
ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE ZUNG PARA SÍNTOMAS DEPRESIVOS EN POBLACIÓN ADOLESCENTE ESCOLARIZADA COLOMBIANA

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE ZUNG SELF-RATING SCALE FOR DEPRESSIVE SYMPTOMS IN COLOMBIAN TEENAGER POPULATION

SANDRA ROCÍO LEZAMA MENESES*
FUNDACIÓN UNIVERSITARIA KONRAD LORENZ, BOGOTÁ - COLOMBIA

FECHA DE RECEPCIÓN: 02/03/2011 • FECHA DE ACEPTACIÓN: 10/12/2011

Resumen

El presente estudio tiene como objetivo el análisis de las propiedades psicométricas de la Escala de Síntomas Depresivos de Zung, (ESD-Z) en población adolescente escolarizada colombiana, en una muestra de 4407 hombres y mujeres entre los 12 y 18 años de edad, estudiantes de colegios privados de 5 ciudades capitales de Colombia. Se realizó el análisis factorial a los ítems y se obtuvieron cuatro factores (síntomas afectivos, físicos, cognoscitivos y psicológicos) que explican un 43.58% de la varianza y una consistencia interna de 0.548; se realizaron análisis de varianza de una vía, por cada variable sociodemográfica evidenciando diferencias significativas por sexo, edad y estrato, por lo que se construyeron normas teniendo en cuenta estas variables. A partir de los resultados se evidencia que el uso de esta escala en población adolescente colombiana no es el más indicado.

Palabras clave: validez, confiabilidad, depresión, adolescente, Escala de Zung

Abstract

The present study aims the analysis of the psychometric properties of the scale of Zung, (ESD-Z) in population school teenager Colombian, in a sample of 4407 men and women between 12 and 18 years of age, students of private schools of 5 capital cities of Colombia. The analysis factor the items obtained 4 factors (emotional, physical, cognitive and psychological symptoms) that explain a 43.58% of the variance and an internal consistency of 0.548; analysis of variance of ANOVA, were each variable socio demographic showing significant differences by sex, age and stratum, which is why standards were built taking into account these variables. Based on the results, it is evident that the use of this scale in Colombian teen population is not the most appropriate.

Keywords: validity, reliability, depression, adolescent, Zung self-rating.

* Fundación Universitaria Konrad Lorenz, Bogotá - Colombia. Magíster en Psicología Clínica. Correspondencia: srociolezama@gmail.com

Introducción

Según la Organización Mundial de la Salud, la depresión es una de las condiciones más incapacitantes (OMS, 2001), está asociada con varios problemas de salud (Suls & Bunde, 2005) pérdida de días laborales, deterioro en otras áreas de la vida (Essau, 2003) y comorbilidad con otros desórdenes tales como la ansiedad (Barlow, 2002; Swendsen, 1997), estrés postraumático (O'Donnell, Creamer, y Pattison, 2004) y abuso de sustancias psicoactivas (Gotlib y Hammen, 2002), incluso, es una de las condiciones más letales por su amplia asociación con suicidio (DeRubeis, Young y Dahlsgaard, 1998).

La prevalencia de los episodios de depresión unipolar es del 1,9% en la población masculina y del 3,2% en la femenina; el 5,8% de los hombres y el 9,5% de las mujeres experimentan un episodio depresivo en un periodo de 12 meses (OMS, 2001). Estas cifras de prevalencia varían entre poblaciones y pueden ser más elevadas en algunas de ellas.

Analizando los anteriores datos se observa que la depresión es un desorden presente en la población general, pero la mayoría de los estudios recogen muestras de población adulta, haciendo necesario estudios en población adolescente, que demuestren la prevalencia del desorden en este grupo poblacional, sobre todo teniendo en cuenta que la edad de inicio de este desorden es cada vez a más temprana edad (Muñoz, 2002). Según la OMS (2001) muchos de los trastornos más frecuentes en la población adulta pueden iniciarse durante la infancia. Ejemplo de ello es la depresión, que cada vez se detecta más entre los niños (Ministerio de la Protección Social, 2003).

Diversos autores han documentado claramente que la depresión es un desorden prevalente en la adolescencia (Chorpita, Albano & Barlow, 1998; Davis, 2005). El estimado a lo largo de la vida está entre un 15% y un 20%, las tasas de incidencia anual de la depresión es de 1% a 2% a los 13 años y de 3% a 7% a los 15 años y aproximadamente el 28 % de los adolescentes ya han experimentado al menos un episodio depresivo mayor a los 19 años (Lewinsohn, 2002).

En Colombia, el Ministerio de la Protección Social (2003), realizó el Estudio de Salud Mental en el 2003, en

el que encuestó 4544 personas entre los 18 y los 65 años de edad, de ambos géneros, de zonas urbanas. Este estudio permitió hacer una descripción de la prevalencia de los trastornos mentales en Colombia, y con referencia a la depresión se encontró que los trastornos afectivos son el segundo desorden con mayor prevalencia, con un 15% después de los trastornos de ansiedad, presentándose con mayor proporción para las mujeres (17.5%) con respecto a los hombres (11.7%). Bogotá es la que presenta la mayor prevalencia de trastornos en la vida (46.7%) explicada por el elevado índice de trastornos afectivos. La edad de inicio de los desórdenes del estado de ánimo es a los 10 años, con un 10% de prevalencia, encontrándose un gran aumento durante la adolescencia y hasta los 20 años, llegando hasta el 30% en esta edad.

