



Diversitas: Perspectivas en Psicología

ISSN: 1794-9998

revistadiversitas@correo.usta.edu.co

Universidad Santo Tomás

Colombia

Merino Soto, César; Pflucker Muñoz, Dora; Riaño-Hernández, Diana
Análisis factorial exploratorio del Inventory de Depresión Estado-Rasgo (ST-DEP) en adolescentes
Diversitas: Perspectivas en Psicología, vol. 8, núm. 2, 2012, pp. 319-330
Universidad Santo Tomás
Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=67925837008>

- ▶ 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

Análisis factorial exploratorio del Inventory de Depresión Estado-Rasgo (ST-DEP) en adolescentes*

Exploratory Factor Analysis of State-Trait Depression Inventory (ST-DEP) in Adolescents

César Merino Soto
Universidad Científica del Sur

Dora Pflucker Muñoz
Universidad Científica del Sur

Diana Riaño-Hernández**
Universidad Santo Tomás, Colombia

Recibido: 4 de febrero de 2012
Revisado: 29 de abril de 2012
Aceptado: 20 de junio de 2012

Resumen

El Inventory de Depresión Estado-Rasgo (IDER) evalúa de forma breve distintos síntomas depresivos. El objetivo es evaluar algunas propiedades psicométricas del IDER en Perú. La muestra estuvo formada por 314 estudiantes entre 11 y 18 años de secundaria en un colegio limeño. Los resultados indican una estructura bidimensional -que corresponde con la delimitación conceptual del inventario original-. Sin embargo, algunos ítems presentaron cargas comparativamente bajas, probablemente debido a variaciones culturales. Adicionalmente, la consistencia interna para la dimensión de Estado y Rasgo presentó valores alfa de Cronbach de 0.76 y 0.68, respectivamente. El cuestionario IDER satisface el criterio de invariabilidad de la estructura interna y puede dar una alternativa favorable para el diagnóstico y evaluación de la depresión en adolescentes peruanos.

Palabras clave: IDER, ST/DEP, análisis factorial exploratorio, confiabilidad.

* Artículo de investigación. Este documento forma parte del proyecto intercultural Colombia-Perú para validar algunos instrumentos psicosomáticos con la población adolescente.

** Correspondencia: César Merino Soto, Facultad de Psicología, Universidad Científica del Sur. Correo electrónico: sikayax@yahoo.com.ar, Dora Pflucker Muñoz, Universidad Científica del Sur. Correo electrónico: dora_cristina16@hotmail.com, Diana Riaño-Hernández, Universidad Santo Tomás, Colombia. Correo electrónico: dianariano@usantotomas.edu.co

Abstract

The State-Trait Depression Inventory (ST-DEP) briefly assesses various depressive symptoms. The objective is to evaluate some psychometric properties of this inventory in Peru. The sample was composed of 314 students ranging between 11 and 18 years old. All of them were attending secondary school in Lima. Results indicate a two-dimensional structure, which corresponds to the conceptual definition of the original inventory. However, some items showed comparatively low loads, probably due to cultural variations. Additionally, internal consistency for the dimension of State and Trait showed .76 and .68 Cronbach's alpha coefficients respectively. The IDER satisfies the criterion of internal structure stability, and can give a favorable alternative for the diagnosis and assessment of depression in Peruvian adolescents.

Keywords: IDER, ST/DEP, exploratory factor analysis, reliability.

Como parte de un proceso mayor de adaptación de pruebas psicológicas, el propósito del presente estudio es verificar las propiedades psicométricas del *Inventario de Depresión Estado-Rasgo* (IDER; Ritterband y Spielberger, 1996; Spielberger, Agudelo y Buela-Casal, 2008), por medio de un estudio exploratorio de dos propiedades básicas; la validez de la estructura interna (configuración factorial) y la confiabilidad por consistencia interna, permitiendo evaluar si las propiedades estadísticas y psicométricas se mantienen similarmente en Perú, relativo a otros estudios internacionales con el IDER.

La depresión es un trastorno del estado de ánimo que trae consigo consecuencias negativas en la salud mental de la población, afectando significativamente el funcionamiento social, afectivo, físico y conductual de quien la padece (Ritterband y Spielberger, 1996). Debido a sus síntomas, con frecuencia su diagnóstico puede confundirse con otros trastornos de la ansiedad (Spielberger, Buela-Casal, Agudelo, Carretero-Dios y Santolaya, 2005). Una consecuencia directa de este problema es la limitación para establecer apropiadas estrategias claras para el tratamiento del trastorno. Mientras más pronto se inicia el trastorno depresivo, mayor posibilidad de cronicidad y costo en el tratamiento (Agudelo, 2009), y la implementación de procedimientos para la detección temprana contribuiría a la efectividad del tratamiento. Un medio de detección y diagnóstico esencial es un instrumento de evaluación que favorezca el

proceso de identificación de los síntomas depresivos de una manera diferenciada y precisa. En el contexto descrito se han elaborado varios instrumentos para adultos y adolescentes que cumplen su función evaluativa en la práctica profesional y de investigación. Hay escalas específicas para la evaluación de la depresión en adultos (Beck, Steer y Brown, 1996; Hamilton, 1960; Zung, 1965; Radloff, 1977) y en adolescentes (Kovacks, 1985, 1992; Reynolds y Mazza, 1998).

