

# Propiedades Psicométricas del Inventario de Depresión Mayor (MDI) en Población Universitaria Colombiana<sup>13</sup>

## Harvey Mauricio Herrera López

Doctor en Ciencias Sociales y Jurídicas.  
Universidad de Nariño, Colombia  
Correo electrónico: mherrera@udenar.edu.co

## Ana María Hormaza Moreno

Psicóloga  
Universidad de Nariño, Colombia  
Correo electrónico: anamariahormazam@gmail.com

## Lizeth Jazmín Martínez Paz

Psicóloga  
Universidad de Nariño, Colombia  
Correo electrónico: lizeth.jaz@hotmail.com

Recibido: 09/11/2020  
Evaluado: 17/02/2021  
Aceptado: 22/02/2021

## Resumen

El presente estudio busca comprobar las propiedades psicométricas del *Major Depression Inventory* (MDI) en una muestra de estudiantes universitarios colombianos, incluyendo un nuevo ítem, debido a la necesidad de adaptar y validar instrumentos para esta población. Participaron 341 estudiantes de Medicina y Promoción de la Salud con edades entre 18 a 38 años ( $M = 21.3$ ;  $SD = 3.04$ ; 65.7% mujeres). Se encontraron evidencias de validez de contenido por juicio de expertos y prueba piloto, de validez de constructo con análisis factorial exploratorio y confirmatorio, y de validez comparada con la prueba *Positive and Negative Suicidal Ideation* (PANSI). Se confirmó la calidad psicométrica de la prueba, incluyendo un ítem más para actualizar su estructura unifactorial en coherencia con el DSM-5.

## Palabras clave

Validación, depresión mayor, universitarios, medicina, promoción de la Salud.

13 Para citar este artículo: Herrera-López, M., Hormaza, A., M., y Martínez, L. (2022). Propiedades Psicométricas del Inventario de Depresión Mayor (MDI) en Población Universitaria Colombiana. *Informes Psicológicos*, 22(1), pp. 217-234. <http://dx.doi.org/10.18566/infpsic.v22n1a13>

# Psychometric Properties of the Major Depression Inventory (MDI) in Colombian University Population

## Abstract

This study seeks to verify the psychometric properties of the Major Depression Inventory (MDI) in a sample of Colombian university students, including a new item, due to the need to adapt and validate instruments for this population. 341 Medicine and Health Promotion students with ages between 18 to 38 years participated ( $M = 21.3$ ;  $SD = 3.04$ ; 65.7% women). Evidence of content validity was found by expert judgment and pilot test, that of construct validity with exploratory and confirmatory factor analysis, and that of compared validity with the Positive and Negative Suicidal Ideation (PANSI) test. The psychometric quality of the test was confirmed, including one more item to update its unifactorial structure in coherence with the DSM-5.

---

### Keywords

Validation, major depression, university students, medicine, health promotion.

---

# Propriedades psicométricas do inventário de depressão maior (MDI) na população universitária colombiana

## Resumo

O presente estudo busca verificar as propriedades psicométricas do Major Depression Inventory (MDI) em uma amostra de universitários colombianos, incluindo um novo item, devido à necessidade de adaptar e validar instrumentos para essa população. Participaram 341 estudantes de Medicina e Promoção da Saúde com idades entre 18 e 38 anos ( $M = 21.3$ ;  $DP = 3.04$ ; 65.7% mulheres). Evidências de validade de conteúdo foram encontradas por julgamento de especialistas e teste piloto, de validade de construto com análise fatorial exploratória e confirmatória e de validade comparada com o teste de Ideação Suicida Positiva e Negativa (PANSI). A qualidade psicométrica do teste foi confirmada, incluindo mais um item para atualizar sua estrutura unifatorial em coerência com o DSM-5.

---

### Palavras chave

Validação, depressão maior, estudantes universitários, medicina, Promoção da saúde.

---

# Introducción

La depresión es uno de los problemas de salud pública de mayor relevancia e interés a nivel mundial, pues afecta las dimensiones físicas y psicológicas del individuo (Ministerio de Salud, 2017). Según la Organización Mundial de la Salud (OMS, 2018), la depresión aqueja aproximadamente a 300 millones de personas en el mundo, afectando la morbilidad, puesto que puede desencadenar intentos de suicidio o suicidio consumado; esto lo corroboran recientes estudios que reconocen que la depresión presenta una fuerte correlación con conductas suicidas, sugiriendo que a mayores niveles de depresión, mayores niveles de presencia de esta conducta (Villalobos, Ojeda, & Luna, 2019). La depresión y su sintomatología puede generarse por situaciones familiares, personales y económicas (Veytia, Fajardo, Guadarrama, & Escutia, 2016) y se asocia con alteraciones o enfermedades crónicas o psicológicas que afectan la calidad de vida de las personas (Aguilar & Avila, 2007). En particular, en la etapa de la niñez, se ha relacionado con un bajo rendimiento escolar, con conductas disruptivas, ansiedad y síntomas somáticos (Cuervo, 2010); en la adolescencia, se asocia con la aparición de enfermedades infecciosas, aislamiento social, baja tolerancia a la frustración, ansiedad, anorexia, bulimia, consumo de sustancias psicoactivas, violencia, baja autoestima, promiscuidad sexual, bajo desempeño académico y conductas suicidas (Ellaconza, 2017). Además de los anteriores, en la etapa adulta se reconocen estudios que la relacionan con aislamiento, fatiga, agotamiento, hipersomnia o somnolencia,

anorexia o hiporexia, agresividad, retardo psicomotor o agitación, déficit en la auto-percepción de la salud, pérdida de atención, interés y/o placer por las actividades cotidianas y síntomas somáticos como patologías cardiovasculares, neurológicas, respiratorias, endocrinas y nutricionales (Ángel, Bedoya, Correa, & Villada, 2015).

