

Propiedades psicométricas del Inventario de Depresión Estado/Rasgo (IDER) con adolescentes y universitarios de la ciudad de Bucaramanga

Diana María Agudelo Vélez¹
Universidad Pontificia Bolivariana, Bucaramanga (Colombia)

Recibido: 05/05/09

Aceptado: 02/06/09

Resumen

El creciente interés por crear y disponer de herramientas de apoyo diagnóstico, adaptadas a las condiciones del entorno, hace necesario llevar a cabo procedimientos de validación que cumplan con los criterios internacionales. Para el caso de la depresión, las distintas revisiones indican que hay limitaciones en los instrumentos, debidas a la confusión de medidas de intensidad y frecuencia, así como de síntomas característicos de esta entidad clínica.

El objetivo del presente estudio es presentar las propiedades psicométricas del IDER con muestras de adolescentes y universitarios de la ciudad de Bucaramanga.

Se trata de un estudio instrumental, llevado a cabo con 298 adolescentes (71.04% mujeres y 28.95% hombres), con edades entre los 12 y los 17 años (Media: 15.05 años; DT: 1.03). La muestra de universitarios fue de 278 participantes (62.4% mujeres y 37.3% hombres) entre los 16 y 28 años (media: 19.9 años; DT: 3.05).

Los resultados permiten identificar las adecuadas propiedades psicométricas de la prueba con valores de confiabilidad, altos, mayores para los universitarios frente a los adolescentes, evidencias de la validez convergente y discriminante y adecuados niveles de consistencia interna.

Palabras clave: depresión, evaluación, IDER, adolescentes, universitarios.

Abstract

The growing interest in creating and using diagnostic support tools which are adapted to environmental conditions makes it necessary to carry out some validation procedures which satisfy international criteria. In the case of depression, the various reviews show that there are limitations in instruments, due to confusion in the measurements of intensity and frequency, as well as characteristic symptoms of this clinic.

¹ Enviar correspondencia:

Email: diana.agudelo@upbbga.edu.co

Agradecimientos: la autora expresa su agradecimiento a la docente María Teresa Trillos de la UPB, quien, a través del semillero de investigación en Estilos de Vida, orientó a los estudiantes en la recolección de información básica para el proyecto y en la realización del trabajo de campo, igual reconocimiento para los estudiantes.

The purpose of this study is to present the psychometric properties of the State-Trait Depression Inventory with samples of adolescents and university students in the city of Bucaramanga.

This is an instrumental study, carried out with 298 adolescents (71.04% female and 28.95% male) aged between 12 and 17 (Average: 15.05 years; DT: 1.03). The sample of university students consisted of 278 participants (62.4% female and 37.3% male) between 16 and 28. (Average: 19.9; DT: 3.05).

The results permitted the identification of the suitable psychometric properties of the test with high levels of reliability, more for the university students than for the adolescents, which gives evidence of convergent and discriminant validity, and sufficient levels of internal consistency.

Key words: depression, evaluation, IDER, adolescents, university students.

Resumo

O crescente interesse por criar e dispor de ferramentas de apoio diagnóstico adaptadas às condições do ambiente há necessário levar a cabo procedimentos de validação que cumpram com os critérios internacionais. Para o caso da depressão as diferentes revisões indicam que há limitações nos instrumentos devidas à confusão de medidas de intensidade e frequência, assim como de sintomas característicos desta entidade clínica. O objetivo do presente estudo é apresentar as propriedades psicométricas o IDER com amostras de adolescentes e universitários da cidade de Bucaramanga. Trata-se de um estudo instrumental, levado a cabo com 298 adolescentes (71.04% mulheres e 28.95%, homens) com idades entre os 12 e os 17 anos (Meia: 15.05 anos; DT: 1.03). A mostra de universitários foi de 278 participantes (62.4% mulheres e 37.3% homens) entre os 16 e 28 anos (meia: 19.9 anos; DT: 3.05). Os resultados permitem identificar as adequadas propriedades psicométricas da prova com valores de confiabilidade, altos, maiores para os universitários frente aos adolescentes, evidências da validade convergente e discriminante e adequados níveis de consistência interna.

Palavras chave: depressão, avaliação, IDER, adolescentes, universitários

Introducción

La depresión constituye una gran problemática de salud pública, dada la alta prevalencia dentro de la población y las consecuencias que ésta acarrea para la persona que la sufre, para su entorno familiar, social, y los costos para el sistema sanitario que la cubre (Üstün, Ayuso-Mateus, Chatterji, Matheus, y Murray, 2004; WHO, 2009). Es importante resaltar que la Organización Mundial de la Salud (OMS/WHO) plantea que la depresión podría constituirse como la principal causa de discapacidad y la segunda causa de enfermedad en el año 2020 (WHO, 2002).

Cifras de Colombia indican que de acuerdo con la Encuesta Nacional de Salud Mental 2003 (Ministerio de Protección Social, 2009), 8/20, 3/20 y 1/14 colombianos presentaron trastornos psiquiátricos alguna vez en la vida, en los

últimos doce meses y en los últimos treinta días, respectivamente. Siendo más prevalentes los trastornos de ansiedad (19.3%), seguidos de los trastornos del estado de ánimo (15%) y el uso de sustancias (10.6%). Asimismo, llama la atención que sólo 1/10 recibió atención psiquiátrica. La edad de inicio de los trastornos se sitúa entre los 20 y 24 años, lo cual muestra un panorama de riesgo alto, toda vez que se conoce que el inicio temprano de los trastornos suele asociarse con mayor cronicidad.

Por su parte, Rueda, Díaz y Rueda (2008) llevaron a cabo un estudio en Bucaramanga y encontraron una prevalencia para trastorno depresivo mayor de 11.2% (IC 95%: 9,3%-12,9%), asociado con sexo femenino, historia de intento de suicidio, historia clínica de cefalea, historia de pérdidas significativas recientes y tener dificultades familiares y laborales.

Estos datos se confirman con los hallazgos de Campo y Cassiani (2008), quienes encontraron que el bajo nivel académico, la caída reciente del ingreso económico y la vivienda pobre se asocian significativamente con un incremento en la prevalencia de los trastornos mentales. Igualmente, se encontró que por sexo los trastornos más prevalentes en las mujeres son los de ansiedad, estado del ánimo y los psicóticos; mientras que en los hombres son los de abuso de sustancias y el trastorno antisocial de la personalidad. Frente a este dato es necesario considerar los datos aportado por Matud, Guerrero y Matías (2006) y Gaviria (2009), acerca de las diferencias por sexo en depresión, las cuales son coherentes con las halladas en la validación estadounidense (Ritterband y Spielberger, 1996); española (Agudelo, Buela-Casal y Spielberger, 2005), y chilena (Vera, et al., 2008). En cuanto al estado civil, se asocia mayor presencia de ansiedad y depresión entre los solteros, los viudos y los separados.

Otros estudios recientes en Colombia han encontrado asociación entre el desplazamiento forzado y los trastornos de ansiedad y depresión (Organización Panamericana de la Salud y la Universidad de Antioquia, 2002; Puertas, Ríos y Del Valle, 2007), con prevalencias altas en depresión, ansiedad y consumo de alcohol.

Por su parte, al evaluar la depresión se encuentra que la mayor parte de los instrumentos utilizados se han diseñado con muestras de adultos y posteriormente se realizan las validaciones con muestras de adolescentes y universitarios, como bien lo señalan Cogollo, Díaz y Campo (2006) en la validación de la escala de Zung, una de las de mayor utilización clínica. No obstante, aunque la realidad indica que las pruebas se construyen con muestras de adultos, es un hecho que se requieren pruebas diagnósticas para adolescentes y universitarios; pues bien, se sabe que mientras más pronto se inicia un trastorno mayor posibilidad de cronicidad y costo en el tratamiento. Estos datos se confirman con estudios como el de Latorre, Contreras, García y Arteaga (2006), quienes estudiaron la presencia de síntomas depresivos postparto en adolescentes, encontrando una

prevalencia alta 3/100 casos. Asimismo, Campos, González, Sánchez Rodríguez, Dallos y Díaz (2005) realizaron un estudio con adolescentes evaluando la relación entre síntomas depresivos de importancia clínica (SDIC) y el rendimiento académico, encontrando que a mayor presencia de síntomas peor desempeño académico, lo cual se confirma en el estudio de Cogollo y Campo (2007), donde, además, aparece como factor asociado el consumo de alcohol y cigarillo, el cual, de acuerdo con los datos aportados por Cicua, Méndez y Muñoz (2008), inicia hacia los 11,19 años, contrario a lo indicado en la Encuesta Nacional de Salud Mental, que lo sitúa alrededor de los 18 años.

En la línea del consumo de SPA y la relación con síntomas depresivos, el estudio de Rueda, Camacho, Rangel y Duarte (2008) indicó, en una muestra de adolescentes bumangueses, que la edad de inicio se sitúa alrededor de los 14,4 años, siendo en su orden las mayores prevalencias para alcohol, cigarrillo y marihuana y preferentemente en hombres (49.88%). De igual manera, el estudio de Varela, Salazar, Cáceres y Tovar (2007), que el alto consumo de sustancias ilegales se asocia en los jóvenes con la baja percepción de riesgo y el pobre autocontrol.