El IDER fue creado inicialmente para adultos, pero modificado recientemente para adolescentes, su aplicación ha demostrado cumplir satisfactoriamente con criterios psicométricos básicos en estudios latinoamericanos, específicamente en Colombia (Agudelo, 2009; Ocampo, 2007) y Chile (Vera-Villarroel et ál., 2008). El IDER un cuestionario breve y de auto-reporte que facilita una detección rápida y diferenciada de los síntomas depresivos, pudiendo ser aplicado en adolescentes de manera grupal, por ejemplo, en una institución escolar. Este aspecto, además de sus excelentes propiedades psicométricas en adultos y adolescentes (resumidas en los párrafos más adelante), pone al IDER como un instrumento elegido para continuar sus estudios psicométricos en otros grupos.

Una de las importantes contribuciones al estudio y comprensión de las emociones, es la distinción entre *estado* y *rasgo*. Luego de revisar varios instrumentos de medición de la depresión y detec-

tar inconsistencias en el modo de conceptualizar y discriminar los componentes de la depresión, Ritterband y Spielberger (1996) lograron identificar dos aspectos de la depresión que pueden ser evaluados: *estado* y *rasgo*, permitiendo entender y diferenciar dos formas de la expresión del ánimo depresivo, consideración que los instrumentos anteriores al IDER no tenían claro (Ritterband y Spielberger, 1996; Agudelo, Spielberger, Santolaya, Carretero Dios y Buela-Casal, 2005) y que lleva a entender cómo la presencia de rasgos depresivos aumentaría la probabilidad de ocurrencia de estados depresivos, incrementando la vulnerabilidad (Agudelo, 2009). La manifestación de un atributo como *estado* se refiere a una vivencia temporal y se asocia a una situación inmediata, actual y específica; mientras que la manifestación *rasgo* se refiere a la expresión estable y asociada con la personalidad del sujeto, y esencialmente generalizable inter - situacionalmente (Ritterband y Spielberger, 1996; Spielberger et ál., 2008).

En el estudio de construcción del IDER para adultos se diseñaron 40 ítems que correspondían a los síntomas afectivos y cognitivos de la depresión, y fueron derivados de otras medidas destinadas a este mismo constructo, como las medidas de Zung (1965) y Zuckerman y Lubin (1985). Estos ítems pretendían explorar la intensidad y la frecuencia de las cogniciones y sentimientos sobre la afectividad depresiva, pero los resultados empíricos en que se aplicó el análisis factorial exploratorio indicaron que los ítems podrían identificarse conceptualmente como presencia y ausencia de depresión. Ambos contenidos fueron consistentes entre varones y mujeres, tanto como en la muestra total. La estructura factorial obtenida fue clara respecto a su interpretación, describiéndose dos aspectos afectivos de la depresión (la *eutimia* y *distimia*) en dos dimensiones de su expresión: *estado* y *rasgo*. La *eutimia* se refiere a la presencia de sentimientos positivos en relación con una expresión de bienestar y de salud física y mental; quien posee sentimientos de *eutimia* está lejano a sentir síntomas relacionados con la depresión, pues sus expresiones reflejan que se siente dichoso y esperanzado de vivir (Ocampo, 2007; Spielberger et ál., 2008). Por el contrario, la *dis-*

timia es la presencia de sentimientos de tristeza, desánimo y decaimiento; quien posee estos sentimientos tiende a ver la vida con desagrado y, muy posiblemente, estos sentimientos pueden estar reflejando un estado depresivo ya sea leve o grave (Ocampo, 2007; Spielberger et ál., 2008).

La adaptación española del componente Estado y Rasgo del IDER se realizó en dos investigaciones independientes por Spielberger, Carretero-Dios, De los Santos-Roig y Buela-Casal (2002a) y Spielberger, Carretero-Dios, De los Santos-Roig y Buela-Casal (2002b), respectivamente. En una muestra de adultos universitarios se exploró la estructura factorial, la confiabilidad y las correlaciones con otros constructos. Los resultados fueron altamente satisfactorios sobre los aspectos evaluados y fue la base principal para otras adaptaciones posteriores. Un breve tiempo después, Spielberger, Agudelo, Buela-Casal, Carretero-Dios y De los Santos-Roig (2004) hicieron una evaluación de los ítems provenientes de los primeros resultados de Spielberger et ál., (2002a, 2002b) y hallaron resultados que convergieron con la estructura factorial y relevaron que el IDER es un instrumento robusto en la distinción de aspectos afectos de la depresión; uno de los resultados específicos fue que la cantidad de ítems se redujo, manteniéndose ítems únicamente con cargas factoriales altas.