Según el Manual Diagnóstico y Estadístico de Enfermedades Mentales (DSM-5; American Psychiatric Association [APA], 2013), la depresión se entiende como la desregulación disruptiva del estado de ánimo, es decir, la presencia de un estado de ánimo triste, vacío o irritable, acompañado de cambios somáticos y cognitivos que afectan significativamente la capacidad funcional del individuo y se distingue por episodios que duran al menos dos semanas (APA, 1994; 2013). Los criterios que constituyen la depresión mayor son: presencia de estado de ánimo irritable, disminución importante del interés o el placer por las actividades cotidianas, pérdida significativa de peso sin hacer dieta, o aumento de peso, disminución o aumento del apetito, insomnio o hipersomnia, agitación o retraso psicomotor, fatiga o pérdida de energía, sentimiento de inutilidad o culpabilidad excesiva o inapropiada, disminución de la capacidad para pensar o concentrarse o para tomar decisiones, pensamientos de muerte o ideas suicidas recurrentes con o sin un plan determinado para llevarlo a cabo, intento de suicidio; presentando estos síntomas la mayor parte del día o casi todos los días (APA, 2013).

La mayoría de los estudios sobre la depresión resaltan la importancia de reconocer y diferenciar los síntomas asociados a dicha patología, puesto que, los

instrumentos usados para el diagnóstico y el manejo de depresión, buscan identificar la presencia del trastorno depresivo a través del reconocimiento de síntomas somáticos, emocionales, cognitivos y conductuales (Cano, Gómez, & Rondón, 2016). Al respecto, Bustos, Galvis y Rojas (2015) identifican que algunos de los instrumentos de mayor aplicación a nivel mundial son: el Inventario de Depresión de Beck (Beck, Steer, & Brown, 1996), la Escala de Depresión del Centro de Estudios Epidemiológicos CES-D (Fuhrer & Rouillon, 1989), la escala de Autoeficacia para la depresión en adolescentes (Díaz-Santos, Cumba-Avilés, Bernal, & Rivera-Medina, 2008), la escala Reynolds de depresión en adolescentes (Reynolds, & Mazza, 1998), la escala Kessler K10 (Kessler, & Mroczek, 1994) y la escala de autoevaluación de depresión (Zung, 1965).

En Latinoamérica se ha adaptado el Inventario de Depresión de Beck en Chile (Melipillán, Cova, Rincón, & Valdivia, 2008), México (Beltrán, Freyre, & Hernández, 2012), Costa Rica (Redondo, 2015) y Brasil (Gomes, Gorenstein, Neto, Andrade, & Wang, 2012), así como la escala de Zung en Perú (Perales, Sogi, & Morales, 2003). En referencia a los instrumentos adaptados al contexto colombiano se encuentra la Escala de Zung (Cogollo, Díaz, & Campo, 2006; Campo, Díaz, & Rueda, 2006; Lezama, 2012), el Inventario de Depresión Estado/Rasgo (Agudelo, 2009), el CES-D (Rueda, Días, López, & Campo, 2009) y el inventario de depresión de Beck (Alonso et al., 2015). Particularmente, en el Departamento de Nariño (sur de Colombia), se han llevado a cabo procesos de validación de la escala CES-D en Pasto (Villalobos & Ortiz, 2012), y la Escala de Desesperanza de Beck, en el municipio de Túquerres (Robi, 2012).

La gran mayoría de las pruebas y versiones validadas toman muestras clínicas con previo diagnóstico de depresión, y son escasas las que se aplican en contextos generales y más específicamente en muestras de estudiantes universitarios, quienes representan una población con alta tendencia a desarrollar problemas en el estado de ánimo (Chau & Vilela, 2017). Al respecto, es importante resaltar que existen relevantes estudios que refieren que los universitarios, que cursan programas afines a las ciencias de la salud, tienen mayor predisposición y riesgo a presentar alteraciones de salud mental como el estrés, depresión e ideación suicida (Rotenstein et al., 2016; Sarokhani et al., 2013). Por ejemplo, Rotenstein et al. (2016), en una revisión sistemática con 195 estudios que incluyeron 129,123 estudiantes de medicina en 47 países a nivel mundial, reportaron que el 27.2% presentaban sintomatología depresiva y el 11.1% ideación suicida. A nivel latinoamericano, en un estudio con 261 estudiantes universitarios de Perú, con edades entre 16 y 24 años, se encontró que el 10.16% de los sujetos reportaron tener antecedentes de depresión (Chau & Saravia, 2016). Para el caso de Colombia, en un estudio realizado con 973 estudiantes en la Universidad de Cartagena, se reportó que el 74.4% presentaban sintomatología depresiva (Arrieta, Díaz, & González, 2014). Por lo anterior, se reconoce necesario avanzar en el estudio de la depresión en este tipo de poblaciones, pues se requiere delimitar algunas claves que permitan prevenir y mitigar los impactos de este fenómeno, en beneficio de su formación y posterior desempeño profesional.