La prueba que se va a validar en la presente investigación es la Escala de Síntomas Depresivos de Zung (ESD-Z) (Zung, 1965), la cual ha sido utilizada en varias culturas, por ejemplo la japonesa (Chida, Okayama, Nishi & Sakai, 2004), peruana (Perales, Sogi, Morales, 2003), y griega (Fountoulakis, Lacovides, Samolis, Kleanthous, Kaprinis, Kaprinis & Bech, 2001), demostrando su utilidad como instrumento de tamizaje y diagnóstico.

En Colombia esta prueba ha sido utilizada en varios estudios (Gómez & Rodríguez, 1997; Kliwer, Murrelle, Mejia, Torres & Angold, 2001; Posada, Torres y Cois, 1994), y ha tenido validaciones con población universitaria (Campo, Díaz, Rueda & Barros, 2005) y con población general en Bucaramanga (Campo, Díaz, Rueda, Cadena & Hernández, 2006), incluso con población adolescente en la ciudad de Cartagena (Cogollo, Díaz & Campo, 2006).

Sin embargo, los estudios sobre la depresión en Colombia han tenido limitaciones por la dificultad de encontrar instrumentos confiables de medida, validados para nuestra población, fáciles de conseguir y aplicar en población adolescente. Según recomendaciones de la OMS (2001), se ve la necesidad de obtener datos epidemiológicos sobre los desórdenes mentales, sobre todo en países en vías de desarrollo. No obstante, las herramientas y los métodos de investigación no pueden utilizarse en la práctica clínica e investigativa en una sociedad particular, sin haber analizado antes detenidamente las variables socioculturales que tienen un efecto en la validez y confiabilidad de las mismas.

Teniendo en cuenta lo anterior y considerando la influencia que tiene para la calidad de vida de las personas la presencia de trastornos depresivos, el presente trabajo tiene como objetivo analizar las propiedades psicométricas de un instrumento que se ha utilizado ampliamente en población adulta e indistintamente en población adolescente y determinar la validez y confiabilidad de su uso en la población adolescente de nuestro país y la pertinencia de su uso como herramienta necesaria y confiable para realizar estudios de tamizaje y como prueba diagnóstica de uso clínico en los adolescentes colombianos, lo cual es de suma importancia para la investigación y avance de la psicología en Colombia.

La escala de síntomas depresivos de Zung (ESD-Z)

La ESD-Z es una escala de autorreporte que mide sintomatología depresiva, creada por Zung (1965), en la construcción de esta escala los criterios diagnósticos usados comprenden la mayoría de las características de la depresión, contemplando aspectos afectivos, fisiológicos y psicológicos. La puntuación se obtiene de una escala tipo Likert, de 1 a 4 para los ítems negativos y de 4 a 1 para los ítems positivos. El índice de la escala se obtiene sumando el puntaje de los valores otorgados a cada uno de los 20 ítems, el puntaje máximo es de 80 y se asume presencia de depresión con puntajes superiores al 50%.

En el estudio de Zung, (1965) la prueba original se aplicó a un total de 56 pacientes admitidos en una clínica psiquiátrica, con un diagnóstico primario de desorden depresivo. 31 de estos pacientes fueron tratados por este desorden, mientras que otros 25 recibieron otro tipo de diagnóstico. Dentro del grupo de depresivos, 22 completaron la prueba nuevamente después de recibir tratamiento. Finalmente se aplicó la prueba a un grupo control de 100 personas, empleados del hospital y pacientes sin diagnóstico de depresión.

Los resultados obtenidos fueron una media de 0.74 para los pacientes con diagnóstico de depresión y 0.39 después del tratamiento. La media para el grupo control fue de 0.33 (Zung, 1965).

A partir de entonces esta escala ha demostrado su utilidad en varios contextos en atención primaria (Aragonés, Masdú, Cando & Coll, 2001) en contextos clí-

nicos (Sharon, Valente & Saunders, 2005), en estudios epidemiológicos (Posada et ál., 1994), en investigación (Kliewer, et ál., 2001) y en validaciones de otras pruebas (Sanz & Vázquez, 1988).

Igualmente se ha utilizado con diferentes poblaciones: clínica (Huang & Spiga, 2005), con retardo cerebral (Masi, Brovedani, Mucci & Favilla, 2002), pacientes con cáncer (Dugana, Mcdonalda, Passika, Rosenfeldb, Theobalda & Edgertona, 1998) y con adultos mayores (Kivela y Pahkala, 1987).

La ESD-Z, ha pasado por varios estudios psicométricos (Chida, Okayama, Nishi & Sakai, 2004; Kivela & Pahkala, 1987; Passik, Lundberg, Rosenfeld, Kirsh, Donaghy, Theobald, Lundberg & Dugan, 2000; Sakamoto, Kijima & Tomoda, 1998; Shafer, 2006; Schaefer, Brown, Watson, Plemel, DeMotts, Howard, Petrick, Balleweg y Anderson, 1985), que dan cuenta de su confiabilidad y validez en población adulta, pero con resultados limitados en población adolescente, algunos de ellos con población colombiana, (Campo, Díaz, Martínez, Rueda, Cadena y Hernández, 2006; Campo, Díaz & Rueda, 2006; Campo, Díaz, Rueda & Barros, 2005; Díaz, Campo, Rueda & Barros, 2005).