Posteriormente, los ítems que se mantuvieron con buenas propiedades métricas se evaluaron nuevamente por Agudelo et ál., (2005), obteniéndose una versión española más reducida que condujo a la publicación profesional del IDER (Spielberger, et ál., 2008). Otros estudios independientes han hecho modificaciones a las versiones anteriores de la publicación profesional para ajustarse culturalmente a los significados locales, como la versión experimental chilena (Vera-Villarroel et ál., 2008) cuyos resultados esencialmente también replican la dimensionalidad de dos factores del IDER. La extensión más reciente de los estudios con el IDER ha sido la adaptación para adolescentes realizada por Ocampo (2007) y Agudelo (2009) en Colombia, que usó la versión profesional (Spielberger et ál., 2009). Estos trabajos también replicaron exitosamente la configuración de dos

factores, además de hallar satisfactorios niveles de consistencia interna.

Exceptuando Colombia (Agudelo, 2009; Ocampo, 2007) y Chile, el IDER en adolescentes aún no se ha usado bajo procedimientos de investigación, y se desconoce si sus propiedades psicométricas son adecuadas para propósitos de investigación o detección de adolescentes con depresión en muestras más allá de las presentadas en sus estudios originales. Por tanto, la investigación presentada aquí se hace con el fin de explorar la estructura interna y la confiabilidad del IDER en adolescentes peruanos, ambos aspectos fundamentales para sustentar la explicación de los resultados, ya que intenta medir un instrumento y evaluar su precisión. Aunque se ha obtenido previamente una estructura factorial replicable del IDER en adolescentes, esto ocurrió en un estudio con participantes colombianos (Agudelo, 2009; Ocampo, 2007), pero se requiere la replicación de tales resultados. La replicación de la estructura interna y confiabilidad permite evaluar si las propiedades estadísticas y psicométricas se mantienen también para una muestra diferente, específicamente en Perú. Además, los resultados también contribuirían en dos aspectos: primero, al estudio científico de la depresión en adolescentes y, segundo, la práctica profesional se beneficiaría al contar con un instrumento de medición adaptado y apropiado.

Método

Participantes

La muestra estuvo formada por 314 estudiantes entre 11 y 18 años, todos de secundaria de un colegio limeño. La distribución proporcional de varias características demográficas recolectadas se mantuvo similar entre los grupos muestreados. Por ejemplo, no se encontraron diferencias estadísticamente significativas entre la proporción de estudiantes según año de estudios (primero, segundo, tercero, cuarto y quinto) ($\chi^2 (4) = 3.84$); tampoco se encontraron diferencias en la propor-

ción de mujeres y hombres según el grado de estudio, $\chi^2 (4) = 0.216$. La edad media en la muestra total fue 14.39 años (d.e. = 1.48; min = 11, max = 18); para homogeneizar muestralmente el cálculo de algunos de los estadísticos (por ejemplo, el coeficiente α , Cronbach, 1951) las edades se separaron en tres grupos: de 11 a 13 años; 14 a 15; y de 16 a 18. Entre estos grupos, no se encontraron diferencias entre la proporción de estudiantes según edades, $\chi^2 (2) = 4.81$; es decir, las edades se distribuyen de manera similar en cada grupo. Dos alumnos no reportaron su grado (0.6%).

Instrumento

Inventario de depresión Estado/Rasgo (IDER; Spielberger et ál., 2008). Se utilizó la versión española adaptada para población latinoamericana adolescente (específicamente Colombia) por Agudelo (2009) y Ocampo (2007). Es una prueba cuyo objetivo es identificar dos componentes afectivos de la depresión, la distimia (afectividad negativa) y la eutimia (afectividad positiva), y en dos formas de experiencia: estado (IDER-E) y rasgo (IDER-R). Las escalas Estado y Rasgo contienen 10 ítems cada una y evalúan la distimia y la eutimia. Cinco de estos ítems identifican el factor distimia y los 5 restantes, eutimia. Las instrucciones para el caso de la escala de estado solicitan al sujeto encerrar la opción que se aproxime a su sentimiento experimentado en el momento que está llenando la prueba; las respuestas indican intensidad (desde *Nada* hasta *Mucho*). Por otro lado, para la escala rasgo se le pide al sujeto que responda cómo se siente generalmente, en este las respuestas indican frecuencia de ocurrencia de determinados sentimientos (desde *Casi nunca* hasta *Casi siempre*).

Para la interpretación de los aspectos evaluados por el IDER se obtienen puntajes formados por la suma de las respuestas a cada ítem (opciones del 1 al 4) en eutimia y distimia e independientemente para las escalas estado (IDER-E) y rasgo (IDER-R). Se puede obtener un puntaje total para el aspecto estado y rasgo, interpretando el aumento del puntaje como más presencia de síntomas depresivos.