Sumado al panorama anterior, no se distingue en Latinoamérica un instrumento que tenga en cuenta los síntomas

diagnósticos del trastorno de depresión mayor, actualizados al DSM-5, y a los criterios de depresión moderada a severa de la 10ª edición de la Clasificación Internacional de Enfermedades (CIE-10); pues los instrumentos de mayor uso, como son el Inventario de Depresión de Beck y la Escala Autoaplicada de Depresión (SDS), fueron desarrollados en función de versiones anteriores del DSM y resultan desactualizados (Fountoulakis et al., 2003; Olsen, Jensen, Noerholm, Martiny, & Bech, 2003).

Por lo anterior, este estudio adopta el inventario *Major Depression Inventory* (MDI; Bech et al., 2001) que fue diseñado para contextos clínicos y comunitarios y cuya versión original (en inglés) reporta un alfa de Cronbach de .94 y un coeficiente de Loevinger de homogeneidad de .68. Resaltan dos adaptaciones, la versión griega y árabe; la adaptación griega (Fountoulakis et al., 2003), presentó un alfa de Cronbach óptimo ( $\alpha = .89$ ), además de una alta correlación con la escala CES-D y la escala Autoaplicada de Depresión. El coeficiente de correlación de *Spearman* fue igual a .86 con respecto al CES-D y .76 con respecto al SDS. Por otra parte, el análisis factorial exploratorio reveló dos factores: el primero representó el 54% de la varianza y el segundo el 9%. Por último, la fiabilidad test-retest fue óptima, el coeficiente de correlación de *Spearman* entre .53 y .96 para los ítems individuales y .89 para la puntuación total. La versión árabe (Fawzi, Fawzi, & Abu-Hindi, 2012) por su parte, también tuvo una fiabilidad óptima ( $\alpha = .91$ ), un coeficiente de correlación intraclase de .98, un nivel de sensibilidad del 88.4% y especificidad del 78.9%; además, reporta una alta correlación con la prueba del Inventario de Depresión de Beck ( $r = .81$ ), aunque

una correlación muy baja con el Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (STAI). Sin embargo, se concluye que el MDI-A presenta excelente fiabilidad y aceptable validez concurrente y discriminante.

Así entonces, evidenciada la necesidad de evaluar la sintomatología asociada a la depresión mediante instrumentos internacionalmente homologados y dada la ausencia de evidencia científica que reporte la validación del MDI en población colombiana, se propone como objetivo principal el análisis de sus propiedades psicométricas en una muestra de estudiantes universitarios pertenecientes a las Ciencias de la Salud en la ciudad de San Juan de Pasto, Colombia. La hipótesis de partida fue: la versión adaptada del MDI en una muestra de universitarios colombianos presentará óptimas propiedades psicométricas.

## Método

### Participantes

El muestreo fue incidental y estuvo conformado por 341 estudiantes universitarios matriculados en los programas de Medicina y Promoción de la Salud de la Universidad de Nariño, San Juan de Pasto (Colombia), con edades entre los 18 a 38 años ( $M = 21.30$ ;  $SD = 3.04$ ); de estos, el 65.7% ( $n = 224$ ) fueron mujeres y 34.3% ( $n = 117$ ) hombres. El 56% de los estudiantes pertenecían al programa de Medicina; el 44% restante al programa de Promoción de la Salud. Los criterios de inclusión de la muestra fueron: a) estar matriculados al programa de Medicina o Promoción de

la Salud de la Universidad de Nariño, b) ser mayor de edad y c) aceptar voluntariamente la participación en la aplicación del MDI.

## Instrumentos

### Inventario de Depresión Mayor (Major Depression Inventory, MDI).

El MDI (Bech et al., 2001) es un inventario autoadministrado de 12 ítems diseñados para evaluar la depresión. Para obtener la puntuación total se suman los puntajes de solo 10 ítems, pues los ítems 8 y 10 se dividen en dos sub-ítems (a y b), de los cuales se suma solo la puntuación de uno de ellos, aquel que refiera el mayor puntaje (Bech et al., 2001). Este inventario, que evalúa la presencia de síntomas en las dos últimas semanas, utiliza una escala Likert con 6 opciones de respuesta, que varían entre: *todo el tiempo* (5), *la mayor parte del tiempo* (4), *poco más de la mitad del tiempo* (3), *poco menos de la mitad del tiempo* (2), *ocasionalmente* (1), y *nunca* (0). Los puntajes obtenidos en los ítems se suman para obtener la puntuación total que puede ir en el rango de 0 a 50 puntos (Bech, Timmerby, Martiny, Lunde, & Soendergaard, 2015; Fountoulakis et al., 2003), permitiendo clasificar la presencia de depresión de acuerdo a la siguiente baremación: “No hay presencia” o “Depresión Dudosa” = 0-20; “Depresión Leve” = 21-25; “Depresión Moderada” = 26-30 y “Depresión Severa” = 31-50.

