo, 2008). La prueba tiene como objetivo identificar el grado de afectación (Estado) y la frecuencia de ocurrencia (Rasgo) del componente afectivo de la depresión. Consta de veinte ítems distribuidos en dos escalas: Rasgo y Estado, cada una con diez ítems, cinco para medir distimia y cinco para medir eutimia. Por distimia estado se entiende el grado en el que está presente en el momento de la evaluación la afectividad negativa. Eutimia estado se refiere al grado en el que está presente al momento de la evaluación la afectividad positiva (Spielberger, Buela-Casal & Agudelo, 2008). Por su parte, distimia rasgo hace alusión a la frecuencia de la presencia de la afectividad negativa y eutimia rasgo se refiere a la frecuencia de la presencia de la afectividad positiva (Spielberger, Buela-Casal & Agudelo, 2008). Así, las opciones de respuesta para la escala de Estado miden intensidad, mientras que para la escala Rasgo, miden frecuencia.

La puntuación total de cada escala se obtiene sumando los resultados de las dos sub-escalas (distimia y eutimia) y oscila entre 10 y 40. Spielberger,

Buela-Casal y Agudelo (2008) reportan niveles adecuados de confiabilidad y validez en una muestra española. Para Colombia se han reportado niveles adecuados de confiabilidad y validez en muestra de adolescentes (alfa entre .60 y .91 para la escala estado y entre .64 y .83 para la escala rasgo) y universitarios (alfa entre .73 y .81 para la escala estado y .79 y .82 para la escala rasgo) (Agudelo, 2009).

Para evaluar la validez (convergente y discriminante) se utilizaron las siguientes pruebas, las cuales se aplicaron de manera paralela al cuestionario en estudio:

Cuestionario Básico de Depresión (CBD) (Peñate, 2001). El CBD evalúa la cualidad de rasgo de la depresión, por medio de la indagación por la frecuencia de los síntomas. Consta de 21 ítems con cuatro opciones de respuesta. Las puntuaciones oscilan entre 0 y 63. La consistencia interna del cuestionario fue de .92 y la consistencia test-retest fue de .82.

Inventario de Evaluación de Ansiedad Estado - Rasgo, (STAI). (Spielberger, Gorsuch & Lushene, 1970). El cuestionario consta de 40 ítems divididos en dos subescalas (Estado y Rasgo), y cada una con 20 ítems. Las puntuaciones oscilan entre 0 y 60. La consistencia interna reportada por Bermúdez (1978a, 1978b) osciló entre .82 y .90, los cuales son valores consistentes con los reportados en los estudios originales.

Inventario de Expresión de Ira Estado Rasgo (STAXI- 2). (Spielberger, 1999; adaptación española de: Miguel Tobal, Casado, Cano Vindel & Spielberger, 2001).

Este cuestionario consta de 49 ítems, que evalúan diferentes aspectos de la ira divididos en seis escalas, siete subescalas y un índice global. La consistencia interna de las escalas y subescalas medidas por medio del alfa de Cronbach oscila entre .67 y .89.

Procedimiento

La muestra fue recolectada en las ciudades de Bogotá, Medellín y Bucaramanga, consideradas

dentro de las cinco principales del país. Es de indicar que el proyecto fue avalado por los respectivos comités de ética de las universidades participantes en cada ciudad. La aplicación fue individual mediante instrucciones estándar. El tiempo promedio de aplicación fue de 40 minutos.

Los datos fueron procesados en SPSS 18.0. La confiabilidad del cuestionario se determinó a partir del alfa de Cronbach. Con el fin de establecer la validez convergente y discriminante se analizaron las correlaciones bivariadas de Pearson entre los diferentes cuestionarios implementados. Se realizó comparación de medias mediante anova de un factor para establecer diferencias según la variable sexo. Para determinar la dimensionalidad establecida para el cuestionario en el contexto colombiano se recurrió tanto al análisis factorial exploratorio como al análisis factorial confirmatorio. Para este último se usó el modelo de ecuaciones estructurales y el método de estimación de máxima verosimilitud robusto (MLR, Robust Maximum Likelihood) al asumir no normalidad, utilizando el programa MPlus v.5 (Muthén & Muthén, 2007).

Resultados

A continuación se presentan los resultados del estudio de validación en función de las evidencias de confiabilidad y validez.

Confiabilidad

Los datos de confiabilidad muestran valores alfa de Cronbach altos (entre .71 y .86) (Tabla 1), los cuales son superiores incluso, a los reportados con las muestras de adolescentes y universitarios colombianos (Agudelo, 2009) y similares a los reportados en la versión española (Spielberger, Buéla-Casal & Agudelo, 2008).

Por su parte, en la tabla 2 se muestran los resultados de confiabilidad para la muestra diferenciada por sexo. Los valores alfa son aceptables y altos (.69-.87), siendo la subescala de distimia estado, para el grupo de mujeres, la que presentó el menor nivel de consistencia interna. Asimismo, se observaron diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres en todas las subescalas

(excepto en distimia estado), siendo las mujeres las que obtuvieron las puntuaciones más altas.