Por otro lado, en cuanto a la presencia de síntomas de ansiedad y depresión en universitarios, Agudelo, Casadiegos y Sánchez (2008 y 2009) encontraron, en una muestra en Bucaramanga, altas puntuaciones que confirman los datos previos de Amézquita, González y Zuluaga (2000); Arboleda, Gutiérrez y Miranda (2001); Arco-Tirado, López-Arteaga, Heiborn-Díaz y Fernández-Martín (2005); Campo-Arias, Díaz, Rueda-Jaimes y Barros (2005); Campo-Cabal y Gutiérrez (2001); Gallaghen (2002); Miranda, Gutiérrez, Bernal y Escobar (2000), en relación con la alta presencia de ansiedad y depresión entre esta población, en alta asociación con deserción académica, consumo de alcohol y sustancias psicoactivas, baja satisfacción con la vida y pobre autocontrol emocional, razones por las cuales se hace necesario evaluar de manera precoz estas poblaciones, toda vez que estudios como el de Jaramillo, Carvajal, Marín

y Ramírez (2008) encuentran niveles de sentido de vida tan bajos en los universitarios, lo cual podría constituirse en un importante factor de riesgo frente al desarrollo de la depresión.

Por otro lado, la depresión es un trastorno cuya diferenciación clínica es difícil, dada la frecuente comorbilidad con otros trastornos, como los problemas de ansiedad (Alonso et al. 2004; Agudelo, Buela-Casal y Spielberger, 2007; Vera, Buela-Casal, Celis, Córdova, Encina, y Spielberger, 2008), y múltiples quejas somáticas (Meza, 2008; Ruiz, Colin, Corlay, Lara y Dueñas, 2007), lo cual supone la pertinencia de un sistema diagnóstico más preciso y eficaz.

El problema de la comorbilidad con la ansiedad ha sido explicado a partir de frecuente confusión de síntomas en los cuestionarios que evalúan ambos cuadros. En este sentido, las observaciones realizadas por Spielberger (1983) indican que los pacientes clínicamente diagnosticados con depresión puntúan más alto en las medidas de ansiedad, incluso, que los pacientes que sufren un trastorno de ansiedad. En efecto, los estudios que miden y comparan población clínica como no clínica, utilizando las escalas más comúnmente empleadas para evaluar la depresión y la ansiedad, identifican un factor general de malestar emocional tanto para la ansiedad como para la depresión. En las escalas de evaluación para la depresión, comúnmente se incluyen ítems que parecen indicativos más de ansiedad, evaluando de forma errónea y generando dificultades en el diagnóstico diferencial. De hecho, tal como lo indican Spielberger, Agudelo, Buela-Casal, Carretero-Dios y de los Santos Roig (2004), la definición de la depresión y los criterios para su diagnóstico como síndrome clínico están reflejados en el contenido de los ítems de los test psicométricos que son usados para evaluar la depresión, por lo cual, la atención a estos asuntos es decisiva. Dowd (2004) indica, por ejemplo, que la característica más importante para medir la depresión es el componente afectivo, y que es uno de los pocos componentes incluidos en la mayoría de los modelos de la depresión. Así, y siguiendo los modelos Panas (Watson, Clark y Tellegen, 1988) y tripartito de Clark y Watson

(1991), es necesario evaluar el componente afectivo de la depresión que lo diferencia del de la ansiedad. En este sentido, los datos aportados por Conde et al. (2009), en torno a la evaluación de los síntomas fisiológicos que podrían diferenciar la ansiedad de la depresión, son de gran pertinencia metodológica, aunque no sean concluyentes.

De esta manera, se requiere de instrumentos que aporten hacia una mayor fiabilidad y validez frente al uso clínico e investigativo, dadas las repercusiones que estos procedimientos tienen de cara al diseño de intervenciones efectivas (Carretero-Dios y Pérez, 2005; Pelechado, 2002; Van de Vidjer, 2003).

No obstante, la dificultad para definir la naturaleza de la depresión radica en la variedad de síntomas que la definen, aumentando el riesgo de emitir diagnósticos erróneos e imprecisos. De acuerdo con esto, Snaith (1993) plantea que las escalas diseñadas para la evaluación de la depresión se caracterizan por la amplia variedad del área de la psicopatología que pretenden evaluar, lo cual puede conllevar problemas de precisión en el diagnóstico.

Tal como se ha señalado, la primera dificultad frente a la evaluación de la depresión está dada por la complicada tarea de definirla de acuerdo con unos criterios que recojan la amplia aparición sintomática que se puede presentar, no sólo en todos los sujetos, sino, aún más, en los distintos episodios en un mismo sujeto (Peñate, 2001; Spielberger, Carretero-Dios, De los Santos-Roig y Buela-Casal, 2002a, 2002b).

Otra de las preocupaciones, al evaluar la depresión, es la frecuente dificultad para identificar bajos niveles de afectación, los cuales, al no ser clínicamente relevantes para establecer un diagnóstico según el DSMIV, pasan desapercibidos aun cuando puedan generar malestar clínicamente significativo. Asimismo, suele encontrarse confusión en las escalas, de tal manera que es frecuente encontrar que a ítems que miden frecuencia se responde con opciones de respuesta de severidad. Este asunto remite a la necesidad de pensar la depresión dentro de un continuo, de tal suerte, que acorde con los planteamientos de Agudelo, Spielberger y

Buela-Casal (2007) permita comprender, por un lado, la frecuencia (rasgo) y el grado de afectación (estado). Así, podría entenderse cómo la presencia de rasgos depresivos aumentaría la probabilidad de ocurrencia de estados depresivos, es decir, incrementaría la vulnerabilidad.

Para responder a los anteriores planteamientos, el Inventario de Depresión Estado-Rasgo (IDER) (Spielberger, Agudelo y Buela-Casal, 2008) pretende constituirse en una herramienta más específica, según los planteamientos de Ritterband y Spielberger (1996). El cuestionario da cuenta de dos escalas, Rasgo y Estado, con dos subescalas cada una: distimia (afectividad negativa) y eutimia (afectividad positiva). El objetivo de incluir síntomas relacionados con (eutimia) obedece a las observaciones realizadas por Spielberger, Ritterband, Reheiser y Brunner (2003), acerca de que al invertir la puntuación de los ítems que evalúan la afectividad positiva, aumenta la sensibilidad para evaluar bajos niveles de depresión (evaluada a través de la afectividad negativa), aportando conocimiento tanto para el uso clínico, como de investigación de los instrumentos de evaluación.

Método

Diseño

El presente estudio es de tipo instrumental, según la clasificación realizada por Montero y León (2005), y sigue las directrices planteadas por el Colegio Oficial de Psicólogos y la Comisión Internacional de Test (TIC) (2000) y la normativa de la American Educational Research Association, American Psychological Association and National Council on Measurement in Education (1999) y Eignor (2001) para la adaptación y la validación de tests.

Participantes

La investigación se llevó a cabo con dos muestras, una de adolescentes y otra de universitarios. La muestra de adolescentes fue de 300 sujetos entre 12 y 17 años. Tras los análisis iniciales, fueron excluidos de la muestra 3 sujetos por superar el límite de la edad, de tal

manera que la muestra quedó conformada por 297 adolescentes, 86 hombres (28.95%) y 211 mujeres (71.04%), estudiantes de secundaria, de instituciones públicas y privadas de la ciudad de Bucaramanga y su área metropolitana. La media de edad en los hombres fue de 15.65, con una desviación típica de 1.10. Para las mujeres fue de 15.55, con una desviación típica de 0.93.

Para el caso de la muestra de universitarios la muestra estuvo conformada por 300 sujetos con edades entre 16 y 28 años. Debido a la presencia de sujetos con edades muy altas se excluyeron del estudio 22 participantes, con lo cual la muestra final se conformó con 278 sujetos, 104 hombres (37.3%) y 174 mujeres (62.4%), estudiantes de universidades públicas y privadas de Bucaramanga. La media de edad para los hombres fue de 20.64, con una desviación estándar de 3.16 años; para las mujeres la media de edad fue de 19.83 años y una desviación de 2,93 años.

Instrumentos

Inventario de Depresión Estado/Rasgo (IDER) (Spielberger, Agudelo y Buela-Casal, 2008).

Especificación de la prueba

Objetivo: identificar el grado de afectación (estado) y la frecuencia de ocurrencia (rasgo) del componente afectivo de la depresión.

Área de contenido: grado de presencia de afectividad negativa (distimia) y afectividad positiva (eutimia).

Distimia estado: grado en el que está presente en el momento de la evaluación un estado de afectividad negativa.

Eutimia estado: grado en el que está presente al momento de la evaluación la afectividad positiva.

Distimia rasgo: frecuencia de la presencia de la afectividad negativa.

Eutimia rasgo: frecuencia de la presencia de la afectividad positiva.

Instrucciones

Para el caso de la escala de estado se le pide al sujeto que rodee con un círculo la opción que más se aproxime a cómo se siente en este momento.

Las opciones de respuesta indican intensidad así: 1. Nada; 2. Algo; 3. Bastante; 4. Mucho.