En el estudio original, el MDI reportó una buena consistencia interna ( $\alpha = .94$ ) y presentó puntajes promedios de 38.6 puntos ( $DT = 5.6$ ) en pacientes con depresión, mientras que el grupo control alcanzó 13.7 puntos ( $DT = 11.5$ ), siendo una prueba

óptima en para el ámbito clínico (Bech et al., 2001).

Para esta investigación, y en procura de una actualización de la prueba para Colombia, se subdividió el ítem 9 en dos preguntas, aplicándose la misma instrucción para los ítems subdivididos (8 y 10) de la versión original, es decir, sumar sólo el puntaje de uno de ellos (el de mayor valor). En la prueba original el ítem refiere: “¿Ha tenido problemas para dormir por la noche?” y se subdividió en: 9a: “¿Ha tenido problemas para dormir por la noche?” y 9b: “¿Ha notado aumento en la cantidad de tiempo que duerme?”. Esta modificación se hizo dada la necesidad reconocida de aplicar de manera más precisa uno de los criterios diagnósticos del trastorno depresivo mayor incluido en el DSM-5, el cual refiere la presencia de “insomnio o hipersomnia casi todos los días” (APA, 2013). Esta modificación no cambia la forma de calificación del MDI (pues se sigue obteniendo la puntuación total tomando 10 ítems), y, por consiguiente, de la clasificación de la depresión.

### Inventario de Ideación Suicida Positiva y Negativa (Positive and Negative Suicidal Ideation, PANSI).

Para recoger evidencias de validez de criterio, se aplicó simultáneamente la prueba PANSI (Osman, Gutiérrez, Kopper, Barrios, & Chiros, 1998). Este inventario bifactorial (Ideación positiva e Ideación negativa), evalúa, en población general, la recurrencia de ideación suicida en las últimas dos semanas. Está conformado por 14 ítems tipo Likert, con 5 opciones de respuestas, que van desde (0) *nunca*, (1) *rara vez*, (2) *algunas veces*, (3) *casi siempre* y (4) *siempre*. Dado que

es un inventario con puntuaciones sumativas, a mayor puntaje, mayor presencia de ideación suicida. El PANSI reporta alta consistencia interna en la ideación positiva ( $\alpha = .82$ ) y la ideación negativa ( $\alpha = .93$ ) (Osman et al., 1998). En un estudio reciente, Avendaño, Pérez, Vianchá, Martínez y Toro (2018) informan la presencia de propiedades psicométricas favorables, resaltando evidencias de validez y confiabilidad adecuadas, lo que significa una adecuada evaluación de la ideación suicida en población colombiana.

## Procedimiento

La investigación es de tipo instrumental con diseño transversal, ex post facto retrospectivo, un grupo, múltiples medidas (Montero & León, 2007). Por consideraciones éticas se informó personalmente a los estudiantes acerca de las características del estudio recalcando el carácter voluntario y anónimo del proceso lo cual permitía la posibilidad de renunciar al diligenciamiento del mismo en cualquier momento; posteriormente se firmó el consentimiento informado. El presente estudio no representó ningún riesgo para la integridad y salud mental de los participantes, y su desarrollo estuvo enmarcado en la normatividad nacional como la ley 1090 del 2006 (Congreso de la República de Colombia, 2006) que regula la profesión del psicólogo y la Resolución 8430 de 1993 (Ministerio de Salud, 1993) por la cual se establecen las normas científicas, técnicas y administrativas para la investigación en salud en Colombia; además, cumplió con lo establecido por la Declaración Helsinki (WMA, 1964). Adicionalmente se contó con el aval del consejo de Facultad de Ciencias de la Salud de la Universidad de Nariño. Para la aplicación

se realizaron visitas a los diferentes semestres y, con el aval del docente, se procedió al diligenciamiento del inventario por cada estudiante en el aula de clases. La aplicación de los instrumentos tuvo una duración aproximada de 20 minutos.

Para obtener la adaptación colombiana, inicialmente el instrumento fue sometido a una traducción mediante el procedimiento *parallel back-translation* (Brislin, 1986) a cargo de un profesional licenciado en lengua castellana e inglés.

## Análisis de datos

Inicialmente se exploraron los datos para identificar *outlier* (analizando los índices de anomalía con diagramas de caja y gráficos Q-Q), luego se transformaron las puntuaciones en puntuaciones típicas ( $z$ ), que miden la distancia de cada puntuación, con respecto a la media. Se asumió como puntaje de corte 2.5 puntos. Una vez descartada como fuente de error la codificación, se decidió eliminarlos. Posteriormente se calculó el coeficiente de Maridia para el análisis de normalidad multivariante de los datos; este último análisis se realizó con el Programa estadístico "R" (R Development Core Team, 2008).