Tabla 1

Medias, desviaciones típicas y valor de Alfa para el IDER (escalas y subescalas) con una muestra no clínica n=1073

<i>Escalas</i>	<i>Media</i>	<i>Desviación Típica</i>	<i>Alfa de Cronbach</i>
Distimia Estado	6.75	2.21	.71
Eutimia Estado	9.59	3.40	.86
Estado Total	16.32	4.86	.84
Distimia Rasgo	7.38	2.33	.74
Eutimia Rasgo	8.72	2.99	.77
Rasgo Total	16.08	4.53	.81

Validez

Análisis Factorial Exploratorio(AFE). Una vez verificados los supuestos para la aplicación del AFE para la escala Rasgo mediante la prueba Keiser-Meyer-Olkin ($KMO = .848$) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($X^2 = 2871.893$ gl= 45 y $p < .001$) los resultados muestran que el análisis factorial de ejes principales, arrojó una estructura de dos componentes que explican el 51.57% de la varianza. En el primer componente saturaron la totalidad de los ítems con pesos factoriales superiores a .40 (ver tabla 3).

La rotación Promax, seleccionada por tratarse de factores relacionados, confirmó la estructura bifactorial de la escala Rasgo diferenciando los ítems de eutimia y distimia. Los ítems se distribuyeron entre el primer y segundo factor según miden afectividad positiva y negativa (ver tabla 3).

De manera similar el análisis factorial exploratorio para la escala Estado ($KMO = .885$ y la prueba de esfericidad de Bartlett ($X^2 = 3966.716$; gl= 45; $p < .001$) arrojó una estructura de dos componentes que explicó el 58.01 % de la varianza. Asimismo, en este componente saturaron la totalidad de los ítems con pesos factoriales superiores a .40, excepto el ítem “estoy apenado”, el cual saturó en el segundo componente con un peso de .55. En la rotación Promax los ítems se organizaron en dos factores,

Tabla 2

Medias, desviaciones típicas, valor de Alfa y prueba T para el IDER (escalas y subescalas) con una muestra no clínica n=1073, diferenciada por sexo

<i>Escalas</i>	<i>Media</i>		<i>Desviación Típica</i>		<i>Alfa de Cronbach</i>		<i>F (gl)</i>	<i>P</i>	<i>IC para la media al 95 %</i>	
	<i>M</i>	<i>F</i>	<i>M</i>	<i>F</i>	<i>M</i>	<i>F</i>			<i>M</i>	<i>F</i>
Distimia Estado	6.61	6.85	2.23	2.21	.75	.69	3.39 (1061)	.128	6.41-6.81	6.68-7.03
Eutimia Estado	9.22	9.90**	3.28	3.50	.87	.86	10.83 (1060)	.003	8.93-9.51	9.6 10.17
Estado Total	15.83	16.72**	4.52	5.08	.82	.85	9.14 (1059)	.005	15.42-16.23	16.32-17.12
Distimia Rasgo	7.17	7.54**	2.28	2.36	.74	.74	7.04 (1064)	.016	6.9 -7.38	7.36-7.73
Eutimia Rasgo	8.45	8.95*	2.81	3.10	.75	.78	7.93 (1064)	.024	8.20-8.70	8.71-9.19
Rasgo Total	15.64	16.44**	4.23	4.73	.78	.82	8.39 (1064)	.006	15.26-16.03	16.07-16.81

*p≤.05; **p≤.001

Tabla 3

Análisis factorial de componentes principales y por Rotación Promax del IDER, escala Rasgo

<i>Reactivos</i>	<i>Análisis de Componentes Principales</i>		<i>Rotación Promax</i>	
	<i>Factor 1</i>	<i>Factor 2</i>	<i>Factor 1 Eutimia</i>	<i>Factor 2 Distimia</i>
1. Me siento pleno	.66	-.48	.85	
2. Me siento dichoso	.69	-.45	.85	
3. Disfruto de la vida	.66		.66	
4. Me siento enérgico/a	.61		.63	
5. Tengo esperanzas sobre el futuro	.49		.58	
6. No tengo ganas de nada	.60	.46		.77
7. Estoy hundido/a	.53	.49		.76
8. Estoy decaído/a	.64			.72
9. Me siento desgraciado/a	.50	.41		.67
10. Estoy triste	.065			.51
% Varianza explicada	36.93 %	14.63 %		
% Varianza total explicada	51.57 %			

Nota: Los ítems se encuentran ordenados de manera descendiente, según la solución rotada, y solo se reportan pesos factoriales superiores a .40.

confirmando la estructura bifactorial de la escala (ver tabla 4).

T3 Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). En el análisis factorial confirmatorio se puso a prueba un modelo de dos variables latentes basado en la propuesta de la versión original del cuestionario de dos dimensiones: afectividad negativa (distimia)

y positiva (eutimia) para cada una de las escalas (Ritterband & Spielberger, 1996). Para tal efecto se empleó el estimador MRL (Maximum Robust Likelihood), partiendo de la no normalidad de los datos y se analizaron los siguientes índices: X², CFI (Comparative Fit Index); TLI (Tucker-Lewis Index); RMSEA (Root Mean Square Error of Ap-

Tabla 4

Análisis factorial de componentes principales y por Rotación Promax del IDER escala estado