Para la escala de rasgo, frente a los mismos enunciados de la escala de estado, se le pide que responda rodeando con un círculo la opción que más se aproxima a cómo se siente, generalmente, la mayor parte del tiempo. En este caso las opciones de respuesta miden frecuencia así: 1. Casi nunca; 2. Algunas veces; 3. A menudo y 4. Casi siempre.

Para obtener las puntuaciones del sujeto evaluado, la opción de respuesta elegida (1, 2, 3, o 4) equivale a la puntuación asignada para el caso de los ítems referidos a distimia en ambas escalas; para el caso de los ítems de eutimia, la puntuación es inversa así: 1 = 4, 2=3; 3=2 y 4=1, la puntuación definitiva se obtiene sumando los resultados de las dos subescalas y puede ir entre 10 y 40.

El cuestionario consta de dos escalas: Rasgo y Estado, cada una con 10 ítems, 5 para distimia y 5 para eutimia.

Cuestionario de Depresión de Beck (BDI) (Beck y Steer, 1993).

Este cuestionario fue diseñado para evaluar la severidad de los síntomas cognitivos, afectivos, conductuales y fisiológicos de la depresión. Está compuesto por 21 ítems con cuatro opciones de respuesta que van desde 0 (ausencia de depresión) hasta 3 (máxima depresión); las puntuaciones del test van desde 0 a 63.

En la validación española, la prueba (Sanz y Vásquez, 1998; Vásquez y Sanz, 1997; 1999), realizada con población sana y clínica, se muestra altos niveles de consistencia interna, 0.83 y 0.90, respectivamente.

Cuestionario Básico de Depresión (CBD) (Peñate, 2001).

El CBD es un cuestionario creado en España, y su objetivo es evaluar la cualidad de rasgo de la depresión, a través de la indagación por la frecuencia de los síntomas. Consta de 21 ítems con cuatro opciones de respuesta, basadas en los criterios diagnósticos del DSM IV, que van desde “Siempre / Años”, “Bastante / Meses”,

“Algunas Vez / Semanas”, “Nunca / Rara Vez”, a cada alternativa le corresponde un valor así: 0, 1, 2 y 3. Las puntuaciones del cuestionario van desde 0 hasta 63. La consistencia interna del cuestionario es de 0.92 y la consistencia test-retest fue de 0.82.

Inventario de Evaluación de Ansiedad Estado – Rasgo, (STAI) (Spielberger, Gorsuch y Lushene, 1970).

El cuestionario consta de 40 ítems divididos en dos subescalas (Estado y Rasgo), y cada una con 20 ítems. La tarea del sujeto consiste en señalar la puntuación que indica cómo se siente ahora mismo, en el caso de la escala subestado, y cómo se siente, en general, la mayor parte del tiempo, para la escala de rasgo; las respuestas se puntúan entre 0 y 3 según sea “casi nunca”, “a veces”, “a menudo” y “casi siempre”.

La validación española, desarrollada por Bermúdez (1978a, 1978b), indica valores de consistencia interna para muestras, tanto normales como clínicas, similares a las obtenidas en los estudios originales que oscilan entre 0.82 y 0.92.

Inventario de Expresión de Ira Estado Rasgo (Staxi- 2) (Miguel Tobal, Casado, Cano Vindel y Spielberger, 2001).

Este cuestionario consta de 49 ítems, que evalúan diferentes aspectos de la ira; tiene 6 escalas, estado de ira, rasgo de ira, control interno de ira, control externo de ira, expresión interna de ira y expresión externa de ira; cinco subescalas, tres para la escala de estado, sentimiento expresión verbal y expresión física; y dos subescalas para la escala de rasgo, temperamento de ira y reacción ira. Por último calcula un índice de expresión de ira como medida total de expresión de ira. La consistencia interna de las escalas y subescalas, medidas a través del Alfa de Cronbach, oscila entre 0.67 y 0.89.

Procedimiento

Previamente establecida la muestra de estudio se convocó directamente a los centros educativos y una vez obtenida la autorización y el consentimiento, se procedió a dar información

general del proyecto e instrucciones colectivas, previa aplicación de los cuestionarios. Los datos fueron obtenidos por estudiantes del taller de investigación en estilos de vida, como parte de su entrenamiento en trabajo de campo. Posteriormente, se realizaron los análisis estadísticos con el paquete estadístico SPSS 11.0 (Statistical Package For The Social Sciences), utilizando procedimientos de estadísticos descriptivos, comparación de medias mediante T de Student y Anova de un Factor, Análisis Factorial Exploratorio y Correlaciones Bivariadas.

Resultados

En el siguiente apartado se presentarán las tablas correspondientes al Análisis Descriptivo, (Media, Desviación Típica y Alfa de Cronbach, como evidencias de confiabilidad) con diferenciación de los datos para las escalas estado y rasgo y para las subescalas eutimia y distimia en hombres y mujeres. Además se encontrarán los resultados del Análisis Factorial de Ejes Principales y la Rotación Promax para las dos escalas (consistencia interna); y las correlaciones de las puntuaciones totales del IDER con totales de escalas y subescalas del BDI, CBD, STAI y Staxi, como evidencias de validez convergente y divergente del IDER. Los datos se muestran de manera separada en las tablas para adolescentes y posteriormente para universitarios.

Escala Estado (E/IDER) Distimia

Para el caso de la muestra de adolescentes, según lo evidenciado en la Tabla 1, se observa, en relación a las medias, que las mujeres obtienen un valor de 7,24 y los hombres de 6,83; observándose una diferencia estadística significativa ($t=-1,003$ (gl:285) $p<0,05$), según la cual las mujeres obtienen mayores puntuaciones. Por su parte, las desviaciones típicas son amplias mostrando la capacidad de los reactivos para discriminar las respuestas de los sujetos.

En referencia a la consistencia interna de la subescala de distimia, calculada mediante

el método Alfa de Cronbach, se alcanzó un valor de 0,72 para las mujeres y 0,60 para los hombres, mostrando así niveles de confiabilidad aceptables para el caso de los hombres y media para el caso de las mujeres.

Por su parte, en cuanto a la muestra de universitarios, en la Tabla 2 se puede encontrar, con respecto a la subescala de distimia, que las medias entre hombres y mujeres son bastante similares. Asimismo, se identifican valores en las desviaciones típicas que son amplios, dando cuenta de la capacidad discriminativa de los ítems. Por su parte, los datos de confiabilidad, medidos a través del Alfa de Cronbach, permiten indicar un valor de consistencia interna medio-alto, siendo superior para los hombres que para las mujeres (0,81 frente a 0,73).

Eutimia

En la Tabla 1 se presentan las medias, las desviaciones típicas y el Alfa de Cronbach de la subescala de eutimia del E/IDER para la muestra de los adolescentes. A partir de los datos obtenidos se puede evidenciar que hay una diferencia significativa entre las medias ($t=-4,018$ (gl:287), $p<0,001$), siendo mayor la media para el caso de las mujeres. De la misma manera que en la escala de distimia, las desviaciones típicas mostraron la capacidad de los ítems para discriminar las respuestas de los participantes. Con referencia a la consistencia interna de la subescala, calculada mediante el método Alfa de Cronbach, se obtuvo un valor de 0,91 para las mujeres y 0,86 para los hombres, mostrando altos niveles de confiabilidad.

En la misma línea, en la Tabla 2 se aportan los datos para los universitarios. Los datos indican que, con respecto a las medias, se identifica una diferencia estadísticamente significativa en la subescala de eutimia ($t=-4,183$ (gl:262) $p\leq 0,001$), siendo las mujeres las que puntuaron más alto en esta subescala (10,95). Por su parte, las desviaciones típicas, tanto para hombres como para mujeres, muestran la capacidad de la escala para discriminar las respuestas de los participantes.

La confiabilidad, indicada a través del valor de Alfa de Cronbach, muestra datos similares a los obtenidos en la subescala de distimia.

Para ambas subescalas los resultados de confiabilidad son superiores a los obtenidos con la muestra de adolescentes.

Para finalizar, en las Tablas 1 y 2 se pueden observar las medias y las desviaciones típicas

para la escala total del E/IDER; a partir de las cuales se puede evidenciar que hay una diferencia estadísticamente significativa ($t = -3,215$ (gl:282), $p < 0,05$), para el caso de los adolescentes, y ($t = -3,343$ (gl:255), $p < 0,001$), para la muestra de universitarios, siendo las mujeres las que obtienen la media más alta en ambas muestras.