En Colombia se realizó un estudio con población adolescente escolarizada, para analizar la validez de constructo y se encontró que la consistencia interna de la escala fue 0.689, se observó un primer factor principal (estado de ánimo deprimido) que explicaba el 15.8% de la varianza y un segundo factor (síntomas cognoscitivos y somáticos) que daba cuenta de 9.1% de la varianza (Cogollo, Díaz & Campo, 2006).

En Colombia son escasos los estudios que permiten hacer una descripción completa y confiable de la sintomatología depresiva en población adolescente y en ellos se han utilizado la ESD-Z, (Cogollo, et ál., 2006; Kliewer, et ál., 2001).

El contar con un instrumento de medida válido y confiable para este propósito aportaría para el avance del conocimiento de la psicología en esta área, por lo tanto el validar y estandarizar este instrumento permite confirmar los hallazgos encontrados hasta el momento, seguir con futura investigación, poder generalizar los resultados y contar con un instrumento de acuerdo a las características propias de la depresión en la adolescencia. El objetivo de la presente investigación es analizar

las propiedades psicométricas de la ESD-Z en población adolescente escolarizada colombiana.

Método

Diseño

Para cumplir con el objetivo de investigación se utilizó un estudio descriptivo con aplicaciones psicométricas. Según la clasificación de Montero y León (2007), se trata de un estudio cuantitativo, descriptivo e instrumental. En este estudio lo que se pretende evaluar son las propiedades psicométricas de una escala de medida en particular.

Participantes

Participaron 4 407 jóvenes entre los 12 y 18 años de edad, escolarizados, de cinco ciudades capitales en Colombia (Bogotá, Cali, Medellín, Bucaramanga y Barranquilla). La selección de los colegios se realizó mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia, pues se contó con las instituciones que mostraron mayor interés en el estudio y aquellos que facilitaron la aplicación del instrumento en sus instalaciones. En cada colegio se seleccionaron los participantes mediante un muestreo sistemático. La muestra representó con un margen de error inferior al 5% a las diferentes edades, géneros, ciudades y estratos a partir de la proporción obtenida del último censo vigente (DANE, 1993). Se eliminaron los datos extremos y atípicos, realizando el análisis con 4 366 sujetos.

A cada participante se le hizo entrega de una carta de compromiso que especificaba el objetivo del estudio, la confidencialidad de los datos, el manejo ético de la información y el consentimiento informado, firmado por los padres de los alumnos para participar en la investigación.

Instrumentos

Se utilizó la versión española de la escala de síntomas depresivos de Zung (ESD-Z) compuesta por 20 ítems. Es una escala breve, autoaplicada, en la que el consultante ha de identificar la frecuencia con la que experimenta cada uno de los síntomas explorados.

Cada ítem se responde teniendo en cuenta una escala tipo Likert de cuatro valores (rango de 1 a 4 que

hace referencia a la frecuencia de presentación de síntomas. Los sujetos deben contestar *últimamente con qué frecuencia ha sentido los siguientes síntomas*). La prueba contiene ítems redactados en sentido positivo e ítems en sentido negativo, que se presentan en forma alternada en el cuestionario.

Proporciona una puntuación total de gravedad producto de la suma de las puntuaciones en los 20 ítems. Para los ítems en sentido negativo a mayor frecuencia de presentación mayor puntuación, es decir a la respuesta “Nada o pocas veces” se le asigna 1 punto y a la respuesta “La mayoría de las veces o siempre” se le asignan 4 puntos. Los ítems en sentido positivo reciben menor puntuación a mayor presencia, de tal modo que a la respuesta “Nada o pocas veces” se le asignan 4 puntos y a la respuesta “La mayoría de las veces o siempre” se le asigna 1 punto. Los puntos de corte propuestos en la validación española (Conde, et ál., 1970; 1974; citado por Bobes, et ál., 2003) son: 20-35: depresión ausente, 36-51: depresión subclínica y variantes normales, 52-67: depresión media-severa, 68-80: depresión grave.

También se puede transformar la puntuación bruta en un índice porcentual ($\text{índice SDS} = \text{puntuación} \times 100/80$), en cuyo caso los puntos de corte utilizados son: $< 50\%$ no depresión, $50\text{-}59\%$ depresión leve, $60\text{-}69\%$ depresión moderada, $\geq 70\%$ depresión grave. (Bobes, et ál., 2003).

Resultados

A partir de la revisión bibliográfica se observa que esta prueba ha demostrado tener una fuerte validez de contenido y que los 20 ítems corresponden a la sintomatología depresiva. Teniendo en cuenta que uno de los objetivos de la presente investigación es determinar si los ítems que conforman la prueba corresponden a las características de la sintomatología depresiva en la adolescencia, se decide no realizar el análisis de reactivos, para evitar la eliminación de ítems y poder emplearlos en su totalidad con la muestra completa, haciendo reducción de datos a partir del análisis factorial y buscando una correspondencia con lo reportado en la teoría.

Para analizar la validez de constructo se empleó el análisis factorial exploratorio con rotación varimax. Las decisiones con respecto a la estructura factorial definitiva

y aceptable para esta investigación se tomaron teniendo en cuenta aspectos teóricos, estadísticos y psicométricos. Dentro de los aspectos teóricos se consideró la relevancia teórica de los ítems. A nivel estadístico se tuvo en cuenta la comunalidad de cada ítem y el reporte de las cargas factoriales. Ítems que presentaban cargas superiores a 0.30 en dos o más factores serían candidatos a eliminación. Finalmente, a nivel psicométrico se consideró el concepto de unidimensionalidad formulado entre otros autores por Clark y Watson (1995). Para analizar la confiabilidad del instrumento se analizó la consistencia interna de la prueba total y de cada subescala mediante el coeficiente alfa de Cronbach.