Reactivos	Análisis de componentes Principales		Rotación Promax	
	Factor 1	Factor 2	Factor 1 Eutimia	Factor 2 Distimia
1. Estoy contento/a	.79		.83	
2. Estoy animado/a	.76		.82	
3. Me siento enérgico/a	.75		.82	
4. Estoy entusiasmado/a	.71		.80	
5 Me siento bien	.74		.79	
6. Estoy triste	-.64	.41		.74
7. Estoy decaído/a	-.67			.73
8. Estoy hundido/a	-.53	.50		.73
9. Me siento desdichado/a	-.40	.49		.63
10. Estoy apenado		.55		.61
% Varianza explicada	42.43 %	15.58 %		
% Varianza total explicada	58.01 %			

Nota: Los ítems se encuentran ordenados de manera descendiente, según la solución rotada, y solo se reportan pesos factoriales superiores a .40.

proximation) y SRMSR (Standardized Root-Mean-Square Residual). Los valores adecuados para el caso del CFI y TLI se consideran los superiores a .95, para el SRMSR y el RMSEA son los menores a .05 (Byrne, 2012). Para el caso del X^2 debe tenerse en cuenta que se espera que esta no sea significativa, sin embargo, es un índice altamente afectado por el tamaño de la muestra, por lo cual debe tomarse en conjunto con otros índices.

A continuación se describen los resultados del AFC para la escala Rasgo. El primer modelo no muestra un nivel de ajuste adecuado, ya que se reporta un valor X^2 alto y significativo (a pesar de la salvedad del tamaño de la muestra), pero además, unos valores de TLI y CFI menores a .95 y en

RMSEA mayor a .05 (ver tabla 5, modelo 1). Por lo tanto se recurrió a un segundo modelo utilizando las correlaciones sugeridas y representadas en la gráfica 1, con el fin de intentar mejorar el ajuste. Los datos sugieren que efectivamente el modelo 2 muestra mayor bondad de ajuste ($X^2 = 73.309$ (gl=29; $p < .001$; TLI = .968; CFI = .981; SRMSR = .029; RMSEA = .042.). Es de anotar que la Chi cuadrado se redujo, sin embargo fue significativa, indicando que la matriz de covarianza observada y teórica no difieren entre ellas, pero teniendo en cuenta que este índice se ve afectado por el tamaño de muestra y que los demás valores son indicadores de ajuste se acepta este modelo.

Tabla 5

Índices de ajuste del AFC para la Escala del IDER Rasgo (Método de estimación: MLR)

	X^2 (Scaling Correction Factor)	g.l.	TLI	CFI	SRMR	RMSEA	RMSEA. IC 90 %
Modelo 1	155,868** - (1,2896)	34	.906	.929	.046	.058	.049- .067
Modelo 2	73.309** - (1.2538)	29	.960	.974	.031	.038	.027- .048

Nota: g.l.: grados de libertad, TLI: Tucker–Lewis Index, CFI: Comparative Fit Index, SRMR: Standardized Root-Mean-Square Residual; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation. Los modelos se basaron en una muestra de 1079. ** $p < .001$.

En la figura 1 se muestra el diagrama del modelo final para la escala rasgo, donde se observan los coeficientes estandarizados entre los indicadores observados (ítems) y las variables latentes: (eutimia y distimia) que oscilan entre .45 y .73.

Por su parte, en la tabla 6 se presentan los resultados de la estimación de la bondad de ajuste del modelo para la escala Estado. De manera similar que para la escala Rasgo el primer modelo no mostró índices de ajuste adecuados (ver tabla 6, modelo 1). Para el modelo 2 se introdujo la correlación sugerida una vez verificada teóricamente. Esto favoreció el ajuste del modelo como puede verse en la tabla 6, indicando una reducción del $X^2 = 72.738$ (gl= 33; $p < .001$) y unos valores adecuados para los índices evaluados así: TLI = .972; CFI = .980.; SRMSR = .034; RMSEA = .033, con lo cual se acepta este modelo como suficientemente parsimonioso.

En la figura 2 pueden observarse los coeficientes estandarizados que oscilan entre .42 y .81 para los ítems y las variables latentes: eutimia y distimia.

Validez por medio de la relación con otras variables

Para evaluar la validez por medio de la relación con otras variables (validez convergente y discriminante) se analizaron las correlaciones del IDER con otras pruebas. Así para determinar la divergencia con pruebas que miden constructos diferentes como ansiedad e ira.

Los resultados indicaron una correlación positiva, moderada y estadísticamente significativa con la prueba de depresión (CBD) (tabla 7). Es de indicar que las correlaciones del CBD fueron menores para la escala de estado del IDER.

No obstante, las correlaciones con la subescala de distimia fueron más altas que las de eutimia tanto para rasgo como para estado.

En resumen, se aportan evidencias sobre la validez convergente del IDER aunque los valores de los coeficientes son marginales. Este punto se retoma en la discusión a partir del constructo de afectividad negativa.