Tabla 1. Medias, desviaciones típicas, valor de Alfa y Prueba T para el ST/DEP (escalas y subescalas) con una muestra de adolescentes N=298

	Media		Desviación típica		Valor T de student y gl	Alfa de Cronbach	
	H	M	H	M		H	M
E Dist.	6.83	7.24*	1.84	2.48	-1,003(gl:285)	0.60	0.72
E Eut.	9.78	10.42**	3.46	4.01	-4,018(gl:287)	0.86	0.91
E/IDER Tot.	16.54	17.70*	4.22	5.88	-3,215(gl:282)		
R Dis.	7.55	8.24*	2.28	2.71	-1,045(gl:285)	0.64	0.78
R Eut.	9.09	9.41	2.91	3.44	-1,001(gl:286)	0.72	0.83
R/IDER Tot.	16.74	17.60*	4.50	5.51	-3,160(gl:282)		

* $p < 0,05$; ** $p < 0,001$

Tabla 2. Medias, desviaciones típicas, valor de Alfa y Prueba T para el ST/DEP (escalas y subescalas) con una muestra de universitarios N=278

	Media		Desviación típica		Valor T de student y gl	Alfa de Cronbach	
	H	M	H	M		H	M
E Dist.	6,59	6,86	2,01	2,16	-1,005(gl:262)	0,81	0,73
E Eut.	9,07	10,95**	3,39	3,64	-4,183(gl:264)	0,80	0,73
E/IDER Tot.	15,69	17,82**	4,85	5,01	-3,343(gl:255)		
R Dis.	7,60	7,99*	2,26	2,17	-1,381(gl:259)	0,78	0,82
R Eut.	8,62	9,36*	2,86	2,96	-2,009(gl:267)	0,81	0,79
R/IDER Tot.	16,24	17,39*	4,32	4,36	-2,046(gl:255)		

** $p \leq 0,001$

Escala Rasgo (R/IDER) Distimia

En la Tabla 1, se presentan las medias, desviaciones típicas y el Alfa de Cronbach para la escala R/IDER, en la subescala distimia diferenciada por sexo, para la muestra de adolescentes. Los datos permiten evidenciar que hay una diferencia estadísticamente significativa entre las medias ($t = -1,045$ (gl:285) $p < 0,05$), siendo nuevamente las mujeres las que

presentan la media más alta. De igual forma, se encuentran las desviaciones típicas de 2.28 para hombres y 2.71 para mujeres, mostrando, al igual que en la escala estado, que los reactivos poseen capacidad para abarcar la varianza en las respuestas de los individuos. Con respecto a la consistencia interna, el Alfa de Cronbach fue de 0.64 para los hombres y 0.78 para las mujeres, nuevamente indicando valores aceptables.

En cuanto a la muestra de universitarios, la Tabla 2 indica una diferencia igualmente significativa ($t=-1,381$ (gl:259) $p \leq 0,05$), según la cual las mujeres puntúan más alto que los hombres. En la misma línea las desviaciones típicas oscilan entre 2,17 y 2,26, con valores altos, aunque inferiores a los de la muestra de adolescentes para la misma subescala. En cuanto a la confiabilidad, medida a través del valor de Alfa de Cronbach, se obtienen valores de 0,78 y 0,82 para hombres y mujeres, respectivamente, los cuales son altos y superiores a los conseguidos por los adolescentes.

Eutimia

En la Tabla 1, se muestran los datos obtenidos de las medias, desviaciones típicas y el Alfa de Cronbach para la escala R/IDER, en la subescala eutimia diferenciada por sexo, para la muestra de adolescentes. Se puede afirmar que las medias arrojan datos para las mujeres de 9.41 y para los hombres de 9.09, mostrando ausencia de diferencias estadísticamente significativas. Igualmente, en las subescalas anteriores las desviaciones típicas amplias muestran la capacidad de discriminación de los ítems en la escala de respuesta. Finalmente, la consistencia interna es mayor a 0.70 en ambos casos (hombres: 0.72 y mujeres: 0.83) lo que evidencia que hay alta confiabilidad para la subescala eutimia.

En cuanto a la muestra de universitarios, en la Tabla 2, se aprecia que hay una diferencia estadísticamente significativa en la media ($t=-2,009$ (gl:267) $p \leq 0,05$), siendo las mujeres, igual que en la subescala de distimia, las que puntúan más alto. De la misma forma, se observa amplitud en las desviaciones típicas, mostrando la capacidad discriminativa de los ítems.

La consistencia interna es alta, siendo mayor para los hombres, de manera similar a lo observado en la escala de estado.

Por último, en las Tablas 1 y 2, se observan los descriptivos para la escala total. Para el caso de los adolescentes los datos indican la presencia de una diferencia estadísticamente significativa entre los grupos; siendo para las mujeres la media más alta (17.60) ($t= -3,160$ (gl:282), $p < 0,05$).

En cuanto a los universitarios en la Tabla 2 también se observa que hay una diferencia estadísticamente significativa ($t=-3,343$ (gl:255) $p \leq 0,001$), siendo las mujeres las que puntuaron más alto.

Consistencia interna

A continuación se presentan los datos de consistencia interna a través del análisis factorial exploratorio para ambas escalas (estado y rasgo) y para ambas muestras.

Escala Estado (E/IDER)

En la Tabla 3, se encuentran los resultados del análisis factorial de ejes principales y con Rotación Promax, efectuado para la escala E/IDER, para la muestra de adolescentes. A partir de los datos se puede evidenciar que la solución factorial inicial da cuenta de dos factores que explican el 59,93% de la varianza total. Siendo el primero, el más robusto, capaz de explicar un 46,76% de la varianza; mientras que el segundo, más débil, explica un 13,17% de la varianza total. Los ítems se ordenaron tomando en consideración un peso factorial superior a 0,30, no obstante se indica el peso factorial del ítem 10 (0,19), por razones que se retomarán en la discusión.

La rotación Promax permite confirmar la estructura bifactorial propuesta por Spielberger e identificada en otras muestras. Así, la solución rotada permite dar cuenta de dos factores claramente diferenciados en los cuales saturan de manera perfectamente diferenciados los ítems de la escala. En el primer factor, saturan los ítems que evalúan afectividad positiva (eutimia), con pesos bastante altos que oscilan entre 0,73 y 0,88. Mientras que en el segundo factor, saturan, con pesos menores pero igualmente altos en su mayoría, los ítems de distimia. Los valores oscilan entre 0,29 y 0,85. Siendo el ítem "Estoy apenado/a" el que obtuvo el peso factorial más bajo, aspecto que será retomado en la discusión. En la tabla los ítems se ordenaron según el mayor peso factorial en el factor 1 de la solución rotada.

Tabla 3. Análisis factorial de ejes principales y con Rotación Promax del S/DEP con una muestra de adolescentes N=298

Items	Análisis de Ejes Principales		Rotación Promax	
	Factor 1	Factor 2	Factor 1 Eutimia	Factor 2 Distimia
1. Estoy animado/a	0.83	0.32	0.88	
2. Estoy entusiasmado/a	0.79		0.82	
3. Me siento bien	0.78		0.80	
4. Me siento enérgico/a	0.72		0.76	
5. Estoy contento/a	0.72		0.73	
6. Estoy triste	0.70	0.47		0.85
7. Estoy decaído/a	0.67			0.69
8. Me siento desdichado/a	0.44	0.36		0.57
9. Estoy hundido/a	0.39			0.47
10. Estoy apenado	0.19			0.29
% Varianza explicada	46.757	13.174		
% Varianza total explicada		59.931		

* Los ítems fueron ordenados de manera decreciente de acuerdo con la solución rotada

En la Tabla 4, se observan los resultados del análisis factorial exploratorio y con rotación Promax, sobre la escala estado para la muestra de universitarios. Los datos indican la presencia de dos factores que explican hasta el 60.59% de la varianza. Siendo el primer factor más robusto, explicando el 45.84% de la varianza y donde saturan 7 de los 10 ítems de la escala. El segundo factor explica el 14.75% de la varianza total, y en él saturan con pesos factoriales superiores a 0,40, tres de los ítems de la escala. Es de indicar que se consideraron en todos los casos, pesos factoriales superiores a 0,30.

Por su parte, tras la rotación Promax se obtiene una solución factorial, donde los ítems se diferencian claramente en dos factores. En el primero, saturan los ítems de afectividad positiva (eutimia), y en el segundo, los ítems de afectividad negativa (distimia), confirmando de esta forma, la estructura bifactorial descrita por los autores de la escala. Para esta solución los ítems se ordenaron considerando el mayor peso factorial en el Factor 1 de la solución rotada.

Tabla 4. Análisis factorial de ejes principales y con Rotación Promax del E/IDER con una muestra de universitarios N=278

Items	Análisis de Ejes Principales		Rotación Promax	
	Factor 1	Factor 2	Factor 1 Eutimia	Factor 2 Distimia
1.Estoy animado/a	0,80		0.82	
2.Estoy contento/a	0.79		0.82	
3.Estoy entusiasmado/a	0.78		0.82	
4.me siento enérgico/a	0.74		0.78	
5.Me siento bien	0.77		0.78	
6.Estoy decaído/a	0.69			0.61
7.Estoy triste	0.67			0.66
8.Estoy apenado/a		0.49		0.61
9.Me siento desdichado/a		0,41		0.54
10.Me siento enérgico/a		0,40		0.46
% Varianza explicada	45.84	14.75		
% Varianza total explicada	60.59			

* Los ítems fueron ordenados de manera decreciente de acuerdo con la solución rotada

Escala Rasgo T/DEP

En la Tabla 5, se observan los resultados del Análisis Factorial de los ejes principales y la Rotación Promax para la escala de rasgo R/IDER para la muestra de adolescentes. La solución factorial inicial identifica dos factores que explican el 54,41% de la varianza total. El primero de ellos, donde saturan la mayoría de los ítems, explica un 42,87% de la varianza; mientras que el segundo, más débil, explica un 11,54% de la varianza total. Al igual que en la escala de estado, se consideraron pesos factoriales superiores a 0,30.