Para determinar la replicabilidad de la estructura factorial se ejecutó un análisis factorial exploratorio con rotación varimax en una muestra de 3422 datos con los 20 ítems. La Medida de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de 0.791 señaló que el análisis factorial es útil ya que indica que la proporción de varianza observada en las variables puede ser explicada por algunos factores subyacentes. La prueba de esfericidad de Barlett ($X^2(190) = 9432,291, p=0,000$) señaló que la matriz de correlación no es una matriz de identidad lo que indica que las variables están relacionadas haciéndola adecuada para detectar una estructura factorial.

Análisis factorial prueba de Zung

El análisis factorial exploratorio señala la presencia de 4 factores que explican en conjunto 41,563% de la varianza. El factor 1 explica el 14.856%, el factor 2 explica el 13.072%, el factor 3 explica el 8.013% y el factor 4 explica el 5.622% de la varianza.

En este primer análisis factorial los ítems: “Tengo esperanzas en el futuro”, “Sigo disfrutando con lo que hacía”, “Me resulta fácil hacer todo lo que solía hacer”, “Tomo las decisiones fácilmente” y “Soy más irritable que de costumbre” tienen una carga mayor de 0.30 en dos factores.

Teniendo en cuenta que este comportamiento factorial no es satisfactorio debido a la dificultad de hallar una estructura simple en el sentido planteado por Thurstone (Kerlinger & Lee, 2002), se realiza un nuevo análisis factorial exploratorio, sin considerar los reactivos que cargaron más de 0.30 en dos factores. Se conserva en el análisis el ítem “Soy mas irritable que de costumbre” debido a que la sintomatología de irritabilidad es una característica particular en la depresión de los adolescentes (Crowe, et ál., 2006).

Para el segundo análisis factorial se realizó el análisis con 3561 datos. Se obtuvo un KMO de 0.761. La prueba de esfericidad de Barlett ($X^2(120) = 6081,201, p=0,000$). La tabla 1 presenta el resultado del segundo análisis factorial con los 16 ítems seleccionados.

Tabla 1. Análisis factorial 16 ítems

Ítems	Componente			
	1	2	3	4
Me siento abatido, desanimado y triste	0,774	0,048	-0,013	0,028
Tengo ataques de llanto o deseo de llorar	0,743	0,182	0,004	0,021
Siento que los demás estarían mejor sin mí, si estuviese muerto	0,641	0,088	0,031	-0,048
Me encuentro intranquilo y no puedo estarme quieto	0,498	0,210	-0,040	-0,086
Soy más irritable que de costumbre	0,464	0,355	-0,045	-0,023
Mi corazón late más rápido de lo acostumbrado	0,109	0,709	0,023	-0,048
Tengo problemas de estreñimiento	0,071	0,621	-0,001	0,060
Me canso sin motivo	0,251	0,583	0,047	-0,065
Noto que estoy perdiendo peso	0,038	0,463	-0,052	-0,031
Tengo problemas de sueño durante la noche	0,215	0,434	-0,030	-0,008
Siento que soy útil y necesario	0,013	-0,062	0,831	-0,018
Siento que mi vida está completa	0,064	-0,068	0,734	0,149
Disfruto al mirar, conversar y estar con mujeres/hombres atractivos	-0,083	0,059	0,551	-0,044
Mi mente está tan despejada como siempre	-0,034	0,002	-0,063	0,753
Como igual que antes	-0,055	-0,006	0,078	0,675
Por la mañana es cuando mejor me siento	0,004	-0,052	0,030	0,565

Tabla 2. Factores obtenidos en la prueba de 16 ítems

Factor	Ítems	Varianza explicada
Síntomas afectivos	Me siento abatido, desanimado y triste	13,55%
	Tengo ataques de llanto o deseo de llorar	
	Siento que los demás estarían mejor sin mí, si estuviese muerto	
	Me encuentro intranquilo y no puedo estar quieto	
	Soy más irritable que de costumbre	
Síntomas físicos	Mi corazón late más rápido de lo acostumbrado	11,61%
	Tengo problemas de estreñimiento	
	Me canso sin motivo	
	Noto que estoy perdiendo peso	
	Tengo problemas de sueño durante la noche	
Síntomas cognoscitivos	Siento que soy útil y necesario	9,72%
	Siento que mi vida está completa	
	Disfruto al mirar, conversar y estar con mujeres/hombres atractivos	
Síntomas psicológicos	Mi mente está tan despejada como siempre	8,68%
	Como igual que antes	
	Por la mañana es cuando mejor me siento	

Tabla 3. Consistencia interna por subescalas

Escala	Alpha
Síntomas afectivos	0.673
Síntomas físicos	0.545
Síntomas cognoscitivos	0.509
Síntomas psicológicos	0.396

Igualmente se obtienen 4 factores que explican en conjunto el 43.58% de la varianza total.

Este nuevo análisis mejora la estructura factorial, sin embargo, el ítem que mide sintomatología de irritabilidad continúa con carga factorial en dos componentes. La tabla 2 presenta la denominación de los factores junto con la varianza explicada por factor.

Confiabilidad: consistencia interna

Se realizó el análisis de confiabilidad con el método Alpha de Cronbach obteniendo una confiabilidad de 0.548 para el total de la prueba.