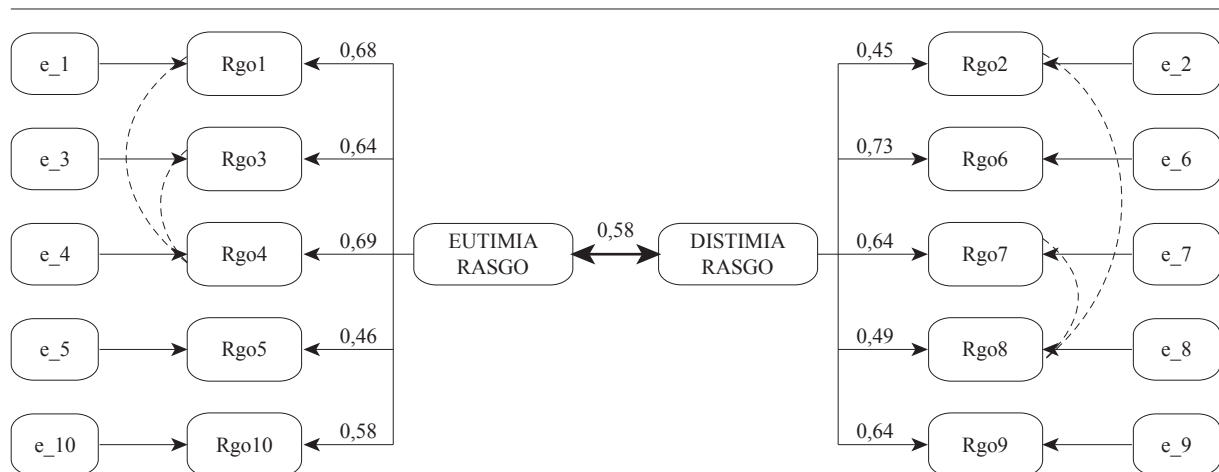


Figura 1. Diagrama del modelo final del IDER Rasgo (Eutimia y Distimia)

Tabla 6
Índices de ajuste del AFC para la Escala del IDER Estado (Método de estimación: MLR)

	X^2 (Scaling Correction Factor)	g.l.	TLI	CFI	SRMR	RMSEA	RMSEA - IC 90%
Modelo 1	111,896** - (1,6009)	34	.947	.960	.038	.046	.037- .056
Modelo 2	72.738** - (1.5948)	33	.972	.980	.034	.033	.023- .044

Nota: g.l.: grados de libertad, TLI: Tucker-Lewis Index, CFI: Comparative Fit Index, SRMR: Standardized Root-Mean-Square Residual; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation. Los modelos se basaron en una muestra de 1079. ** $p < .001$

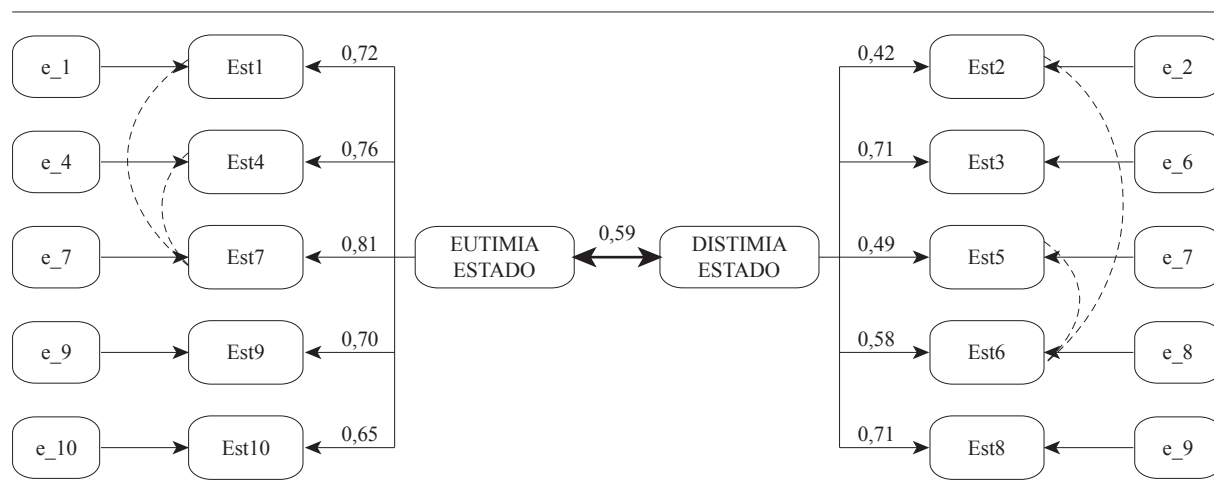


Figura 2. Diagrama del modelo final del IDER Estado (Eutimia y Distimia)

Tabla 7

Validez convergente y discriminante del IDER con una muestra de población general $n=1043$

	<i>R/Eutimia</i>	<i>R/Distimia</i>	<i>Total Rasgo</i>	<i>E/Eutimia</i>	<i>E/Distimia</i>	<i>Total Estado</i>
CBD	.37**	.56**	.53**	.31**	.47**	.43**
STAI Rasgo	.26**	.40**	.38**			
STAI Estado				.25**	.31**	.31**
STAXI/Estado				.26**	.43**	.38**
STAXI/Rasgo	.25**	.37**	.36**			

* $p \leq .05$; ** $p \leq .001$

Como se puede observar en la tabla 7, las correlaciones con ansiedad son positivas y estadísticamente significativas, pero moderadamente bajas y menores a las observadas con depresión, como era de esperarse. En la misma línea, se confirmó que las mayores correlaciones de ansiedad se presentaron con la subescala de distimia, lo cual confirma el patrón común entre ansiedad y depresión: la afectividad negativa.