Por su parte, al realizar la solución rotada se encuentra que los ítems saturan con pesos satisfactorios y altos de manera diferenciada en dos factores que corresponden a los identificados en muestras previas. En el primer factor, saturan los ítems de afectividad positiva (eutimia) con pesos que oscilan entre 0,60 y 0,74. Mientras que en el segundo factor, se encuentran los ítems que evalúan afectividad negativa (distimia), con pesos que oscilan entre 0,46 y 0,70. Es de indicar que los ítems se ordenaron de acuerdo con el mayor peso factorial en el Factor 1 de la solución rotada.

Tabla 5. Análisis factorial de ejes principales y por Rotación Promax del R/IDER con una muestra de adolescentes N=298

Items	Análisis de Ejes Principales		Rotación Promax	
	Factor 1	Factor 2	Factor 1 Eutimia	Factor 2 Distimia
1. Me siento dichoso/a	0.70		0.74	
2. Disfruto de la vida	0.69	0.32	0.76	
3. Me siento enérgico/a	0.67		0.67	
4. Estoy triste	0.65			0.70
5. Me siento pleno/a	0.60		0.65	
6. No tengo ganas de nada	0.59	0.34		0.68
7. Estoy decaído/a	0.58	0.32		0.67
8. Estoy hundido/a	0.58			0.61
9. Tengo esperanzas sobre el futuro	0.52		0.60	
10. Me siento desgraciado/a	0.46			0.46
% Varianza explicada	42.873	11.539		
% Varianza total explicada		54.412		

* Los ítems fueron ordenados de manera decreciente de acuerdo con la solución rotada

La Tabla 6 muestra los resultados del análisis factorial exploratorio y con rotación Promax sobre la escala rasgo en la muestra de universitarios. Los datos indican que se diferencian dos factores capaces de explicar hasta el 40,75% de la varianza. Siendo el primero más fuerte, con una varianza explicada del 31,83%, y un segundo factor, que explica el 8,92% de la varianza. En el primer factor saturan todos los ítems con pesos factoriales superiores a 0,30.

No obstante, los ítems “disfruto de la vida” y “estoy decaído” obtuvieron pesos factoriales superiores a 0,30, también en el segundo factor.

Por su parte, la solución rotada muestra dos factores claramente diferenciados. En el primero saturan, con pesos factoriales altos, los ítems de eutimia, y en el segundo factor, los ítems de distimia.

Tabla 6. Análisis factorial de ejes principales y por Rotación Promax del R/IDER con una muestra de universitarios (N=278)

Items	Análisis de Ejes Principales		Rotación Promax	
	Factor 1	Factor 2	Factor 1 Eutimia	Factor 2 Distimia
1.Me siento dichoso/a	0,72		0,73	
2.Me siento pleno/a	0,61		0,66	
3.Disfruto de la vida	0,57	0,33	0,65	
4.Tengo esperanzas sobre el futuro	0,57		0,65	
5.Me siento enérgico/a	0,53		0,61	
6.Estoy triste	0,60			0,65
7.No tengo ganas de nada	0,54			0,56
8.Estoy hundido/a	0,48			0,56
9.Estoy decaído/a	0,55	0,47		0,72
10.Me siento desgraciado/a	0,53			0,50
% Varianza explicada	31,83%	8,92%		
% Varianza total explicada	40,75%			

* Los ítems fueron ordenados de manera decreciente de acuerdo con la solución rotada

Validez convergente y divergente Escala Estado (E/IDER)

En la Tabla 7, se presentan las correlaciones de las puntuaciones totales de las subescalas (rutimia-distimia) del E/IDER, con las puntuaciones totales de las escalas y subescalas del BDI, CBD, STAI-S y Staxi, para la muestra de adolescentes.

Los datos indican que las correlaciones son altas y en la dirección esperada con el BDI (0,48 para eutimia y 0,50 para distimia) y con el CBD (0,43 en eutimia y 0,61 con distimia); no obstante, son mayores con el STAI-S (0,66 para eutimia y 0,72 para distimia). Con respecto a las subescalas del Staxi se indica que las correlaciones fueron positivas, pero menores como cabría esperar si se trata de dos constructos diferentes.

Asimismo, para la muestra de universitarios, en la Tabla 8, se muestran las correlaciones observadas entre las subescalas distimia y eutimia con el resto de pruebas utilizadas muestran que, para el caso de las pruebas de depresión, (BDI y CBD), el valor de las correlaciones es medio, pero son significativas al nivel de $p \leq 0,001$,

y tienen la dirección esperada, es decir, son positivas, mostrando así las evidencias de validez convergente.

Por su parte, las correlaciones con la escala estado del STAI son altas, positivas y significativas, siendo, incluso, mayores que las encontradas con depresión, aspecto que será retomado en la discusión.

En cuanto a la validez divergente, evaluada a través del Staxi, puede observarse que las correlaciones son positivas en su mayoría, y significativas, pero menores a las observadas con el resto de las escalas, lo cual es coherente con el hecho de tratarse constructos diferentes.

Tabla 7. Correlaciones de las puntuaciones totales ST-DEP (escalas y subescalas), con totales de las escalas y subescalas BDI, CBD, STAI Y Staxi con una muestra de adolescentes N=297

	R-Eutimia	R-Distimia	E-Eutimia	E-Distimia
Total BDI	0.55**	0.59**	0.48**	0.50**
StaiT	0.60**	0.65**		
StaiS			0.66**	0.72**
CBD	0.49**	0.71**	0.43**	0.61**
Estado de ira			0.31*	0.61**
Sent. ira			0.41**	0.64**
Exp. verbal			0.20*	0.48**
Exp. física			0.21*	0.48**
Rasgo de ira	0.22**	0.36**		
Temp. ira	0.21*	0.39**		
Reacc. ira	0.18*	0.24**		
Expresión externa	0.14*	0.36**	0,32**	0,24*
Expresión interna	0.19**	0.39**	0,35*	0,28**
Control externo	0.26**	0.19**	0,32**	0,19*
Control interno	0.30**	0.24**	0,27**	0,22*
Índice de Ira	0.35*	0.42**	0,31**	0,33**

**p≤0,001; *p≤0,05

Tabla 8. Correlaciones de las puntuaciones totales ST-DEP (escalas y subescalas), con totales de las escalas y subescalas BDI, CBD, STAI Y Staxi con una muestra de universitarios (N=278)

	R-Eutimia	R-Distimia	E-Eutimia	E-Distimia
Total BDI	0,51**	0,54**	0,42**	0,39**
StaiT	0,61**	0,69**		
StaiS			0,74**	0,61**
CBD	0,44**	0,56**	0,36**	0,45**
Estado de ira			0,27**	0,39**
Sent. ira			0,34**	0,42**
Exp. verbal			0,14*	0,31**
Exp. física			0,17**	0,27**
Rasgo de ira	0,34**	0,43**		
Temp. ira	0,38**	0,42**		
Reacc. ira	0,22**	0,33**		
Expresión externa	0,23**	0,25**	0,19**	0,24**
Expresión interna	0,17**	0,20**	0,14**	0,28**
Control externo	-0,30**	-0,24**	-0,26**	-0,21**
Control interno	-0,31**	-0,31**	-0,31**	-0,17**
Índice de Ira	0,39**	0,32**	0,36**	0,34**

**p≤0,001; *p≤0,05

Escala Rasgo (R/IDER)

Los datos de la Tabla 7 permiten observar asimismo, las correlaciones entre el R/IDER, con sus subescalas y los puntajes en las demás

pruebas para la muestra de adolescentes. De manera general, las correlaciones son altas, significativas en la dirección esperada.

Los resultados indican valores de correlación más altos que en la escala de estado, siendo para el caso del BDI, de 0,55 y 0,59 para eutimia y distimia, respectivamente. Para el CBD las correlaciones fueron de 0,49 para eutimia y 0,71 para distimia. Para el caso del STAI-R las correlaciones, aunque igualmente altas (0,60 para eutimia y 0,65 para distimia), fueron menores que para la escala de estado.

Finalmente, con relación a los datos con las escalas y subescalas del Staxi, los resultados muestran correlaciones positivas pero más bajas que las observadas con la escala de estado.

A su vez, en la Tabla 8 aparecen las correlaciones para la muestra de universitarios, entre las subescalas de rasgo (distimia y eutimia) y las escalas de depresión, empleadas para evaluar la validez convergente, las correlaciones fueron altas, significativas y en la dirección esperada; además, fueron mayores a las observadas en la escala de estado. En cuanto a las correlaciones con el Stait, las correlaciones fueron, igualmente, altas, en especial con la subescala de distimia, siendo incluso superiores a las encontradas con las escalas de depresión.

Finalmente, en cuanto a las evidencias de validez discriminante, los resultados muestran que las correlaciones con las subescalas de Ira son menores, significativas y positivas en su mayoría. Estos datos coinciden con lo esperado, si se trata de constructos diferentes.

Discusión

Los resultados presentados dan cuenta de las evidencias que sustentan las propiedades psicométricas del IDER.