Se realizaron análisis descriptivos para las escalas en general, para cada uno de los ítems y para los puntajes de la evaluación por parte de tres jueces expertos quienes realizaron la validación de contenido del cuestionario. Posteriormente se valoró la validez de contenido por medio del juicio de tres expertos, quienes calificaron los criterios de: claridad, pertinencia, y relevancia de cada ítem utilizando una escala politómica (1= *no cumple con el criterio*; 2= *bajo nivel*, 3= *moderado nivel* y 4= *alto*

nivel de cumplimiento). Este proceso permitió calcular el coeficiente *V-Aiken* para cada uno de los criterios; este coeficiente cuantifica la concordancia y acuerdo respecto a los ítems, por parte de un grupo de jueces en referencia a un dominio de contenido y su valor debe ser superior a .70 (Aiken, 1985). Finalmente, a partir de las sugerencias de los jueces, se realizó una prueba piloto con 30 estudiantes universitarios para valorar el grado de comprensión de los ítems.

Para la validación de constructo se procedió a realizar una validación cruzada que consiste en dividir la muestra total en dos submuestras iguales escogidas aleatoriamente; la primera submuestra (compuesta por 170 participantes) se utilizó para realizar un análisis factorial exploratorio (en adelante AFE) y la segunda submuestra (con 171 participantes) se usó para un análisis factorial confirmatorio (en adelante AFC); este procedimiento responde a la práctica clásica de hacer un uso secuencial de los dos análisis que explora la distribución de los ítems y luego confirma el modelo teórico de base de la escala de medida (Brown, 2006; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014). El AFE se realizó con el programa Factor 9.2 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006) utilizando el método de ejes principales y una rotación oblimin que se utiliza para datos con ausencia de normalidad multivariante y para conseguir ejes que permitan describir los puntos de la muestra de la manera más simple posible. En este análisis se consideraron los índices de adecuación muestral *Kaiser Meyer Olkin* (KMO), la *esfericidad de Barlett*, los valores de comunalidad, las saturaciones de los ítems obtenidas en la distribución libre y la varianza total explicada. Finalmente, para comprobar la factorización

obtenida en el AFE, se realizó un AFC utilizando el método de Estimación Mínimos Cuadrados No Ponderados (LS). Los índices de ajuste adoptados fueron: el chi-cuadrado ( $\chi^2/S-B$ ) de Satorra y Bentler (2001), chi-cuadrado ( $\chi^2/gf$ ) partido por los grados de libertad ( $\leq 3$ : óptimos), el índice CFI ( $\geq .95$ ) de ajuste comparativo, el índice NNFI ( $\geq .95$ ) de ajuste de no normalidad, el RMSEA ( $\leq .08$ ), que es el error de aproximación cuadrático medio y el SRMR ( $\leq .08$ ), que es el valor medio cuadrático de los residuos de las covarianzas (Byrne, 2013). Los análisis en mención se realizaron con el programa estadístico EQS-6.2.

El análisis de consistencia interna se hizo a través del *Omega de McDonald* ( $\omega$ ) (Elosua-Oliden & Zumbo, 2008) sugerido para datos con ausencia de normalidad multivariante, y calculado con el Programa Factor 9.2 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2006); también se calculó la consistencia interna por medio del coeficiente de *alfa de Cronbach* ( $\alpha$ ).

Finalmente, para fortalecer el análisis de validez se realizó una validación comparada (criterio) por medio de la correlación *Rho de Spearman* entre las pruebas MDI y PANSI. Este análisis estadístico se llevó a cabo en el programa SPSS 22.0 (IBM, 2013). El nivel de significatividad adoptado fue de .05.

## Resultados

Inicialmente se obtuvieron los análisis descriptivos tanto para la escala general como para cada uno de los ítems (ver Tabla 1).

Tabla 1.  
Tabla de estadísticos descriptivos y frecuencias de respuestas por cada ítem.