Con respecto a la variable de ira, en la tabla 7 puede observarse que las correlaciones con el IDER son positivas, estadísticamente significativas y moderadamente bajas, con valores muy cercanos a los mostrados con ansiedad. Aunque para la escala estado, la correlación del IDER fue mayor con ira que con ansiedad. Con respecto a las subescalas, la ira correlacionó más alto con distimia que con eutimia.

Discusión

En cuanto a las evidencias de confiabilidad, se indica que los valores de Alfa de Cronbach obtenidos en la muestra de población general son adecuados, teniendo en cuenta que se trata de una medida de autoinforme con un reducido número de ítems (Hogan, 2004). Los valores superan en algunos casos los registrados en el estudio previo con adolescentes y universitarios en Colombia (Agudelo, 2009) y son ligeramente más bajos que los reportados con muestras españolas (Spielberger, Buena-Casal & Agudelo, 2008) y chilenas (Vera-Villaroel et al., 2008).

En cuanto a la diferencia en las puntuaciones por sexo, es de indicar que los resultados confirman lo descrito en la literatura acerca de la mayor prevalencia de altas puntuaciones en depresión

en las mujeres (Gaviria et al., 2010; Matud et al., 2006; Simon & Nath, 2004). No obstante, diferentes autores atribuyen estas diferencias a factores de evaluación y medición (Kessler, 2003; Piccinelli & Wilkinson, 2000; Simonds & Whiffen, 2003) que podrían ser consideradas para futuros estudios. En la misma línea, debe considerarse que el IDER es una medida de la afectividad en la depresión y no, por lo tanto, una prueba diagnóstica. Así, los datos mostrarían mayor tendencia a puntuaciones en afectividad negativa y no en depresión.

Por otra parte, con respecto a la estructura factorial obtenida en el AFE, se indica que al igual que en los estudios precedentes, se reporta una estructura bifactorial: distimia y eutimia. Sin embargo, debe indicarse que el ítem *Estoy apenado* en la escala de Estado mostró el peso factorial más bajo, aunque aceptable, tanto en la solución de ejes principales como en la solución rotada, lo cual puede deberse a condiciones semánticas que sugieren la necesidad de modificar este ítem en la versión colombiana, por ejemplo por *Estoy afligido*.

Por su parte, los resultados del AFC para ambas escalas (rasgo y estado) muestran una bondad de ajuste acorde con lo esperado y propuesto por Rit-terband y Spielberger (1996) acerca de la estructura bifactorial (distimia y eutimia) como medidas para establecer umbrales de afectación en la afectividad negativa, lo cual fue corroborado en estudios posteriores como el de Spielberger, Buela-Casal y Agudelo (2008). La utilidad de estas escalas radica no solo en su utilización con muestras no clínicas, sino también cuando no se obtienen puntuaciones clínicamente relevantes, pero que pueden ser de gran utilidad, por ejemplo, para estimar el cambio. De esta forma pueden mejorarse los indicadores de sensibilidad de la escala. Además, contar con medidas de rasgo y estado permite también considerar la discusión cada vez más vigente sobre la dimensionalidad de los trastornos frente a la consideración categorial ya que esta última deja por fuera la presencia de síntomas y niveles subsindrómicos de relevancia para el paciente así no cumpla los criterios diagnósticos establecidos.

Por otra parte, congruente con lo planteado por Batista-Foguet, Coenders y Alonsse (2004) acerca de que raramente los datos ajustan en un primer

modelo y se requiere la introducción de nuevos parámetros, en el presente estudio el primer modelo no dio cuenta de un ajuste adecuado y se sugirió la introducción de unas correlaciones entre ítems, las cuales mejoraron considerablemente el modelo. Teóricamente esto podría entenderse, ya que los ítems están diseñados de tal manera que se emplean expresiones que evalúan diferentes niveles de afectación o severidad (según sea el caso de estado o rasgo) y por lo tanto se espera que los ítems estén correlacionados entre sí y que dichas correlaciones por lo tanto, mejoren el modelo.

Una de las bondades del AFC es que, cuando se emplea en validación o adaptación de escalas, garantiza que los ítems e incluso las variables latentes se entiendan de la misma manera en contextos diferentes a aquellos en donde fueron creados. Esto es especialmente útil en el presente estudio, pues a pesar de tratarse de una prueba desarrollada en castellano, el contexto español difiere de manera importante del colombiano y tal como se describió en el análisis factorial exploratorio puede haber una comprensión diferente de los ítems como en el caso del ítem *Estoy apenado* que se mostró confuso, saturando en la solución factorial inicial en el segundo factor a diferencia del resto de los ítems con un peso aceptable (.55), pero que en la solución rotada sí saturó de manera correspondiente en la subescala de distimia, aunque con el peso factorial más bajo (.61) al igual que en el AFC donde también obtuvo la correlación más baja de la totalidad de los ítems. Lo anterior hace pensar en la necesidad de emplear procesos confirmatorios que aporten mayores evidencias acerca de la estructura latente de las pruebas y que garantice que se mide lo que se quiere medir de tal forma que los resultados de las evaluaciones sean más cercanos a las poblaciones de referencia y no solo inspirados en las estructuras teóricas previstas.

Finalmente, disponer de herramientas validadas como se mencionaba desde el propósito del estudio aporta garantías al nivel de los datos que se obtienen de las mediciones, así como también en el desarrollo mismo de las herramientas de medición.