Procedimiento

Se presentó el proyecto de investigación al colegio seleccionado, así como las cartas de solicitud de autorización de director y los padres de familia. Una vez conseguida la aprobación de ambos se aplicó el IDER dentro de una batería de pruebas relacionadas con aspectos emocionales para propósitos de investigación, pero no reportadas en este estudio. Se aplicó el cuestionario IDER a los alumnos dentro de sus salones de clases, presentándose como una encuesta sobre los pensamientos y sentimientos propios y en condiciones de anonimidad. Cada salón fue evaluado por dos examinadores previamente entrenados para la aplicación de cuestionarios grupales. Se enfatizaron varios aspectos para maximizar la varianza relevante al constructo, como el anonimato de respuesta, la voluntariedad de la participación, la lectura de las instrucciones y estimular una actitud comprometida ante los cuestionarios (Merino, 2010).

El análisis estadístico se realizó con una técnica que reduce el número de variables para identificar patrones de correlaciones, entre ellas: el análisis factorial exploratorio (AFE; Reise, Waller y Comrey, 2000) se aplicó para evaluar la estructura del IDER sin imponer algún ajuste previo como lo hace el análisis factorial confirmatorio (Reise et ál., 2000). Una solución factorial exploratoria permite ver si los datos se ajustan a un modelo matemático en que las variaciones de muestreo se hacen más notorias, pues es posible obtener varios modelos factoriales (Reise et ál., 2000). Un modelo factorial es una construcción matemática que agrupa variables de acuerdo con sus patrones de correlación, y cuyo surgimiento supone que todas las variables agrupadas comparten en común algún aspecto o muestra de variabilidad compartida. La información usada para efectuar el AFE es la matriz de correlaciones lineales entre las variables. Con la matriz de correlaciones de Pearson se verificó si los datos eran factorizables y esto se comprobó con el coeficiente Kaiser-Meyer-Olkin (KMO, Kaiser 1970; Cerny y Kaiser, 1977). Esta técnica contrasta si las correlaciones entre las variables son suficientemente altas como para indicar

la presencia de factores comunes; su magnitud varía entre el 0 y 1, y valores cercanos a 1 indican que las correlaciones entre los pares de variables pueden ser explicadas por otras variables (Kaiser, 1974). Asimismo se aplicó la prueba de esfericidad de Bartlett (1950), la cual contrasta la hipótesis nula de que la matriz de correlaciones es una matriz identidad o hay correlaciones cero. Por otro lado, para determinar el número de factores se obtuvo el gráfico scree test (Cattell, 1966) y se usó el análisis paralelo (Horn, 1965) ambos procedimientos sugeridos para obtener una estimación más precisa de la dimensionalidad de las variables (Costello y Osborne, 2005; Reise et ál., 2000). El método elegido de extracción fue el de ejes principales, que es recomendado cuando las variables (en la presente investigación, ítems de los cuestionarios) tienen distribución no normal (Costello y Osborne, 2005). Una práctica usual y necesaria para interpretar la solución factorial obtenida es aplicar una rotación a la matriz inicial de resultados factoriales (Abidi, 2003); así, para mejorar la interpretación de los factores en relación con los ítems, se efectuó una rotación promax (Hendrickson y White, 1964), con el parámetro de oblicuidad (K) establecido en cuatro (Tataryn, Wood y Gorsuch, 1999). Este método rotatorio de factores permite la correlación entre los factores (Abidi, 2003) y usa dos fases de rotación; es uno de los que mejor permiten obtener las estimaciones estadísticas más precisas entre los ítems y sus factores, comparado con otros métodos que hacen presunciones diferentes o similares sobre las relaciones entre las variables (Dien, 2010). La aplicación de este método se ajusta a lo presupuestado para los datos de la presente investigación: primero, que se hallarían más de un factor en cada dimensión evaluada y que estos tendrían correlaciones diferentes de cero y, segundo, que los ítems tendrían una elevada carga factorial con su propio factor comparado con los factores. Las cargas factoriales mínimas de 0.40 fueron consideradas como el criterio mínimo para identificar la pertenencia de un ítem sobre su factor. Finalmente, la consistencia interna será evaluada por el coeficiente α (Cronbach, 1951), que asume principalmente un modelo equivalente τ_{au} entre sus ítems. Esto será evaluado mediante la comparación de las desviaciones estándares entre

los ítems. Se calcularán también intervalos de confianza (al 95%) para el coeficiente α mediante el procedimiento de Fisher (1950); este método requiere transformar los coeficientes α a variables z derivados asintóticamente de la curva normal teórica, y que demuestra tener buena cobertura y menos sesgo en distribuciones con varias características (Romano, Kromrey y Hibbard, 2008; Romano, Kromrey, Owens y Scott, 2011).

Resultados

Los análisis previos a la aplicación del AFE arrojaron que: la prueba de adecuación muestral KMO para IDER-E e IDER-R fue 0.80 y 0.76 valores considerados altos, respectivamente (Kaiser, 1970, 1974). La prueba de esfericidad de Barlett también mostró resultados adecuados para ambas escalas: $\chi^2(45) = 816.90$, $p < 0.01$ y $\chi^2(45) = 481.43$, $p < 0.01$. Estos resultados previos indican lo apropiado de la aplicación del análisis factorial en la presente muestra.