Ítem					0	1	2	3	4	5	IC (95%)	
	M	DS	Asim.	Curtosis	Fr/%	Fr/%	Fr/%	Fr/%	Fr/%	Fr/%	Inferior	Superior
1. ¿Se ha sentido bajo de ánimo o triste?	2.27	1.35	.30	-1.11	13/3.8%	126/37%	51/15%	72/21.1%	64/18.8%	15/4.4%	2.13	2.42
2. ¿Ha perdido el interés en tus actividades diarias?	2.22	1.39	.30	-1.03	24/7%	114/33.4%	61/17.9%	63/18.5%	62/18.2%	17/5%	2.07	2.37
3. ¿Ha sentido falta de energía y fuerza?	2.37	1.40	.29	-1.01	16/4.7%	106/31.1%	67/19.6%	67/19.6%	58/17%	27/7.9%	2.22	2.52
4. ¿Ha sentido menos confianza en sí mismo?	2.03	1.59	.38	-1.13	61/17.9%	106/31.1%	43/12.6%	48/14.1%	58/17%	25/7.3%	1.86	2.20
5. ¿Ha presentado cargos de conciencia o sentimientos de culpa?	1.96	1.58	.47	-1.05	63/18.5%	111/32.6%	47/13.8%	39/11.4%	57/16.7%	24/7%	1.80	2.13
6. ¿Ha sentido que la vida no vale la pena vivirla?	1.04	1.41	1.29	.67	178/52.2%	68/19.9%	39/11.4%	25/7.3%	20/5.9%	11/3.2%	.89	1.19
7. ¿Ha tenido dificultades para concentrarse, por ejemplo, cuando está leyendo o mirando la televisión?	2.23	1.46	.32	-.99	30/8.8%	110/3.3%	57/16.7%	66/19.4%	52/15.2%	26/7.6%	2.07	2.38
8a. ¿Se ha sentido ansioso(a) o impaciente realizando actividades cotidianas?	2.37	1.46	.17	-.98	30/8.8%	88/25.8%	62/18.2%	78/22.9%	52/15.2%	31/9.1%	2.22	2.53
8b. ¿Ha tenido sensaciones de lentitud en sus actividades cotidianas?	2.13	1.45	.23	-.96	47/13.8%	89/26.1%	66/19.4%	69/20.2%	52/15.2%	18/5.3%	1.98	2.28
9a. ¿Ha tenido problemas para dormir por la noche?	2.08	1.64	.30	-1.19	71/20.8%	84/24.6%	50/14.7%	49/14.4%	57/16.7%	30/8.8%	1.90	2.25
9b. ¿Ha notado aumento en la cantidad de tiempo que duerme?	2.09	1.63	.36	-1.11	65/19.1%	92/27%	50/14.7%	51/15%	48/14.1%	35/10.3%	1.91	2.26
10a. ¿Ha sentido falta de apetito?	1.26	1.31	.83	-.30	128/37.5%	96/28.2%	46/13.5%	48/14.1%	19/5.6%	4/1.2%	1.12	1.39
10b. ¿Ha sentido aumento de apetito?	2.07	1.67	.39	-1.14	68/19.9%	99/29%	36/10.6%	57/16.7%	42/12.3%	39/11.4%	1.89	2.25

Nota: 0= nunca, 1= ocasionalmente, 2= poco menos de la mitad del tiempo, 3= poco más de la mitad del tiempo, 4= la mayor parte del tiempo, 5= todo el tiempo, Asim= Asimetría, Fr= Frecuencia, IC= Intervalo de confianza.

En la validación de contenido, por sugerencia de los jueces, se procedió a ajustar las instrucciones de la siguiente manera: “Las siguientes preguntas

hacen referencia a su estado de ánimo en las últimas dos semanas. Por favor marque la casilla que mejor describa cómo se ha sentido usted”; no se

recibieron sugerencias de cambio para ningún ítem. Los valores *V-Aiken* para cada ítem y por criterio fueron óptimos: *V-Aiken* claridad = .86; *V-Aiken* pertinencia = .88; *V-Aiken* relevancia = .85 (ver Tabla 2), obteniéndose un *V-Aiken* total de .86. Los participantes de la prueba piloto reportaron total comprensión de los ítems sin realizarse ninguna observación.

Tabla 2.  
*V-Aiken para claridad, pertinencia y relevancia.*

Ítem	<i>V-Aiken</i> claridad	<i>V-Aiken</i> pertinencia	<i>V-Aiken</i> relevancia
1	.83	.80	.80
2	.83	.82	.86
3	.92	.88	.86
4	.93	.88	.88
5	.88	.94	.84
6	.82	.90	.87
7	.87	.88	.83
8a	.88	.92	.83
8b	.86	.90	.89
9a	.85	.90	.88
9b	.88	.91	.88
10a	.90	.91	.91
10b	.75	.76	.77
Total criterio	.86	.88	.85

El análisis de coeficientes de Mardia refirió coeficientes de asimetría (29.10,  $p < .001$ ) y curtosis (235.99,  $p < .001$ ) que indicaron la ausencia de normalidad multivariante. El análisis de consistencia interna reportó óptimos valores ( $\alpha = .91$ ;  $\omega = .92$ ).

Con el fin de evaluar la validez de constructo de la versión colombiana del MDI, inicialmente se realizó un AFE, pues se quería conocer si los ítems se distribuían de manera unifactorial como se

propone en el estudio original. Los resultados indicaron una prueba de adecuación muestral *Kaiser Meyer Olkin (KMO)* de .93, mientras que la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ( $\chi^2 = 2265.400$ ;  $gl = 78$ ;  $p \leq .000$ ). Las communalidades oscilaron entre .324 (ítem 9a) y .848 (ítem 10a), resultados considerados óptimos. Posteriormente se comprobó la distribución factorial con una distribución libre que permitió reconocer saturaciones adecuadas, que oscilaron entre .431 (ítem 10b) y .814 (ítem 2), agrupadas en un solo factor (ver Tabla 3), indicando un 51.73% de varianza total explicada.

Tabla 3.  
*Análisis factorial exploratorio de la versión colombiana del MDI.*

Ítem	Factor 1	$h^2$
1	.737	.580
2	.814	.678
3	.753	.599
4	.751	.561
5	.722	.520
6	.636	.408
7	.702	.500
8a	.797	.626
8b	.811	.648
9a	.558	.324
9b	.480	.363
10a	.441	.848
10b	.431	.406

Nota: Método de extracción: Ejes Principales. Rotación: Oblimin.  $h^2$  = communalidades.