La confiabilidad de la escala no es alta. La tabla 3 muestra la confiabilidad para cada subescala derivada a partir del análisis factorial exploratorio.

La subescala con mayor consistencia interna corresponde a síntomas afectivos y la subescala con la menor consistencia interna corresponde a síntomas psicológicos.

Comentarios sobre la validez y confiabilidad de la ESD-Z

A partir de los resultados de confiabilidad del total de prueba y de la consistencia interna por subescalas, se realizó un nuevo análisis de consistencia interna eli-

minando los ítems que afectaban negativamente la confiabilidad de las subescalas y un nuevo análisis factorial exploratorio. Aunque la estructura factorial mejora la confiabilidad de la escala se disminuye a 0.39. Por lo tanto, se selecciona la estructura factorial que se reportó en la tabla 1 considerando que en el análisis de consistencia interna los ítems que se retuvieron muestran un nivel aceptable de confiabilidad (0.548).

Depresión y variables sociodemográficas

La muestra seleccionada en la presente investigación ha sido caracterizada tomando en cuenta variables sociodemográficas que en algunas investigaciones han demostrado un rol importante al establecer diferencias en la manifestación de sintomatología depresiva. Por ejemplo, un dato consistente entre todas las investigaciones es la diferencia por sexo.

En este estudio se realizaron cuatro análisis de varianza de una vía –uno por cada variable sociodemográfica- con el objetivo de: (1) corroborar esa diferencia por sexo, lo que sería un apoyo adicional a la validez del constructo del instrumento, (2) conocer si existen diferencias teniendo en cuenta las demás variables demográficas y como consecuencia del anterior punto, (3) determinar la utilidad de establecer normas distintas teniendo en cuenta tales variables.

Con el objetivo de analizar la existencia de diferencias estadísticamente significativas en torno a la depresión teniendo en cuenta las variables que caracterizaron la selección de la muestra, se ejecutaron como se reportó anteriormente diversos análisis de varianza de una vía con un nivel de significancia de 0.05.

La prueba de Levene no resultó estadísticamente significativa, lo que señala el cumplimiento del supuesto

de homogeneidad de varianzas en los grupos de hombre y mujeres (Levene = 0.206, $P = 0.650$), entre estratos (Levene = 0.803, $P = 0.448$) y entre grupos de edad (Levene = 1.391, $P = 0.214$). Los resultados del análisis de varianza señalan la existencia de diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres ($F = 131.69$, $p = 0.00$), entre estratos socioeconómicos ($F = 7.084$, $p = 0.001$) y entre grupos de edad ($F = 3.323$, $p = 0.003$). No se encontraron diferencias significativas por ciudad.

Para el caso de la variable sexo las mujeres reportan en promedio un mayor número de síntomas. Este resultado confirma lo hallado por otros estudios (Lewinson & Essau, 2002; Lyons, Carlson, Thurm, Grant & Gipson, 2006; Ministerio de la protección Social, 2003; OMS, 2001) evidencia que apoya la validez de constructo del instrumento.

Para el caso de la variable estrato, quienes pertenecen al estrato bajo presentan en promedio un mayor número de síntomas depresivos. Finalmente, para el caso de la variable edad, los adolescente de 14, 16 y 17 años tienen puntuaciones promedio más altas que el resto de los grupos de edad.

Estandarización

La tabla 4 presenta el análisis de las distribuciones correspondientes a las puntuaciones naturales tanto de las subescalas como de la escala completa. La prueba de ajuste de Kolmogorov-Smirnoff señala que tanto la distribución de puntuaciones de cada subescala como la distribución de la escala completa no se comportan como distribuciones normales.

Teniendo en cuenta que las distribuciones no se comportan de manera normal, se transforman las puntuaciones naturales a puntuaciones T sin normalizar, de

Tabla 4. Análisis de la distribución de los puntajes naturales de la escala total y las subescalas del ESD-Z

Subescalas	Asimetría	Curtosis	KS
Síntomas afectivos	0.74	0.21	0.12*
Síntomas físicos	0.98	0.78	0.15*
Síntomas cognoscitivos	0.076	-0.68	0.10*
Síntomas psicológicos	-0.048	-0.63	0.11*
Depresión	0.24	-0.13	0.068*

* $p < 0.05$

manera que las puntuaciones estándar conserven la forma de la distribución de las puntuaciones naturales. Para la transformación de las puntuaciones naturales se utilizó la fórmula que cita Gregory (2001): $T = 10 * Z + 50$. En este orden de ideas, la media de las puntuaciones T es 50 y su desviación es 10.

Discusión

En la presente investigación se hizo el análisis de las propiedades psicométricas de la ESD-Z, obteniendo un instrumento de 16 ítems, observando 4 factores (síntomas afectivos, físicos, cognoscitivos y psicológicos) y evidenciando diferencias significativas por sexo, edad y estrato y una confiabilidad de (0.548); de acuerdo con Oviedo & Campo (2005), el valor mínimo aceptable para el coeficiente alfa de Cronbach es 0.70; por debajo de ese valor la consistencia interna de la escala utilizada es baja por lo tanto su uso en población adolescente colombiana debe ser reservada.