Tabla 1.
Análisis factorial exploratorio con Rotación Promax del S/DEP y T/DEP

	M	DE	F1	F2	h^2
Estado					
7. Estoy contento/a	3.06	.866	.754 (.771)	-.054 (-.289)	.597
9. Estoy entusiasmado/a	2.72	.918	.734 (.693)	.133 (-.095)	.496
4. Estoy animado/a	2.91	.888	.702 (.699)	.008 (-.210)	.489
1. Me siento bien	3.00	.833	.619 (.646)	-.088 (-.280)	.424
10. Me siento enérgico/a	2.80	.986	.597 (.574)	.075 (-.111)	.334
3. Estoy decaído/a	1.50	.684	-.001 (-.228)	.732 (.732)	.536
8. Estoy triste	1.59	.737	-.084 (-.301)	.697 (.723)	.529
2. Estoy apenado/a	1.61	.695	-.003 (-.209)	.663 (.664)	.440
6. Estoy hundido/a	1.14	.444	.070 (-.066)	.438 (.417)	.178
5. Me siento desdichado/a	1.24	.515	.100 (-.018)	.382 (.350)	.132
Autovalor			3.242	2.011	
% varianza total			32.416	20.114	
Correlación					
F1			1		
F2			-.311	1	
Rasgo					
10. Me siento enérgico/a	2.94	.982	-.074 (-.277)	.603 (.628)	.399
4. Me siento dichoso/a	2.71	1.00	.090 (-.101)	.567 (.536)	.295
1. Disfruto de la vida	3.28	.782	-.178 (-.361)	.542 (.602)	.391
3. Me siento pleno/a	2.32	.859	.161 (-.009)	.501 (.447)	.223

	M	DE	F1	F2	h^2
5. Tengo esperanzas sobre el futuro	3.54	.754	-.089 (-.214)	.372 (.402)	.169
6. Estoy decaído/a	1.53	.697	.741 (.697)	.131 (-.120)	.501
2. Me siento desgraciado/a	1.20	.498	.568 (.555)	.038 (-.154)	.309
9. Estoy triste	1.73	.742	.553 (.561)	-.024 (-.211)	.315
8. Estoy hundido/a	1.18	.428	.509 (.535)	-.078 (-.249)	.291
7. No tengo ganas de nada	1.80	.745	.432 (.452)	-.061 (-.207)	.208
Autovalor			2.760		1.678
% varianza total			27.602		16.781
Correlación					
F1			1		
F2			-.338	1	

Análisis factorial exploratorio. El análisis paralelo y el gráfico scree test inequívocamente informaron que la dimensionalidad más apropiada fue una estructura de dos factores, las cuales corresponden teóricamente a la estructura conceptual del IDER y obtenida también en otros estudios; los dos factores explicaban más del 40% de la varianza en el área Estado y Rasgo. En la Tabla 1 aparecen los resultados del análisis factorial exploratorio. Al examinar los ítems contenidos en cada factor, estos correspondían conceptualmente a las escalas originales de distimia y eutimia en las dimensiones Estado y Rasgo. Se observa que el primer factor extraído en el área Estado fue eutimia, mientras que el área Rasgo fue distimia; esto también se asoció al monto de varianza explicada en cada una.

Las cargas factoriales entre los ítems con el factor que los explica fueron altas, y muy bajas con el factor contrario, indicando la simplicidad de la solución factorial obtenida. Sin embargo, algunos ítems presentaron cargas comparativamente bajas. En IDER-E, *Me siento enérgico* (ítem 10) obtuvo una carga algo menor; y los ítems 5 (*Me siento desdichado*) y 6 (*Estoy hundido*) tuvieron cargas menos de 0.45. En la escala IDER-R, *Tengo esperanzas sobre el futuro* (ítem 5) y *No tengo ganas*

de hacer nada (ítem 7) mostraron igualmente cargas por debajo de 0.45.

Consistencia interna. El rango de coeficientes alfa de los puntajes se muestra en la Tabla 2. Las magnitudes tienden a ser más elevadas para la dimensión Estado comparado con la dimensión Rasgo; en esta última, el nivel de consistencia interna puede considerarse relativamente bajo, ya que ninguno supera la magnitud 0.70. Sin embargo, los intervalos de confianza en la muestra total incluyen este valor y estas estimaciones pueden ser consideradas aún aceptables, ya que pueden incluir este mínimo valor. Los intervalos de confianza también indican que las diferencias en la confiabilidad de los puntajes en la muestra total tienden a no ser lo suficientemente grandes. Las estimaciones del coeficiente alfa en los grupos de acuerdo con el sexo y edad son sistemáticamente bajas respecto a la muestra total. Otro índice reportado de consistencia interna (la correlación inter-ítem promedio, r_{ij}) también indica una mejor consistencia de las respuestas a los ítems de la dimensión Estado. Exceptuando algunos grupos de edad, los intervalos de confianza (al 95%) para el coeficiente a muestran poca variabilidad estadísticamente significativa entre los grupos analizados.