Una vez realizado el AFE se procedió a confirmar la estructura unifactorial de la prueba a través de un AFC. Inicialmente fue necesario determinar los ajustes de la prueba original de 12 ítems obteniendo buenos ajustes  $\chi^2$ S-B = 149.797;

$\chi^2$ S-B/(54) = 2.774;  $p = .001$ ;  $NNFI = .975$ ;  $RMSEA = .049$  (90% CI[.034, .062]);  $CFI = .978$ ;  $SRMR = .044$ , además de óptimos valores  $\lambda$  ( $\lambda$ ), coeficientes de determinación ( $R^2$ ) y errores ( $e$ ) de medida (ver Figura 1). Destacan en el análisis, el bajo peso factorial del ítem 10b ( $\lambda = .48$ ,  $p < .05$ ), y el peso factorial alto del ítem 2 ( $\lambda = .82$ ,  $p < .05$ ).

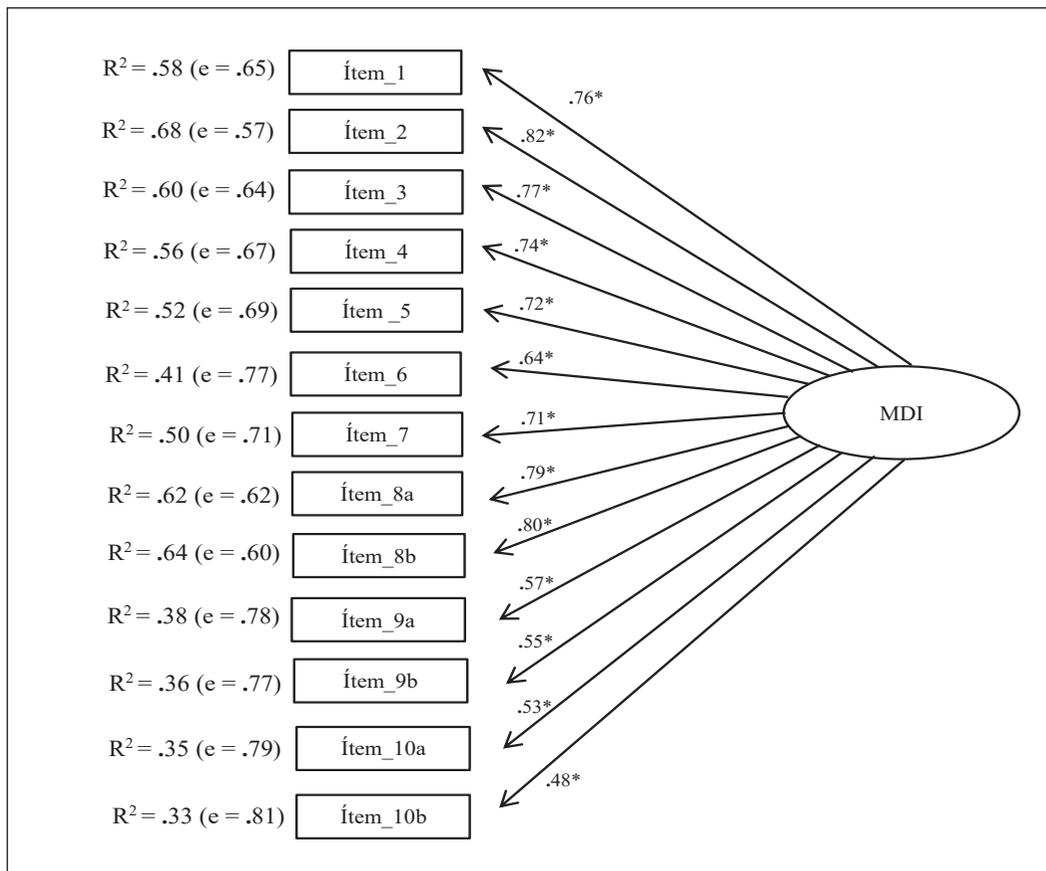


Figura 1. Análisis Factorial Confirmatorio del MDI, versión colombiana (\* $p < .05$ ).

Para corroborar la validez de criterio se realizó una comparación entre la prueba MDI y la prueba PANSI; así, las correlaciones de *Spearman* indicaron valores directos y medios de .576 ( $p \leq .01$ ) entre el MDI y la dimensión “ideas suicidas negativas” y de .531 ( $p \leq .01$ ) con la dimensión “ideas suicidas positivas”.

## Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo comprobar las propiedades psicométricas del inventario MDI en una muestra de

universitarios colombianos, pertenecientes a los programas de Medicina y Promoción de la Salud de la Universidad de Nariño, Pasto, Colombia. Los resultados obtenidos refieren que el MDI mantiene una estructura unifactorial con óptimas propiedades psicométricas, además de presentar una buena consistencia interna de acuerdo con los valores del *Alpha de Cronbach* y el *Omega de McDonald*; reporta, además, una adecuada correlación positiva de convergencia que delimita y corrobora la robustez (coherencia) del constructo medido.