Varios estudios de la ESD-Z, han determinado diferentes estructuras factoriales (Bobes, Portilla, Basca-rán, Sáiz & Bausoño, 2003; Chida, Okayama, Nishi & Sakai, 2004; Kivela & Pahkala, 1987; Passik, Lundberg, Rosenfeld, Kirsh, Donaghy, Theobald, Lundberg & Dugan, 2000; Sakamoto, Kijima & Tomoda, 1998; Shafer, 2006), entre las que se destacan los síntomas afectivos, físicos, cognoscitivos y psicológicos, consistentes con los hallazgos de la presente investigación.

Los resultados del análisis factorial exploratorio en esta investigación tienden a ser más consistentes con los estudios de validez presentados anteriormente, en términos de la estructura factorial detectada. No obstante, contrastan con los reportados por Cogollo, et ál., (2006) quienes realizaron un estudio de validez con adolescentes colombianos. Estos autores reportaron una estructura compuesta por dos factores (estado de ánimo deprimido y síntomas cognoscitivos) que explicaron el 25% de la varianza total.

En cuanto a los ítems, de acuerdo al análisis factorial, la sugerencia, de acuerdo a los resultados, es retirar los ítems que miden retardo psicomotor, desesperanza, indecisión, irritabilidad e insatisfacción. Sin embargo, a partir de la revisión teórica, se evidencia que el componente de irritabilidad es un síntoma característico de esta

etapa del desarrollo (Crowe, et ál., 2006) requiriendo mayor revisión. Analizando este componente, presente tanto en el factor afectivo como en el fisiológico, se puede evidenciar una doble interpretación de este síntoma, que requiere un análisis más detallado.

La irritabilidad es un estado relacionado con factores afectivos como la ira (Suls & Bunde, 2005), por lo tanto es posible que se pueda incluir en el factor afectivo. De la misma manera la irritabilidad puede tener correlatos fisiológicos como taquicardia, sudoración y otras manifestaciones del sistema nervioso autónomo (Dalglish 2004; Dodge & Pettit, 2003), por lo tanto, desde el punto de vista teórico, es posible que la irritabilidad comparta procesos afectivos y fisiológicos.

La ESD-Z para población adolescente colombiana mostró una confiabilidad de 0.54, similar al estudio de Cogollo, Díaz y Campo (2006) quienes encontraron una consistencia interna de 0.689. Sin embargo, no es consistente con los reportados en los estudios colombianos con adultos y con los extranjeros, dado que los niveles de consistencia interna en estos otros estudios fueron superiores a 0.80.

Este resultado podría estar evidenciando la necesidad de revisar si los ítems de la escala son suficientemente sensibles a la experiencia depresiva en la adolescencia. En este sentido cabe recordar que la prueba original fue diseñada para población adulta (Zung, 1965) y la mayoría de los estudios realizados con la prueba han sido con sujetos adultos (Campo-Arias, et ál., 2006; Chida, Okayama, Nishi & Sakai, 2004; Passik, et ál., 2000; Sakamoto, Kijima & Tomoda, 1998; Shafer, 2006).

Esta diferencia en los niveles de consistencia interna podría estar señalando lo inapropiado de la práctica, ya reportada por Brooks y Kutcher (2001), de utilizar en la evaluación de niños y adolescentes pruebas desarrolladas para adultos.

Otra consideración importante es que la presente investigación se realizó con población comprendida entre los 12 y 18 años, como se sabe, algunos de estos participantes más pueden aún tener características cognoscitivas y de procesamiento de información que se acerque más a las de los niños (12 años), por lo tanto la interpretación de las preguntas puede variar según la edad. Los adolescentes de 13, 14 años pueden tener un procesamiento de información menos avanzado y los

adolescentes de 17, 18 años pueden presentar habilidades cognitivas más desarrolladas, lo cual resultaría en una variación de los resultados.

En cuanto al índice de depresión y el punto de corte, Zung (1965) sugirió que cuando los índices fueran superiores a 0.50 estarían señalando la presencia de sintomatología depresiva. Para poder encontrar puntos de corte para la población adolescente a partir de la escala con 16 reactivos en Colombia, se sugiere en posteriores estudios explorar la correspondencia entre los índices de la prueba y los diagnósticos clínicos de sintomatología depresiva.

Confirmando lo hallado en diferentes estudios, se encontraron diferencias de género en los resultados. Se observa mayor reporte de síntomas depresivos en las mujeres (Avison & McAlpine, 1992; Lewinson & Essau, 2002; Lyons, et. ál., 2006; Ministerio de la Protección Social, 2003; OMS, 2001; Simon & Thase, 1996; Twenge & Nolen-Hoeksema, 2002). Esta es la razón, por la que en este estudio se desarrollan normas por sexo que no habían sido reportadas ni halladas en investigaciones anteriores.

Como conclusión general se plantea la necesidad de investigar detenidamente las características de la depresión en la adolescencia. Las particularidades de esta población, considerando las transiciones biológicas, cognitivas, sociales y afectivas por las que atraviesan, la hacen cualitativa y cuantitativamente diferente de la población adulta. Esto requiere un acercamiento a las variables del desarrollo que son particulares en esta etapa del ciclo vital y teniendo esto en cuenta, investigar las características de la depresión en la adolescencia.

De acuerdo a lo anterior se observa la necesidad de diseñar instrumentos de medición tomando en cuenta las características propias de la población a evaluar.

Otro aspecto adicional que debe tenerse en cuenta para futuras investigaciones con la prueba ESD-Z, se refiere a la población no escolarizada, en la presente investigación no se tomó en cuenta este tipo de sujetos, lo que aportaría en la forma diferencial de interpretar las preguntas, y la manera de redactar los ítems que fuesen comprensibles para este tipo de población.