Es de indicar que los resultados presentan diferencias entre las muestras, siendo mayores los niveles de confiabilidad para los universitarios y mostrándose aceptables en la muestra de adolescentes. Estos datos son coherentes, aunque ligeramente más bajos que los reportados por Spielberger, Buéla-Casal y Agudelo (2008), con muestras similares en España. Con respecto a muestras colombianas, Ocampo (2007) reporta en su estudio valores de consistencia interna superiores a 0,78 para adolescentes en ambas escalas (rasgo y estado),

aunque los datos son presentados para la muestra conjunta y no diferenciada por sexo, y además, se presentan para la totalidad de los ítems y no por subescalas como se esperaría si se trata de una escala ortogonal. En este sentido, los datos aportados por Ocampo (2007), en este punto, no permiten hacer una comparación con las presentes muestras.

Por su parte y como se indicó con relación al análisis factorial exploratorio para el caso de la muestra de adolescentes, el ítem “*estoy apenado/a*” fue el que obtuvo el menor peso factorial (0,19), congruente con los datos de correlación ítem/total, reportados en el estudio de Ocampo (2007), donde este ítem mostró una correlación de las más bajas. Por su parte, aunque con un peso factorial mayor, en las muestras de universitarios y de adolescentes españoles, también este ítem mostró pesos factoriales inferiores a los indicados en los demás ítems. Lo anterior permite concluir que se trata de un ítem con propiedades psicométricas aceptables, que se mantuvo en la prueba española final, dado el valor discriminante del estado de tristeza en cuanto a la severidad. Sin embargo, en las muestras colombianas puede entenderse que estos valores sean inferiores en atención a que la connotación semántica es diferente. En el contexto colombiano pena es sinónimo de vergüenza y no de dolor o tristeza, como en el castellano de España. Este dato hace necesario tener en cuenta la pertinencia de la evaluación por jueces para establecer los acuerdos con respecto a la presentación de los ítems. Este asunto valida la importancia de adelantar procesos de adaptación que ayuden a realizar evaluaciones más confiables y ajustadas a las características del entorno, disminuyendo así el riesgo de afectar la evaluación (Colegio Oficial de Psicólogos y la Comisión Internacional de Test (TIC) 2000; American Educational Research Association, American Psychological Association and National Council on Measurement in Education, 1999; Eignor, 2001).

En cuanto a las diferencias por sexo, los datos obtenidos en las muestras tanto de adolescentes como de universitarios, son congruentes con los hallazgos previos con muestras españolas

(Spielberger et al. 2002a, 2002b; Agudelo, Buena-Casal y Spielberger, 2005; Spielberger et al. 2005 y Spielberger, Buena-Casal y Agudelo, 2008), de tal forma que las mujeres suelen mostrar mayores puntuaciones en las subescalas de eutimia, llegando a ser, incluso, estadísticamente significativas ($p \leq 0,05$; $p \leq 0,001$). No obstante, las diferencias son menores a las observadas entre hombres y mujeres cuando se comparan con herramientas como el BDI o la escala de Zung, haciendo pensar en la hipótesis de que estos últimos instrumentos tienden a evaluar comportamientos con sesgo femenino y, por lo tanto, generan un reporte diferenciado que podría estar afectado por dicho sesgo (Gaviria 2009; Matud, Guerrero y Matías, 2006; Newman, Gray y Fuqua, 1999; Salokangas, Vaahtera, Pacriev, Solhman y Lehtinen, 2002).

De la misma manera, los datos sobre mayor índice de puntuación en depresión en mujeres frente a hombres son congruentes con los de las investigaciones con muestras bumanguesas de Rueda, Díaz y Rueda (2008) acerca de la identificación del género femenino como un factor de riesgo frente al desarrollo de síntomas depresivos; y con el estudio de Agudelo, Casadiegos y Sánchez (2009), según el cual las mujeres universitarias mostraron mayores puntuaciones en las medidas de ansiedad y depresión con respecto a los hombres. No obstante, no puede olvidarse lo ya indicado acerca de las condiciones que, además de los instrumentos de medida, podrían explicar las mayores puntuaciones en depresión en mujeres frente a los hombres, entre ellas, la mayor tendencia hacia la búsqueda de ayuda (Piccinelli y Wilkinson, 2000; Kornstein, et al. 2000; Simonds y Whiffen, 2003), la mayor sensibilidad de los médicos frente a la detección de la depresión en mujeres que en hombres (Kornstein et al. 2000), y los roles sociales, asignados de manera diferencial (Coryell, Endicott y Keller, 1992).

Por otra parte, con respecto a las evidencias de validez convergente y discriminante del IDER los datos, tanto para muestras de adolescentes como de universitarios, son coherentes con las reportadas en estudios españoles previos

(Spielberger et al. 2002a, 2002b; Agudelo et al. 2005; Spielberger et al. 2005 y Spielberger, Buena-Casal y Agudelo, 2008) como con los aportados por Ocampo (2007) con muestras similares en Medellín. En esta línea, se indica que se muestran evidencias de validez convergente, evaluadas a través de los resultados obtenidos con el BDI y con el CBD, que coinciden a lo largo de las muestras evaluadas en valores que oscilan entre 0,50 y 0,65, los cuales se consideran altos, además de ser correlaciones positivas y, en todos los casos, altamente significativas ($p \leq 0,001$). En esta línea se puede entender que el IDER es una herramienta capaz de identificar afectividad negativa y positiva en la depresión, de manera congruente con otras escalas de gran utilización clínica y de investigación. No obstante y como ya se señaló de manera precedente, es de indicar que el IDER únicamente evalúa el componente afectivo de la depresión, mientras que el BDI y el CBD tienen en cuenta síntomas cognitivos y somáticos, de tal forma que la evaluación de la depresión supondría la utilización de diferentes instrumentos para dar cuenta del mayor número posible de síntomas asociados.

Por otro lado, es llamativo lo encontrado en relación con las correlaciones encontradas con el STAI, las cuales, al igual que en las mencionadas muestras españolas, y también con las muestras de Medellín, son altas (superiores a 0,50 y hasta 0,70), altamente significativas y positivas. En este sentido, se muestra que, incluso, llegan a ser más altas que las encontradas con el BDI y el CBD, de manera similar a lo observado en el estudio de Vera, et al. (2008) Estos datos sugieren, nuevamente, la necesidad de avanzar en el estudio diferencial de la depresión y la ansiedad en la línea que lo plantean McWilliamm, Cox y Enns (2001), dado que los estudios de prevalencia muestran datos de alta comorbilidad entre ambos tipos de trastornos (Beuke, Fisher y McDowall, 2003; Shankman y Klein, 2003) y el riesgo incrementado de depresión en pacientes con síntomas ansiosos (Ninan y Berger, 2001). Además, sería congruente con lo planteado por Ritterband (1995) y Ritterband y Spielberger (1996), acerca de la tendencia de las personas con depresión a puntuar más alto en las escalas

de ansiedad que, incluso, personas con ansiedad clínica. En esta línea, hay que resaltar además que dado que la prueba evalúa distimia (afectividad negativa) y ya previamente autores como Clark y Watson (1991, 2003) habían planteado este factor como el elemento común entre ambas entidades clínicas, se podrían comprender las altas correlaciones encontradas. Este último dato es corroborado por Chambers, Power & Dirham (2004), quienes en un estudio con pacientes con trastornos de ansiedad y trastornos del estado de ánimo encontraron que los participantes compartían todo un grupo de síntomas, que ellos agruparon como un factor general negativo común a ambos tipos de trastornos.

Finalmente y como era de esperarse, las correlaciones con el Staxi fueron menores, aunque en muchos casos positivas y significativas. Esto puede entenderse a la luz de lo encontrado en la práctica clínica en relación con las altas puntuaciones en irritabilidad e ira en pacientes con trastornos del estado de ánimo (Benazzi y Akiskal, 2005; Deckersbach et al. 2004; Posternak y Zimmerman, 2002; Sayar, et al. 2000) y del incremento del riesgo suicida en adolescentes cuando se presentan mayores puntuaciones en irritabilidad (Robin, et al. 2001). Siendo explicada la presencia de irritabilidad por asuntos como el fallo en los mecanismos de afrontamiento de la depresión, tal como lo expresaron Bifulco, Moran, Ball y Bernazzani, (2002) y Troisi y D'Argeniro (2004), a partir de los estudios basados en los modelos de apego de Bowlby.

Por su parte, en cuanto a las diferencias por sexo, se indica que para el caso de los hombres, la depresión suele entenderse bajo la forma de irritabilidad e ira (Newman, et al. 1999) mientras que las mujeres tienden a ocultar dicho sentimiento como ya lo indicaran Kopper y Epperson (1996), ubicando de esta manera que las mayores diferencias en cuanto a la irritabilidad y la ira, entre hombres y mujeres, se evidencia en el plano de la expresión y no del sentimiento (Newman, et al. 1999). No obstante, como ya se indicó previamente, esta cuestión pasa desapercibida en los cuestionarios de autoinforme e incluso en los criterios diagnósticos

del DSM-IV, donde sólo se incluyen estos síntomas para el caso de niños y adolescentes, haciendo de esta manera, especialmente útil el estudio diferenciado de la expresión de la ira en los hombres como elemento a considerar de cara a comprender el mecanismo de la depresión más allá de la ausencia de tristeza.