Las evidencias de validez convergente indican que el IDER ajusta con la medida de depresión utilizada CBD, de manera similar a lo observado

con la muestra de población general en España (Spielberger, Buena-Casal & Agudelo, 2008). Estas correlaciones con el CBD confirman la medida de afectividad negativa de esta prueba (Peñate, 2001). Adicionalmente, debe considerarse que el CBD contempla una escala de medida que podría dar cuenta tanto de un estado (opciones de respuesta días y semanas), como de un rasgo (meses y años) y, sin embargo, no se hace un cálculo diferencial de estas puntuaciones, sino que se obtiene una medida global, lo cual podría afectar la medición de la dimensionalidad de la escala. Por otro lado, no debe olvidarse que se trata de una muestra no clínica, en la que es posible que las respuestas dadas por los participantes no hayan alcanzado el umbral clínico.

Con respecto a la validez divergente, las correlaciones con el STAI, tanto para estado como para rasgo fueron más bajas que con las medidas de depresión, como era de esperarse, aunque menores a los reportados en estudios previos (Agudelo, 2009; Spielberger, Buena-Casal & Agudelo, 2008; Vera-Villaroel et al, 2008). Aunque esta evidencia es favorable en términos de la diferenciación entre los constructos de ansiedad y depresión, no debe olvidarse que la discusión recurrente en la literatura se refiere a la alta comorbilidad entre estos dos constructos, dado el componente de afectividad negativa compartido por ambos (Watson et al., 1988; Naragón-Gainey, 2010). No obstante, la dirección y significancia de las correlaciones seguirían mostrando una relación entre ambas variables, lo cual podría dar soporte al constructo común de afectividad negativa.

Finalmente, con respecto a la ira, es de indicar que los resultados muestran correlaciones más bajas que las reportadas con depresión y similares a las de ansiedad. Los datos son coherentes con los reportados con población general española, y ligeramente mayores a los reportados con adolescentes y universitarios en Colombia, (Agudelo, 2009). Debe considerarse que la irritabilidad también forma parte del afecto negativo, pero además, suele ser un síntoma frecuente en la depresión, considerado hasta ahora, en el DSM IV TR, solo para niños y adolescentes, lo cual podría explicar las mayores correlaciones encontradas en la muestra de adolescentes colombianos (Agudelo, 2009). En este

sentido es posible que el subregistro de depresión en hombres pueda entenderse a partir de la ausencia de la consideración de los síntomas de irritabilidad en los adultos, aunque la práctica clínica de cuenta de su existencia frecuente como síntoma alterno a la tristeza, tal como lo mencionan Kessler, (2003); Piccinelli y Wilkinson (2000) y Simonds y Whiffen, (2003).

Las propiedades psicométricas del IDER en población colombiana son adecuadas mostrando ajuste con el modelo teórico subyacente, con buena consistencia interna y evidencias de validez convergente y divergente acordes con lo esperado. Sin embargo, su uso debe considerarse dentro de la evaluación del componente afectivo de la depresión, pero no como una prueba diagnóstica por sí misma.

Referencias

- Achenbach, T. M. & Edelbrock, C. S. (1984). Psychopathology of childhood. *Annual Review of Psychology*, 35, 227-256.
- Agudelo, D. (2009). Propiedades psicométricas del Inventario de Depresión Estado Rasgo (IDER) con adolescentes y universitarios de la ciudad de Bucaramanga. *Pensamiento Psicológico*, 5, 139-159.
- Agudelo, D., Buena-Casal, G. & Spielberger, C. D. (2007). Ansiedad y depresión: el problema de la diferenciación a través de los síntomas. *Salud Mental*, 30, 33-41.
- Alonso- Fernandez, F. (2009). Las cuatro dimensiones del enfermo depresivo. *Salud Mental*, 32, 443-445.
- Batista-Foguet, Coenders & Alonso (2004). Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Medicina Clínica*, 122, 21-27.
- Bazargan, S., Álvarez, G., Teklehaimanot, S., Nikakhtar, N. & Bazargan, M. (2010). Prevalence of depression symptoms among adolescents aged 12-17 years in California and the role of overweight as a risk factor. *Ethnicity and Disease*, 20, 107-115.
- Bentz, B., & Hall, J. (2008). Assessment of depression in a geriatric inpatient cohort: a comparison of the BDI and GDS. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8, 93-104.
- Bermúdez, J. (1978a). Anxiety and performance. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 151, 183-207.