Finalmente la recomendación en referencia a la ESD-Z, es limitar su uso a población adulta, puesto que los estudios muestran mayor confiabilidad que con la población adolescente.

Referencias

- Aragonés, E., Masdeu, R. M., Cando, G. & Coll, G. (2001). Validez diagnóstica de la Self-rating Depresión Scale de Zung en pacientes de atención primaria. *Actas Españolas de Psiquiatría*; 29 (5), 310-316
- Avison, W. R. & McAlpine, D. D. (1992). Gender Differences in Symptoms of Depression Among Adolescent. *Journal of Health and Social Behavior. Psychology Journals* 33, 2, 77-96
- Barlow, D. (2002). The Origins of Anxious Apprehension, Anxiety Disorders, and Related Emotional Disorders. Triple Vulnerabilities. (pp. 252-291). *Anxiety and its disorders*. 2.^a Ed. Nueva York: Guilford.
- Bobes, J., Portilla, M., Bascarán, M., Sáiz, P. & Bausoño, M. (2003). Banco de instrumentos básicos para la práctica de psiquiatría clínica. *Ars Médica* 3.^a Ed. (pp. 58-59).
- Brooks, S. & Kutcher, S. (2001). Diagnosis and Measurement of Adolescent Depression: A Review of Commonly Utilized Instruments. *Journal of Child and Adolescent Psychopharmacology*, 11 (4), 341-376.
- Campo, A. Díaz, L. A. & Rueda, G. E. (2006). Validez de la escala breve de Zung para tamizaje del episodio depresivo mayor en la población general de Bucaramanga. Colombia. *Biomédica*, 26, 415-23
- Campo-Arias, A., Díaz-Martínez, L. A., Rueda-Jaimes, G. E., Cadena, L. & Hernández, N. (2006). Validation of Zung's Self-Rating Depression Scale Among the Colombian General Population. *Social Behavior and Personality*. 34, (1), 87-94.
- Campo-Arias, A., Díaz-Martínez, L. A., Rueda-Jaimes, G. E. & Barros-Bermúdez, J. A. (2005). Validación de la escala de Zung para depresión en universitarias de Bucaramanga, Colombia. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34, (1), 54-62
- Chida, F., Okayama, A., Nishi, N. & Sakai, A. (2004). Factor analysis of Zung Scale scores in a Japanese general population. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 58(4), 420-426
- Chorpita, B. F., Albano, A. M. & Barlow, D. (1998). The Structure of Negative Emotions in a Clinical Sample of Children and Adolescents. *Journal of Abnormal Psychology*, 107, (1), 74-85

- Clark, L.A. & Watrson, D. (1995). Constructing Validity: basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7, (3), 309-319.
- Cogollo, Z., Díaz, C. E. & Campo, A. (2006). Exploración de la validez de constructo de la escala de Zung para depresión en adolescentes escolarizados. *Colombia Médica* 37 (2), 102-106.
- Crowe, M., Ward, N., Dunnachie, B. & Roberts, M. (2006) Characteristics of adolescent depression. *International Journal of Mental Health Nursing* 15, 10-18
- Dalglish, T. (2004). The emotional brain. *Nature Reviews Neuroscience* 5, (7), 582-589.
- Dane. (1993). *Censo poblacional y de Vivienda*.
- Davis, N. M. (2005). Depression in Children and Adolescents. *The Journal of School Nursing; Health & Medical Complete* 21, (6), 311-317.
- DeRubeis, R. J., Young, P. R. & Dahlsgaard, K. K. (1998). Affective disorders. En A.S. Bellack, y M. Hersen (Eds.) *Comprehensive clinical psychology*. Amsterdam: Elsevier, 6, 340-360.
- Dodge, K. A. & Pettit, G. S. (2003). A Biopsychosocial Model of the development of Chronic Conduct Problems in Adolescence. *Developmental Psychology*, 39 (2), 349-371
- Dugana, W., Mcdonalda, M, Passika, D., Rosenfeldb, B.,Theobalda, D. & Edgertona, S. (1998). Use of the zung self-rating depression Scale in cancer patients: Feasibility as a screening tool. *Psycho-Oncology* 7, 483-493
- Essau, C. A. (2003). Primary prevention of depression. En D. A. Dozois y K. S. Dobson (Eds.). *The prevention of anxiety and depression: Theory, Research and Practice*, (pp. 185-200).
- Fountoulakis, K., Lacovides, A., Samolis, S., Kleanthous, S., Kaprinis, S., Kaprinis, G. & Bech, P. (2001). Reliability, validity and psychometric properties of the Greek translation of the zung depression rating scale. *BMC Psychiatry*. 1, 6
- Gómez, C. & Rodríguez, N. (1997). Factores de riesgo asociados al síndrome depresivo en la población colombiana. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 36, (1), 23-35.
- Gotlib, I. H. & Hammen, C.L. (2002). *Handbook of depression*. Nueva York: Guilford.
- Gregory, R. J. (2001). *Evaluación psicológica. Historia, principios y aplicaciones*. México: Manual Moderno.
- Huang, D. B. & Spiga, R. (2005). Use of the Zung depression scale in patients with traumatic brain injury: 1 year post-injury. Taylor & Francis Group. *Brain Injury*, 19, (11), 903-908
- Kerlinger, F. N. & Lee, J. B. (2002). *Investigación del Comportamiento. Métodos de investigación en Ciencias Sociales* (4.ª Ed.). México: McGraw-Hill.
- Kivela, S. & Pahkala, K. (1987). Factor structure of the Zung self-rating depression scale among a depressed elderly population. *International Journal of Psychology*. 22, 289-300
- Kliewer, W., Murrelle, L., Mejía, R., Torres, Y. & Angold, A. (2001). Exposure to violence against a family member and internalizing symptoms in Colombian Adolescents: The protective effects of family support. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 69, 97-982.
- Lewinsohn, P. M. & Gotlib, I. H. (1995). Behavioral theory and treatment of depression. En E.E. Beckham & W.R. Leber (Eds) *Handbook of depression*. 2.ª Ed., (pp. 352-375). New York: Guilford.
- Lewinsohn, P. M. & Essau, C. A. (2002). Depression in adolescents. En I. H. Gotlib y C.L. Hammen (Eds.). *Handbook of depression*. (pp. 541-552). Nueva York: Guilford.
- Lyons, A., Carlson, G., Thurm, A., Grant, K. & Gipson, P. (2006) Gender Differences in Early Risk Factors for Adolescent Depression Among Low-Income Urban Children. *Cultural Diversity and Ethnic Minority Psychology*, 12 (4), 644-657
- Masi, G., Brovedani, P., Mucci, M. & Favilla, L. (2002) Assessment of Anxiety and Depression in Adolescents with Mental Retardation. *Child Psychiatry and Human Development*, 32 (3), 27-237.
- Ministerio de la Protección Social. (2003). *Estudio Nacional de Salud Mental - Colombia 2003*. Ministerio de la Protección Social y fundación FES.
- Montero, I. & León, O. (2007). Guía para nombrar los estudios en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7 (3), 867-862.
- Muñoz, R. F., Le, Huynh-Nhu, Clarke, G. & Jaycox, L. (2002). Preventing the onset of major depression. En I.H. Gotlib y C.L. Hammen (Eds.).