Por último, los resultados aportados por el presente estudio ponen de manifiesto la utilidad de adelantar estudios de validación y adaptación como medio para obtener instrumentos de medición más fiables y menos dependientes de las variaciones culturales (Pelechado, 2002); aunque es notorio que es un procedimiento complejo, pero sin duda el más adecuado (van de Vidjer, 2003; Carretero y Pérez, 2005), y cuyo uso se ha venido aumentando de manera importante (Buela-Casal, Sierra, Carretero-Dios y De los Santos-Roig, 2002).

Se resalta la importancia de considerar otros estudios de validación con muestras de adultos y con población clínica, que permitan establecer baremos de comparación en el contexto.

Como limitación se indica la ausencia de un paso importante en la validación de una escala, como sería la validación por jueces, toda vez que se trata de una prueba validada en un contexto diferente con usos lingüísticos particulares que pueden afectar la validez del instrumento.

Referencias

- Agudelo, D., Buela-Casal, G. y Spielberger, G. (2007). Ansiedad y depresión; el problema de la diferenciación a través de los síntomas. *Salud Mental* 30, 33-41.
- Agudelo, D., Carretero-Dios, H., Blanco Picabia, A., Pitti, C., Spielberger, Ch. y Buela-Casal, G. (2005). Evaluación del componente afectivo de la depresión: análisis factorial del ST/DEP revisado. *Salud Mental*, 28, 32-41.
- Agudelo, D., Casadiegos, C., y Sánchez, D. (2008). Características de ansiedad y depresión en estudiantes universitarios. *Internacional Journal of Psychological Research*, 1, 34-39.
- Agudelo, D., Casadiegos, C. y Sánchez, D. (2009). Relación entre esquemas maladaptativos tempranos y características de ansiedad

- y depresión en estudiantes universitarios. *Universitas Psicológica*, 8, 87-104.
- Agudelo, D., Spielberger, C. y Buela-Casal, G. (2005). *Validación y adaptación castellana del Cuestionario de Depresión Estado/Rasgo (ST/DEP)*. Tesis Doctoral no publicada. Universidad de Granada.
- Agudelo, D., Spielberger, C. y Buela-Casal, G. (2007). La depresión: ¿un trastorno dimensional o categorial? *Salud Mental*, 30, 20-28.
- Agudelo, D., Spielberger, Ch., Santolaya, F., Carretero-Dios, H. y Buela-Casal, G. (2005). Análisis de validez convergente y discriminante del cuestionario de Depresión Estado/Rasgo (ST-DEP) con una muestra española. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 33, 374-382.
- Alonso, J., Angermayer, J.C., Bernert, S., Bruffaerst, T., Brugha, S., Bryson, H., de Girolano, G., de Graaf, R., Demyttenaere, K., Gasquet, I., Haro, J., Katz, S., Kessler, R., Kovess, V., Lépine, J., Ormel, J., Polidori, G., Russo, L., Vilagut, G., Almansa, J., Arbadzadeh-Bouchez, S., Autonell, J., Bernal, M., Alonso, M., Buist-Bouwman, M., Codony, M., Domingo-Salvany, A., Ferrer, M., Joo, S., Martínez-Alonso, M., Matschinger, H., Mazzi, F., Morgan, Z., Morosini, P., Palacín, C., Romera, B., Taub, N. y Vollebergh, W. (2004). 12-Month comorbidity patterns and associated factors in Europe: results from the European Study of the Epidemiology of Mental Disorders (ESEMeD) project. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 109 (Supl. 420), 28-37.
- American Educational Research Association, American Psychological Association and National Council on Measurement in Education (1999). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Amézquita, M., González, R. y Zuluaga, D. (2000). Prevalencia de ansiedad, depresión y comportamiento suicida en población estudiantil de pregrado de la Universidad de Caldas, año 2000. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 32, 341-346.
- Arboleda, A., Gutiérrez, J. y Miranda, C. (2001). Prevalencia de síntomas depresivos en médicos internos y residentes de la Universidad del Valle, 1999. *Medicas Universidad Industrial Santander*, 15, 4-7.
- Arco, J., López, S., Heiborn, V. y Fernández, F. (2005). Terapia breve en estudiantes universitarios con problemas de rendimiento académico y ansiedad: Eficacia del modelo de "La Cartuja" *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 589-608.
- Beck, A. y Steer, R. (1993). *Beck Depression Inventory: Manual*. San Antonio: Psychological Corporation.
- Benazzi, F. y Akiskal, H. (2005). Irritable-hostile depression: further validation as a bipolar depressive mixed state. *Journal of Affective Disorder*, 84, 197-207.
- Bermúdez, J. (1978a). Análisis funcional de la ansiedad. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 153, 617-634.
- Bermúdez, J. (1978b). Ansiedad y rendimiento. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 151, 183-207.
- Beuke, C., Fischer, R. y McDowall, J. (2003). Anxiety and depression: why and how measure their separate effects. *Clinical Psychology Review*, 23, 831-848.
- Bifulco, A., Moran, P.M., Ball, C. y Bernazzani, O. (2002). Adult attachment style. I: Its relationship to clinical depression. *Epidemiology*, 37, 50-59.
- Campo, A. y Cassiani, C. (2008). Trastornos mentales más frecuentes: prevalencia y algunos factores sociodemográficos asociados. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 37, 598-613.
- Campo, A., Díaz, C. y Cogollo, Z. (2005). Factores asociados a síntomas depresivos con importancia clínica en estudiantes de Cartagena, Colombia: un análisis diferencial por sexo. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 35, 163-183.
- Campo, A., Díaz, L., Rueda, G y Barros, J. (2005). Validación de la escala Zung con universitarias de Bucarmanga, Colombia. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34, 54-62.

- Campo, A., González, S., Sánchez, Z., Rodríguez, D., Dallos, C. y Díaz, L. (2005). Percepción de rendimiento académico y síntomas depresivos en estudiantes de media vocacional de Bucaramanga (Colombia). *Archivos de Pediatría de Uruguay*, 76, 21-26.
- Campo, A. y Gutiérrez, J. (2001). Psicopatología en estudiantes universitarios de la Facultad de Salud, Univalle. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 30, 351-358.
- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521-551.
- Chambers, J., Power, K. y Durham, R. (2004). The relationship between trait vulnerability and anxiety and depressive diagnoses at long-term follow-up of Generalized Anxiety Disorder. *Anxiety Disorders*, 18, 587-607.
- Cicua, D., Méndez, M. y Muñoz, L. (2008). Factores en el consumo de alcohol en adolescentes. *Revista Pensamiento Psicológico*, 4, 115-134.
- Clark, L. y Watson, D. (1991). Tripartite model of anxiety and depression: Psychometric evidence and taxonomic implications. *Journal of Abnormal Psychology*, 100, 316-336.
- Clark, L. y Watson, D. (2003). Constructing validity: basic issues in objective scale development. En A.E. Kazdin (Ed.), *Methodological issues & strategies in clinical research* (pp. 207-231). New York: American Psychological Association.
- Cogollo, Z. y Campo, A. (2007). Asociación entre síntomas depresivos y rendimiento académico en un colegio de estrato socioeconómico medio-bajo de Cartagena-Colombia. *Revista de Ciencias Médicas*, 5, 33-39.
- Cogollo, Z., Díaz, C. y Campo, A. (2006). Exploración de la validez de constructo de la escala Zung para depresión en adolescentes escolarizados. *Colombia Médica*, 37, 102-106.
- Colegio Oficial de Psicólogos de España y Comisión Internacional de Test (ITC) (2000). Directrices Internacionales para el uso de los test. *Infocop*, 77, 21-32.
- Conde, C., Orozco, L., Báez, A. y Dallos, M. (2009). Aportes fisiológicos a la validez de criterio y constructo del diagnóstico de ansiedad según entrevista psiquiátrica y el State Trait Anxiety Inventory (STAI), en una muestra de estudiantes universitarios colombianos. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 38, 262-278.
- Coryell, W., Endicott, J. y Keller, M. (1992). Major depression in non-clinical sample. *Archives of General Psychiatry*, 49, 117-125.
- Deckersbach, T., Perlis, R.H., Frankle, W.G., Gray, S.M., Grandin, L., Dougherty, D.D., Nierenberg, A.A. y Sachs, G.S. (2004). Presence of irritability during depressive episodes in bipolar disorder. *CNS Spectrums*, 9, 227-231.
- Dowd, D. (2004). Depression: Theory, assessment and new directions in practice. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 4, 413-423.
- Eignor, D. (2001). Standards for the Development and Use of Test: The Standards for Educational and Psychological Testing. *European Journal of Psychological Assessment*, 17, 157-163.
- Gallagher, R. (2002). Nacional Survey of Counselling Center Directors. Pittsburg: INT Associations of Counselling Services INC.
- Gaviria, S. (2009). ¿Por qué las mujeres se deprimen más que los hombres? *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 38, 316-324.
- Jaramillo, A., Carvajal, S., Marín, N. y Ramírez, A. (2008). Los estudiantes universitarios javerianos y su respuesta al sentido de vida. *Pensamiento Psicológico*, 4, 199-208.
- Kornstein, S.G., Schatzberg, A.F., Thase, M.E., Yonkers, K.A., McCullough, J.P., Keitner, G. I., Gelenberg, A.J., Ryan, C.E., Hess, A.L., Harrison, W., Davis, S.M. y Keller, M.B. (2000). Gender differences in chronic major and double depression. *Journal of Affective Disorders*, 60, 1-11.
- Kopper, B.A. y Epperson, D.L. (1996). The experience and expression of anger:

- relationships with gender, gender role socialization, depression and mental health functioning. *Journal of Counseling Psychology*, 43, 158-165.
- Matud, P., Guerrero, K y Matías R. (2006). Relevancia de las variables sociodemográficas en las diferencias de género en depresión. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 6, 7-21.
- McWilliams, L., Cox, B. y Enns, M. (2001). Self-report differentiation of anxiety and depression in a mood disorders sample. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 23, 125-131.
- Meza, T. (2008). Depresión como entidad médico-psiquiátrica. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 37, 220-235.
- Miguel Tobal, J.J., Casado, M.I., Cano Vindel, A. y Spielberger, C.D. (2001). *Manual del Inventario de Expresión de Ira Estado/Rasgo, Staxi-2*. Madrid: TEA Ediciones.
- Ministerio de Protección Social (2009). *Encuesta Nacional de Salud Mental 2003*. Ministerio de Protección Social, JAVEGRAF, Bogotá.
- Miranda, C., Gutiérrez, J, Beral, F. y Escobar, C. (2000). Prevalencia de depresión en estudiantes de Medicina de la Universidad del Valle. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 29, 251-260.
- Montero, I. y León, O. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 115-127.
- Newman, J., Gray, E. y Fuqua, D. (1999). Sex differences in the relationship of anger and depression: an empirical study. *Journal of Counseling and Development*, 77, 198-203.
- Ninan, P. y Berger, J. (2001). Symptomatic and syndromal anxiety and depression. *Depression and Anxiety*, 14, 79-85.
- Ocampo, L. (2007). Análisis correlacional del Cuestionario de Depresión Estado/Rasgo (ST/DEP) con una muestra de adolescentes y universitarios de la ciudad de Medellín (Colombia). *Psicología desde el Caribe*, 20, 28-49.
- Organización Panamericana de la Salud, Facultad Nacional de Salud Pública y Facultad de Medicina, Universidad de Antioquia (2002). *Análisis de la situación de salud de la población desplazada y de estrato 1 en Medellín*. Recuperado el 11 de agosto, 2009, de <http://www.disaster-info.net/desplazados/informes/ops/perfilmedellin2003/index.htm>
- Pelechano, V. (2002). Valoración de la actividad científica en Psicología. ¿Pseudoproblema, sociologismo o ideologismo? *Análisis y Modificación de Conducta*, 28, 323-362.
- Peñate, W. (2001). Presentación de un cuestionario básico para la evaluación de los síntomas de la depresión. *Análisis y Modificación de Conducta*, 27, 671-869.
- Piccinelli, M. y Wilkinson, G. (2000). Gender differences in depression. *British Journal of Psychiatry*, 177, 486-492.
- Posternak, M.A. y Zimmerman, M. (2002). Anger and aggression in psychiatric outpatients. *Journal of Clinical Psychiatry*, 63, 665-672.
- Puertas, G., Ríos, C., y Del Valle, H. (2007). Prevalencia de trastornos mentales comunes en barrios marginales urbanos con población desplazada en Colombia. *Revistaesalud.com*, 3, 4-12.
- Ritterband, L.M. (1995). *Evaluation of the Beck Depression Inventory's Sensitivity and the State/Trait Properties*. Tesis no publicada. University of South of Florida, Tampa, Estados Unidos.
- Ritterband, L.M. y Spielberger, C. D. (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.
- Riveros, M., Bohórquez, A., Gómez, C. y Okuda, M. (2006). Conocimientos sobre la depresión en pacientes que asisten a centros de atención primaria en Bogotá, Colombia. Resultados colombianos del Proyecto Internacional de Depresión. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 35, 9-22.

- Robin, L., Cautin, R., Overholser, J. y Goetz, P. (2001). Assessment of mode of anger expression in adolescent psychiatric inpatients. *Adolescence*, 36, 163-170.
- Rueda, G., Camacho, P., Rangel, A. y Duarte, E. (2008). Prevalencia del consumo de sustancias en estudiantes de secundaria de Bucaramanga (Colombia) y su área metropolitana. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 37, 195-206.
- Rueda, M., Díaz, L. y Rueda, G. (2008). Prevalencia de trastorno depresivo mayor y factores asociados: un estudio poblacional en Bucaramanga (Colombia). *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 37, 159-168.
- Ruiz, L., Colin, R., Corlay, L., Lara, M. y Dueñas, H. (2007). Trastorno depresivo mayor en México: la relación entre la intensidad de la depresión, los síntomas físicos dolorosos y la calidad de vida. *Salud Mental*, 30, 25-32.
- Salokangas, R., Vaahtera, K., Pacriev, S., Sohlman, B. y Lehtinen, V. (2002). Gender differences in depressive symptoms: an artefact caused by measurement instruments?. *Journal of Affective Disorders*, 68, 215-220.
- Sanz, J. y Vázquez, C. (1998). Fiabilidad, validez y datos normativos del Inventario para la Depresión de Beck. *Psicothema*, 10, 303-318.
- Sayar, K., Guzelhan, Y., Solmaz, M., Ozer, O., Ozturk, M., Acar, B. y Arikan, M. (2000). Anger attacks, in depressed Turkish outpatients. *Annals of Clinical Psychiatry*, 12, 213-218.
- Shankman, S.A. y Klein, D.N. (2003). The relation between depression and anxiety: an evaluation of the tripartite, approach-withdrawal and valence-arousal models. *Clinical Psychology Review*, 23, 605-637.
- Simonds, V. y Whiffen, V. (2003). Are difference in depression explained by gender differences in co-morbid anxiety?. *Journal of Affective Disorders*, 77, 197-202.
- Snaith, P. (1993). What depression rating scales measures?. *British Journal of Psychiatry*, 163, 293-298.
- Spielberger, C.D. (1983). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory: STAI (Form Y)*. Palo Alto: Consulting Psychologists Press.
- Spielberger, C.D., Agudelo, D., Buela-Casal, G. (2008). *Inventario de Depresión Estado/Rasgo (IDER)*. Madrid: TEA Ediciones.
- Spielberger, Ch., Agudelo, D., Buela-Casal, G., Carretero-Dios, H. y De los Santos-Roig, M. (2004). Análisis de ítems de la versión experimental castellana del cuestionario de Depresión Estado-Rasgo (ST-DEP) con una muestra española. *Análisis y Modificación de Conducta*, 30, 495-535.
- Spielberger, C.D., Carretero-Dios, H., De los Santos-Roig, M. y Buela-Casal, G. (2002a). Spanish experimental version of the State-Trait Depression Questionnaire (ST-DEP): State sub-scale (S-DEP). *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud/International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2, 71-89.
- Spielberger, C. D., Carretero-Dios, H., De los Santos-Roig, M. y Buela-Casal, G. (2002b). Spanish experimental version of the State-Trait Depression Questionnaire (ST-DEP): Trait sub-scale (S-DEP). *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud/International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2, 51-69.
- Spielberger, C.D., Gorsuch, R.L. y Lushene, R.D. (1970). *STAI: Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto: Consulting Psychologist Press.
- Spielberger, C.D., Ritterband, L., Reheiser, E. y Brunner, T. (2003). The nature and measurement of depression. *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud/International Journal of Clinical and Health Psychology*, 3, 209-234.
- Troisi, A. y D'Argenio, A. (2004). The relationship between anger and depression in a clinical sample of young men: the role of insecure attachment. *Journal of Affective Disorders*, 79, 269-272.
- Üstün, J., Ayuso-Mateus, L., Chatterji, C., Matheus, C. y Murray, C. (2004). Global burden of depressive disorders in the year 2000. *British Journal of Psychiatry*, 184, 386-392.
- Van de Vijver, F. (2003). Test adaptation/translation methods. En *Encyclopedia of*

- Psychological Assessment* (Vol. 2, pp. 960-964). Oxford: Sage Publications.
- Varela, M., Salazar, I., Cáceres, D. y Tovar, J. (2007). Consumo de sustancias psicoactivas ilegales en jóvenes y factores sociales asociados. *Pensamiento Psicológico*, 3, 31-45.
- Vázquez, C. y Sanz, J. (1997). Fiabilidad y valores normativos de la versión española del Inventario para la Depresión de Beck de 1978. *Clínica y Salud*, 8, 403-422.
- Vázquez, C. y Sanz, J. (1999). Fiabilidad y valores normativos de la versión española del Inventario para la Depresión de Beck de 1978, en pacientes con trastornos psicológicos. *Clínica y Salud*, 10, 59-81.
- Vera, P., Buéla-Casal, G., Celis, K., Córdova, N., Encina, N. y Spielberger, C. (2008). Chilean experimental version of the State/Trait depression Questionnaire (ST/DEP): Trait subscale. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 8, 563-575.
- Watson, D., Clark, L. y Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of Positive and Negative Affect: the PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 1063-1070.
- World Health Organization (2002). *World Health Report 2002. Reducing Risks, promoting Healthy Life*. Geneva: WHO.
- World Health Organization (2009). *Estadísticas sanitarias mundiales*. Recuperado el 12 agosto, 2009, de http://www.who.int/whoses/whostat/ES_WHS09_tables5.pdf