- Bermúdez, J. (1978b). Functional analysis of anxiety. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 153, 617-634.
- Beydoun, M. & Wang, Y. (2010). Pathways linking socioeconomic status to obesity through depression and lifestyle factors among young US adults. *Journal of Affective Disorders*, 123, 52-63.
- Bojorquez, I., Villalobos, D., Manrique, B., Tellez, M. & Salinas, A. (2009). Depressive symptoms among poor older adults in Mexico: prevalence and associated factors. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 26, 70-77.
- Byrne, B. (2012). Structural Equation Modeling With Mplus. New York: Routledge.
- Caballero-Martínez, M., Cabrero-García, J., Richart-Martínez, M., Muñoz-Mendoza, C. & Reig-Ferrer, A. (2007). Revisión estructurada de las escalas de depresión en personas mayores. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 823-846.
- Carretero-Dios, H. & Pérez, C. (2007). Standards for the development and review of instrumental studies: considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863-882.
- Cerquera, A. & Meléndez, C. (2010). Factores culturales asociados a las características diferenciales de la depresión a través del envejecimiento. *Pensamiento Psicológico*, 7, 63-72.
- Chaoyang, L., Ford, E. & Strine, T. (2008). Prevalence of depression among U.S. adults with diabetes. *Diabetes Care*, 31, 105-107.
- Colegio Oficial de Psicólogos de España & Comisión Internacional de Test (ITC). (2000). Directrices Internacionales para el uso de los test. *Infocop*, 77, 21-32.
- Djernes, J. (2006). Prevalence and predictors of depression in populations of elderly: a review. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 113, 372-387.
- Dowd, E.T. (2004). Depression: Theory, assessment, and new directions in practice. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 4, 413-423.
- Eaton, N. R., South, S. C. & Krueger, R. F. (2010). The meaning of comorbidity among common mental disorders. En T. Millon, R.F. Krueger & Simonson, E. (Eds). *Contemporary directions in psychopathology. Scientific foundations of the DSM V and ICD-II*. New York: The Guilford press.
- Gaviria, S., Alarcón, L. & Renato, D. (2010). Psicopatología y género: visión longitudinal e histórica a través del DSM. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 39, 389-404.
- Gómez, Y. (2007). Cognición, emoción y sintomatología depresiva en adolescentes escolarizados. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 3, 435-447.
- Herrera, E., Losada, Y., Rojas, L. & Gooding, P. (2009). Prevalencia de la depresión infantil en Neiva (Colombia). *Avances en Psicología Latinoamericana*, 27, 154-164.
- Hogan, T. (2004). Pruebas psicológicas: una introducción práctica. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 17, 161-163.
- Kessler, R. (2003). Epidemiology of women and depression. *Journal of Affective Disorders*, 74, 5-13.
- Krueger, R. F., Caspi, A., Moffitt, T. E & Silva, P.A. (1998). The structure and stability of common mental disorders. A longitudinal-epidemiological study. *Journal of Abnormal Psychology*, 107(2), 216-227.
- Leyman, L., De Raedt, R. & Koster, E. (2009). Attentional biases for emotional stimuli in currently depressed patients with bipolar disorder. *International Journal of Clinical of Health Psychology*, 9, 393-410.
- López-Pina, J., Sánchez-Meca, J. & Roza-Alcazar, A. (2009). The Hamilton Rating Scale for Depression: a meta-analytic reliability generalization study. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 9, 143-159.
- Mathers, C. & Loncar, D. (2006). Projections of global mortality and burden of disease from 2002 to 2030. *PLOS Medicine*, 3, 2011-2030.
- Matud, M., Guerrero, K. & Matias, R. (2006). Relevancia de las variables sociodemográficas en las diferencias de género en depresión. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 6, 7-21.
- McCabe, M. (2009). Mood and quality of life among people with progressive neurological illness. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 9, 21-35.
- Merikangas, K., He, J., Brody, D., Fisher, P., Bourdon, K. & Koretz, D. (2010). Prevalence and treatment

- of Mental Disorders among US children in 2001-2004 NANHES. *Pediatrics*, 125, 75-81.
- Miguel Tobal, J. Casado, M., Cano-Vindel, A., & Spielberger, CD. (2001). *Manual del Inventario de Expresión de Ira Estado/Rasgo, STAXI-2*. Madrid: TEA Ediciones.
- Mineka, S., Watson, D. & Clark, L.A. (1998). Comorbidity of anxiety and unipolar mood disorders. *Annual Review of Psychology*, 49, 377-412.
- Ministerio de Protección Social (2009). Encuesta Nacional de Salud 2007. Ministerio de Protección Social, Bogotá: Autor
- Ministerio de la Protección Social, UNODC & Universidad CES. (2010). *Situación de salud mental del adolescente. Estudio nacional de salud mental Colombia*. Bogotá: L. Vieco e Hijos LTDA.
- Mohammadkhani, P., Dobson, K. & Ghafari, F. (2010). Psychometric properties of the Brief Symptom Inventory in a sample of recovered Iranian patients. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 10, 541-551.
- Montero, I. & León, O. (2007). A guide for naming research studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 347-862.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2007). *Mplus user's guide*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Naragon-Gainey, K. (2010). Meta-analysis of the relations of anxiety sensitivity to the depressive and anxiety disorders. *Psychological Bulletin*, 136, 128-150.
- Peñate, W. (2001). Presentación de un cuestionario básico para la evaluación de los síntomas genuinos de la depresión. *Análisis y Modificación de Conducta*, 27, 671-869.
- Peñate, W., Perestelo, L. & Bethencourt, J. (2004). La predicción diferencial del nivel de depresión por las variables nivel de actividad, actitudes disfuncionales y estilo atributivo en función de la puntuación y la medida de depresión utilizada. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 4, 27-53.
- Pettit, J., Lewinsohn, P., Seeley, J., Roberts, R. & Hibbard, J. (2008). Association between the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D) and mortality in community sample: an artifact of the somatic complaints factor?, *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8, 383-397.
- Piccinelli, M. & Wilkinson, G. (2000). Gender differences in depression. *British Journal of Psychiatry*, 177, 486-492.
- Posada-Villa, J., Camacho, J., Valenzuela, J., Argüello, A., Cendales, J. & Fajardo, R. (2010). La epidemiología del trastorno depresivo mayor en el Estudio Nacional de Salud Mental, Colombia, 2003. *Medicina*, 32, 203-215.
- Ritterband, L. & Spielberger, CD. (1996). Construct validity of the Beck Depression Inventory as a measure of state and trait depression in nonclinical populations. *Depression and Stress*, 2, 123-145.
- Rodriguez, B., Bruce, S., Pagano, M., Spencer, M. & Keller, M. (2004). Factor structure and stability for the Anxiety Sensitivity Index in a longitudinal study of anxiety disorders patients. *Behavior Research and Therapy*, 24, 1-8.
- Roy-Byrne, P., Joersch, J., Wang, P. & Kessler, R. (2009). Low socioeconomic status and mental health care use among respondents with anxiety and depression in the NCS-R. *Psychiatric Services*, 60, 1190-1197.
- Rueda, M., Díaz, L. & Rueda, G. (2008). Prevalencia de trastorno depresivo mayor y factores asociados: un estudio poblacional en Bucaramanga (Colombia). *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 37, 159-168.
- Scott, K., Wells, J., Angermeyer, M., Brugha, T., Bromet, E., Demyttenaere, K., de Girolamo, G., & Kessler, R. (2010). Gender and the relationship between marital status and first onset of mood, anxiety and substance use disorders. *Psychological Medicine*, 40, 1495-1505.
- Simon, R. & Nath, L. (2004). Gender and Emotion in the United States: Do men and women differ in self-reports of feelings and expressive behavior? *American Journal of Sociology*, 5, 1137-1176.
- Simonds, V. & Whiffen, V. (2003). Are differences in depression explained by gender differences in comorbid anxiety?, *Journal of Affective Disorders*, 77, 197-202.
- Spielberger, C. D. (1983). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory: STAI (Form Y)*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.