Tabla 2.

Consistencia interna (α de Cronbach) de las escalas S/DEP y T/DEP para el total de la muestra y para la muestra dividida por sexo y edad

	No. items	r_{ii}^a	α [IC 95%]					
			Total	Varones	Mujeres	Edad 1	Edad 2	Edad 3
Estado	10	.232	.76 [.71, .80]	.69 [.63, .74]	.79 [.74, .83]	.66 [.59, .72]	.63 [.56, .69]	.47 [.38, .55]
Distimia	5	.327	.71 [.65, .76]	.66 [.59, .72]	.74 [.69, .79]	.51 [.42, .59]	.77 [.72, .81]	.74 [.62, .74]
Eutimia	5	.456	.80 [.75, .84]	.77 [.72, .81]	.83 [.79, .86]	.72 [.66, .76]	.81 [.77, .84]	.84 [.80, .87]
Rasgo	10	.189	.68 [.62, .74]	.63 [.55, .69]	.73 [.67, .78]	.53 [.45, .61]	.33 [.23, .43]	.43 [.34, .52]
Distimia	5	.311	.67 [.60, .73]	.65 [.58, .70]	.68 [.62, .74]	.57 [.49, .64]	.72 [.66, .77]	.70 [.64, .75]
Eutimia	5	.269	.65 [.58, .70]	.62 [.54, .68]	.68 [.62, .74]	.62 [.55, .68]	.64 [.57, .70]	.70 [.64, .75]

^a r_{ii} : correlación inter-ítem promedio.

Correlación entre factores. La correlación inter-factorial en Estado y Rasgo (Tabla 1) fue negativa indicando una esperada relación entre los sentimientos de eutimia y distimia; la magnitud puede considerarse moderada y sugiere un monto de varianza independiente entre ambas y ambas experiencias no pueden considerarse totalmente opuestas.

Discusión

El presente estudio psicométrico exploró dos propiedades básicas del IDER, una medida de depresión originalmente para adultos, recientemente adaptada para adolescentes en Colombia, y ahora en Perú; estas propiedades fueron la validez de la estructura interna (configuración factorial) y la confiabilidad por consistencia interna. Los resultados obtenidos pueden considerarse altamente

satisfactorios respecto a la estructura interna y la confiabilidad.

Sin embargo, hubo algunos resultados a nivel de los ítems del IDER que merecen más observación. Específicamente, si bien en el análisis factorial exploratorio, todos los ítems se explican por un factor en la dirección esperada, los ítems 5 y 6 de distimia en el IDER-E cargan menos que los otros ítems distímicos, posiblemente porque expresan emociones emotivas más extremas y representan un pequeño conjunto de expresiones emocionales que no son típicas en la muestra de participantes. Como vivencias extremas, los participantes clínicamente normales pueden expresar menor prevalencia de los mismos, orientados hacia experiencias fuertes de distimia que podrían ser incapacitantes para el funcionamiento cognitivo y ejecutivo diario. Esto se corrobora porque

han sido respondidas con menor frecuencia y con una variabilidad menor. Estos ítems justamente son los que se hallan en el extremo inferior de la escala de calificación de los ítems (los ítems se responden del 1 al 4), y las respuestas tienen una mayor densidad alrededor de este extremo; al observar la desviación estándar de estos ítems, se observa también que la dispersión de las respuestas es menor comparado con los otros ítems. Además de la baja prevalencia de estas dos expresiones emocionales, puede estar involucrado un problema en la interpretación de su contenido. La palabra *hundido* es diferente a los otros indicadores distímicos del IDER porque refiere una evaluación global y no específica que puede absorber no solo el estado anímico sino también una descripción ejecutiva o conductual que lleva a la inacción. Si es posible que esta expresión no sea común en el lenguaje expresivo y comprensivo del adolescente peruano, entonces este ítem puede no estar capturando de la misma manera que los ítems el estado distímico. Lo que coincide también con lo encontrado en estudios anteriores, específicamente en Colombia (Ocampo, 2007; Agudelo, 2009) donde se ha reportado que el ítem *Estoy apenado* tiende a obtener la menor carga factorial y esto es posiblemente explicado por las variables lingüísticas a las que se somete el idioma Castellano según el país. Por ejemplo, en Colombia el término *apenado* (Agudelo, 2009) se refiere a un sentimiento de vergüenza más que de tristeza como lo suele ser en Perú y otros países. Esto mismo puede aplicarse al ítem que contiene la palabra *desdichado*, aunque los autores creen que la extremidad del sentimiento expresado por este ítem puede ser la mejor explicación de falta de convergencia con los otros ítems de este factor.