- Handbook of depression*. (pp. 343-355). Nueva York: Guilford.
- O'Donnell, M. L., Creamer, M. & Pattison, P. (2004). Posttraumatic Stress Disorder and Depression Following Trauma. *The American Journal of Psychiatry*, 161, 8, 1390-1396.
- OMS. (2001). *Informe sobre la salud en el mundo 2001. Salud mental: nuevos conocimientos, nuevas esperanzas*. Organización Mundial de la Salud.
- Oviedo, H. & Campo, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580.
- Passik, S., Lundberg, J., Rosenfeld, B., Kirsh, K., Donaghy, K., Theobald, D., Lundberg, E. & Dugan, W. (2000). Factor Analysis of the Zung Self-Rating Depression Scale in a Large Ambulatory Oncology Sample. *Psychosomatics*, 41, 121-127.
- Perales, A., Sogi, C. & Morales, R. (2003). Estudio comparativo de salud mental en estudiantes de medicina de dos universidades estatales peruanas. *Anales de la Facultad de Medicina*, 64, (4), 239-246.
- Posada, J. A. & Torres de Galvis, Y. (1994). *Estudio Nacional de Salud Mental y Consumo de Sustancias Psicoactivas - Colombia, 1993*. República de Colombia. Ministerio de Salud. Santafé de Bogotá.
- Sakamoto, S., Kijima, N. & Tomoda, A. (1998). Factor structures of the Zung self-rating depression scale (SDS) for undergraduates. *Journal of Clinical Psychology*, 54, (4), 477-487.
- Sanz, J. & Vázquez, C. (1988). Fiabilidad, validez y datos normativos del inventario para la depresión de Beck. *Psicothema*, 10, (2), 303-318.
- Schaefer, A., Brown, J., Watson, Ch., Plemel, D., DeMotts, J., Howard, M., Petrick, N., Balleweg, B. & Anderson, D. (1985). Comparison of the Validities of the Beck, Zung, and MMPI Depression Scales. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 53 (3), 415-118.
- Shafer, A. B. (2006). Meta-analysis of the Factor Structures of Four Depression Questionnaires: Beck, CES-D, Hamilton, and Zung. *Journal of Clinical Psychology*, 62 (1), 123-146
- Sharon M, Valente, S. & Saunders, J. (2005). Screening for Depression & Suicide: Self-Report Instruments that Work. *Journal of Psychosocial Nursing & Mental Health Services*, 43 (11), 22-31.
- Suls, J. & Bunde, J. (2005). Anger, Anxiety, and Depression as Risk Factors for Cardiovascular Disease: The Problems and Implications of Overlapping Affective Disposition. *Psychological Bulletin*, 131 (2), 260-300
- Swendsen, J. D. (1997). Anxiety, Depression, and Their Comorbidity: An Experience Sampling Test of the Helplessness-Hopelessness Theory. *Cognitive Therapy and Research*, 21 (1), 97-114.
- Thase, M. E., Jindal, R. & Howland, R. H. (2002). Biological aspects of depression. En I.H. Gotlib y C.L. Hammen (Eds.). *Handbook of depression*. (pp. 192-218). Nueva York: Guilford.
- Twenge, J. & Nolen-Hoeksema, S. (2002). Age, Gender, Race, Socioeconomic Status, and Birth Cohort Differences on the Children's Depression Inventory: A Meta-Analysis. *Journal of Abnormal Psychology*, 111 (4), 578-588
- Zung, W. (1965). Self-report depression scale. *Archives of General Psychiatry*, 12, 63-70