- Spielberger, C. D. (1999). Manual for the State-Trait Anger Expression Inventory-2. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Spielberger, C. D., Buéla-Casal, G. & Agudelo, D. (2008). *Inventario de Depresión Estado/Rasgo (IDER)*. Madrid: TEA Ediciones.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. & Lushene, R. (1970). *STAI: Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Spielberger, C. D., Ritterband, L., Reheiser, E., & Brunner, T. (2003). The nature and measurement of depression. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 3, 209-234.
- Spielberger, C. D., Carretero-Dios, H., De los Santos-Roig, M. & Buéla Casal, G. (2002a). Spanish experimental version of the state-trait depression questionnaire (ST-DEP: TRAIT SUB-SCALE (T-DEP)). *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2, 51-69.
- Spielberger, C. D., Carretero-Dios, H., De los Santos-Roig, M. & Buéla Casal, G. (2002b). Spanish experimental version of the state-trait depression questionnaire (ST-DEP: STATE SUB-SCALE (S-DEP)). *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2, 71-89.
- Taylor, S., Koch, W., Woody, S., & McLean, P. (1996). Anxiety sensitivity and depression: How are they related? *Journal of Abnormal Psychology*, 105, 474-479.
- Üstun, T.B., Ayuso-Mateos, J.L., Chatterji, S., Mathers, C. & Murray, C.J.L. (2004). Global burden of depressive disorders in the year 2000. *The British Journal of Psychiatry*, 184, 386-392.
- Vera-Villaroel, P., Buéla-Casal, G., Celis-Atenas, K., Córdova-Rubio, N., Encina-Olea, N. & Spielberger, C. D. (2008). Chilean experimental version of the State-Trait Depression Questionnaire (ST/DEP); Trait sub-scale (T/DEP). *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8, 563-575.
- Villalobos, F. (2010). Estructura factorial y propiedades psicométricas de una escala de depresión en universitarios de Colombia. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 27, 110-116.
- Vinaccia, S., Gaviria, A., Atehortúa, L., Martínez, P., Trujillo, C. & Quiceno, J. (2006). Prevalencia de la depresión en niños escolarizados entre 8 y 12 años del oriente antioqueño a partir del Child Depression Inventory –CDI–. *Diversitas*, 2, 217-227.
- Watanabe, N., Hunot, V., Omori, I., Churchill, R., & Furukawa, T. (2007). Psychotherapy for depression among children and adolescents: a systematic review. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 116, 84-95.
- Watson, D., Clark, L. & Carey, G. (1988). Positive and negative affectivity and their relations to anxiety and depressive disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 97, 346-353.
- Watson, D., Clark, L. & Stasik, S. (2011). Emotions and the emotional disorders: a quantitative hierarchical perspective. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 11, 429-442.
- World Health Organization (2011). *Disease and injury regional estimates for 2004-2008*. Ginebra, World Health Organization. Recuperado de http://www.who.int/healthinfo/global_burden_disease/estimates_regional_2004_2008/en/
- World Health Organization (2010). *Mental Health and development: targeting people with mental health conditions as a vulnerable group*. Ginebra: World Health Organization.

Fecha de recepción: 14 de agosto de 2012
Fecha de aceptación: 24 de julio de 2013