Por otro lado, en distimia el ítem que carga el menor peso factorial es: *No tengo ganas de nada*. Esto es posiblemente debido a que dicho ítem puede entenderse en muchos adolescentes como un sentimiento de confusión en esta etapa evolutiva, transitoria y no relacionado a un estado depresivo. También, entre los ítems de eutimia "*Me siento energético/a*", tiene menos carga factorial comparado con los otros ítems de la misma escala, posiblemente interpretado como la canti-

dad de energía y resistencia física con la que se cuenta, y menos asociado a un estado emocional positivo. El ítem que carga el menor peso factorial en eutimia es: *Tengo esperanzas sobre el futuro*, que trata de capturar una visión general y amplia de muchos aspectos de la propia vida en el futuro, que puede ser también visto como una preocupación real acerca de lo que pasará en el futuro, sin ser precisamente algo que exprese ausencia de depresión.

Es recomendable verificar el entendimiento de los ítems, sobre todo al tratarse de un instrumento que puede ser adaptado a una población diferente, por tanto, con connotaciones semánticas diferentes. Otro aspecto que no ha sido corroborado es la influencia que tiene el sexo de los participantes sobre la prevalencia de respuesta de todos los ítems y sobre la estructura factorial del IDER. Un estudio anterior en adultos (Ritterband y Spielberger, 1996) fue el único que evaluó a la estructura factorial entre varones y mujeres, mostrando que la equivalencia configuracional del IDER es estable y altamente satisfactoria entre varones y mujeres, y que por tanto la estructura factorial no es influenciada por el sexo de los sujetos. En nuestro estudio, esto no fue corroborado, así que se tiene una meta de estudio psicométrico que extenderán los presentes resultados preliminares

La consistencia interna está conceptualmente ligada al error de medición de un instrumento de medición y bajo la teoría clásica de los test, la replicabilidad de las respuestas en un instrumento con ítems estadísticamente paralelos debe garantizar menor error de medición estimada (Nunnally y Bernstein, 1995). En la muestra total, los coeficientes alfa han sido generalmente elevados comparados con las submuestras, pero es posible que la restricción del rango de los puntajes en cada submuestra pueda haber afectado sistemáticamente la magnitud de los coeficientes alfa, y por lo tanto los bajos coeficientes pueden ser un artefacto estadístico más bien que un mayor monto de error en las submuestras. Es conocido que la dispersión de los puntajes influencia en el incremento o decremento de este coeficiente

(Nunnally y Bernstein, 1995; Fedlt y Brennan, 1989).

Debe observarse que el grado de dispersión de los ítems fue diferente en la dimensión Rasgo, mientras que esta característica estadística fue más homogénea en la dimensión Estado. Esto fue notorio en la desviación estándar de cada ítem de tales dimensiones, pues el rango de la desviación estándar fue mayor en la dimensión Rasgo. Ya que la presunción de equivalencia *tau* entre los ítems es esencial para estimar con precisión el coeficiente alfa, parece cierto que esto no es aplicable a los ítems de la dimensión Rasgo, pues la dispersión de las respuestas fue menos homogénea. El efecto característico de este problema es el sesgo negativo del coeficiente *a*, que se comprueba por sus magnitudes bajas. Se requiere un examen cuantitativo minucioso y formal de este problema, y de corroborarse se debería aplicar otro coeficiente que presupone otro modelo de medición de los ítems en las escalas Rasgo del IDER. Estas iniciativas derivadas de los presentes resultados, sin embargo, van más allá de la exploración preliminar iniciada en esta investigación.

Los resultados del análisis factorial indican que el cuestionario IDER satisface el criterio de inviabilidad de la estructura interna, y puede dar una alternativa favorable para el diagnóstico y evaluación de la depresión en adolescentes. Los resultados de la presente investigación son una evidencia que se acumula a los futuros estudios que completen las demás facetas de la validez del IDER. Interculturalmente, el IDER muestra ser estable en la configuración de los ítems, tal como los resultados colombianos con adolescentes (Ocampo, 2007; Agudelo, 2009). Sin embargo, para verificar lo obtenido se requiere una muestra más grande, específicamente, en regiones descentralizadas del país.

La brevedad y facilidad de la aplicación del IDER hacen que pueda ser eficiente en costo y rapidez para situaciones de despistaje y monitoreo de tratamientos en conductas de baja frecuencia poblacional (Volpe y DuPaul, 2001); las evaluaciones de despistaje de síntomas depresivos en el contexto escolar también puede ser recomenda-

do (Davanzo et ál., 2004) y el IDER puede satisfacer muy bien esta actividad profesional.

Referencias

- Abdi, H. (2003). Factor rotations. In M. Lewis-Beck, A. Bryman, T. Futing (Eds): *Encyclopedia for research methods for the social sciences* (pp. 978-982). Thousand Oaks (CA): Sage.
- Agudelo, A., Carretero-Dios, H., Blanco, A., Pitti, C., Spielberger, C. D. y Buela-Casal, G. (2005). Evaluación del componente afectivo de la depresión: Análisis factorial del ST/DEP revisado. *Salud Mental*, 28(3), 32-41.
- Agudelo, D. (2009). Propiedades psicométricas del Inventory de Depresión Estado/Rasgo (IDER) con adolescentes y universitarios de la ciudad de Bucaramanga. *Pensamiento Psicológico*, 5(12), 139-159.
- 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.
- Bartlett, M. S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *The British Journal of Psychology*, 3, 77-85.
- Beck, A.T., Steer, R. A. y Brown, G. K. (1996). *Beck Depression Inventory: Manual BDI-II*. New York: Psychological Corporation.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- Cerny, C. A. y Kaiser, H. F. (1977). A study of a measure of sampling adequacy for factor-analytic correlation matrices. *Multivariate Behavioral Research*, 12(1), 43-47.
- Costello, A. B. y Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis:

- Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7). Disponible en: <http://pareonline.net/pdf/v10n7.pdf>
- Davanzo, P., Kerwin, L., Nikore, V., Esparza, C., Forness, S. y Murrelle, L. (2004). Spanish translation and reliability testing of the Child Depression Inventory. *Child Psychiatry and Human Development*, 51(1), 75-92.
- Dien, J. (2010). Evaluating two-step PCA of ERP data with Geomin, Infomax, Oblimin, Promax, and Varimax rotations. *Psychophysiology*, 47(1), 170-183.
- Feldt, L. S. y Brennan, R. (1989). Reliability. In R.L. Linn (Ed.), *Educational measurement*, (3rd ed.), (pp. 105-146). New York: Macmillan.
- Fisher, R. A. (1950). *Statistical methods for research workers*. Edinburgh, United Kingdom: Oliver and Boyd.
- Hamilton, M. (1960). A rating scale for depression. *Journal of Neurology, Neurosurgery and Psychiatry*, 23, 56-62.
- Hendrickson, A. E. y White, P. O. (1964). Promax: A quick method for rotation to oblique simple structure. *British Journal of Statistical Psychology*, 17, 65-70.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-85.
- Kaiser, H.F. (1970). A second generation Little Jiffy. *Psychometrika*, 35, 401-415.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31-36.
- Kovacs, M. (1985). The Children's Depression Inventory (CDI). *Psychopharmacology Bulletin*, 21, 995-998.
- Kovacs, M. (1992). *Manual for the Children's Depression Inventory*. North Tonawanda, NJ: Multi-Health Systems.
- Merino, C. (2010). *Lista de chequeo para la administración grupal de cuestionarios*. Documento no publicado. Universidad Científica del Sur.
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. J. (1995). *Teoría psicométrica*. México: McGraw Hill.
- Ocampo, L. (2007). Análisis correlacional del cuestionario Estado/Rasgo con una muestra de adolescentes y universitarios de Medellín (Colombia). *Psicología desde el Caribe*, 20, 28-49.
- Radloff, L.S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1, 385-401.
- Reise, S. P., Waller, N. G. y Comrey, A. L. (2000). Factor analysis and scale revision. *Psychological Assessment*, 12(3), 287-297.
- Reynolds, W. M. y Mazza, J. J. (1998). Reliability and validity of the Reynolds Adolescent Depression Scale with young adolescents. *Journal of School Psychology*, 53, 211-228.
- 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(2), 123-145.
- Romano, J. L., Kromrey, J. D. y Hibbard, S. (2008, March). *Confidence interval methods for coefficient alpha: A Monte Carlo study of methods proposed in the literature*. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, New York.
- Romano, J. L., Kromrey, J. D., Owens, C. M. y Scott, H. M. (2011). Confidence interval methods for coefficient alpha on the basis

- of discrete, ordinal response items: Which one, if any, is the best? *The Journal of Experimental Education*, 79(4), 382-403.
- Spielberger, C. D., Agudelo, D. y Buela-Casal, G. (2008). *Inventario de Depresión Estado/Rasgo (IDER)*. Madrid: TEA Ediciones.
- Spielberger, C. D., 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., Buela-Casal, G., Agudelo, D., Carretero-Dios, H. y Santolaya, F. (2005). Análisis de validez convergente y discriminante del cuestionario de Depresión Estado/Rasgo (ST-DEP) con una muestra española. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 33(6), 374-382.
- Spielberger, C.D., Carretero-Dios, H., De los Santos-Roig, M. y Buela-Casal. G. (2002a). Spanish versión of the State Depression Questionnaire (ST-DEP): State subscale (S-DEP). *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2(1), 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 (T-DEP)). *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2(2), 51-69.
- Tataryn, D. J., Wood, J. M. y Gorsuch, R. L. (1999). Setting the value of K in promax: A Monte Carlo study. *Educational and Psychological Measurement*, 59(3), 384-391.
- Vera-Villarroel, P., Buela-Casal, G., Celis-Atenas, K., Córdova-Rubio, N., Encina-Olea, N. y 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(2), 563-575.
- Zuckerman, M. y Lubin, B. (1985). *The Multiple Affect Adjective Check List-Revised: Manual*. San Diego: Educational and Industrial Testing Service.
- Zung, W. W. K. (1965). A self-rating depression scale. *Archives of General Psychiatry*, 12, 63-70.