Los hallazgos reafirman la estabilidad de la estructura factorial de la prueba, lo cual es un importante indicio de su reconocida calidad y homologación internacional, pues, a pesar de que en el presente estudio se incluyó un ítem más, como resultado de la actualización con los criterios diagnósticos del DSM-5, la escala mantuvo su robustez estructural, apreciación sustentada en los valores obtenidos en los diferentes análisis, tanto en el análisis factorial exploratorio como en el confirmatorio; este hallazgo es semejante a lo encontrado en los estudios realizados en Dinamarca (Olsen et al., 2003) y Grecia (Fountoulakis et al., 2003).

Es necesario resaltar que en el análisis factorial confirmatorio, los ítems 2: “¿ha perdido el interés en actividades diarias?”, 8a: “¿Se ha sentido ansioso o impaciente realizando actividades cotidianas?” y 8b: “¿Ha tenido sensaciones de lentitud en sus actividades cotidianas?” presentaron mejores aportes o pesos factoriales lo que se refleja en un mayor coeficiente de determinación; esto se debe quizás a que la depresión puede ser percibida con un mayor grado de afectación principalmente en las esferas funcionales cotidianas,

en coherencia con la relevancia que el DSM-5 (APA, 2013) le otorga al criterio diagnóstico relacionado con la disminución del interés o el placer por todas o casi todas las actividades que se hacen de forma cotidiana o en la mayor parte del día. Lo anterior se contrapone con los bajos pesos factoriales y varianzas explicadas de los ítems 10b: “¿ha sentido aumento de apetito?” y 10a: “¿ha sentido falta de apetito?” que reflejan posibles desajustes en esferas más particulares y cuya alteración no implica percepción de riesgo, pérdida de autocontrol o capacidad funcional.

Respecto a la inclusión del ítem 9b: “¿ha notado aumento en la cantidad de tiempo que duerme?” dada la necesidad de actualizar los criterios diagnósticos a la luz del DSM-5, es importante referir que, en general, mejoró el ajuste del modelo factorial de la prueba obteniendo óptimos valores, tanto en los aportes factoriales, como en el coeficiente de determinación; esto sugiere que este ítem complementa la definición del atributo y permite cumplir con la intención de actualizar el criterio diagnóstico necesario para una medida más adecuada de la depresión.

Adicionalmente, los resultados de la validez de criterio entre el MDI y el PANSI, evidencian una correlación positiva entre los sentimientos de tristeza, pérdida de interés, sentimiento de inutilidad o culpabilidad excesiva (criterios específicos del trastorno depresivo), con los pensamientos recurrentes de muerte (no sólo miedo a morir), ideación suicida recurrente (con o sin un plan determinado para llevarlo a cabo), y el intento de suicidio (APA, 2013). Lo anterior no solo aporta en beneficio de la validez de constructo sino que arroja evidencias empíricas sobre la relevancia

del abordaje conjunto de la ideación suicida en el proceso de intervención de la depresión.

En conclusión, los resultados obtenidos, tanto en el AFE y el AFC, sugieren que la mejor solución factorial para Colombia es la unidimensional. Esta versión colombiana, que incluye un ítem más, presenta óptimos índices de ajuste, igual que la versión original. La actualización de esta versión, a la luz de los criterios diagnósticos para el trastorno de depresión según el DSM-5, es un importante aporte al ámbito de la medición de la depresión en el contexto colombiano. Adicionalmente, representa la oferta de un nuevo instrumento de probada calidad psicométrica para el estudio y comprensión de la depresión, en apoyo al desarrollo de tratamientos o planes de diagnóstico, seguimiento e intervención que mejoren la calidad de vida, y, en general, la salud mental de las personas que padecen esta enfermedad.

Las limitaciones del presente estudio se relacionan principalmente con el carácter transversal del análisis, lo cual puede restringir la interpretación y las inferencias, además de no contemplar la variabilidad del atributo a través tiempo. Otra limitación se encuentra asociada a la posible presencia de “deseabilidad social” relacionada con el uso y la aplicación de auto-registros. Sería deseable proponer un estudio de validación en población clínica propiamente dicha, para reconocer las propiedades psicométricas y poder trazar comparaciones. Se hace necesario proyectar estudios transculturales para observar el comportamiento de la estructura factorial y las particularidades de cada ítem. Finalmente, se debe considerar que el inventario no se sometió

específicamente a una adaptación detallada al lenguaje cotidiano, en este caso al español de Colombia, que incluyera las características culturales.

## Referencias

- Aiken, L. R. (1985). Three Coefficients for Analyzing the Reliability and Validity of Ratings. *Educational and Psychological Measurement, 45*, 131-142.
- Abubakar, A., Biry, R. B., Katana, K., Kabunda, B., Hassan, A. S., Newton, C. R., & Van de Vijver, F. (2016). Adaptation and Latent Structure of the Swahili Version of Beck Depression Inventory II in a Low Literacy Population in the Context of HIV. *Journal PLoS One, 3*(11), 1-15. doi:10.1371/journal.pone.0151030.
- Agudelo, D. M. (2009). Propiedades psicométricas del inventario de Depresión Estado/Rasgo (IDER) con adolescentes y universitarios de la ciudad de Bucaramanga. *Pensamiento Psicológico, 5*(12), 139-160.
- Aguiar, S., & Avila, J. A. (2007). La depresión: particularidades clínicas y consecuencias en el adulto mayor. *Gad Méd Méx, 143*(2), 141- 148.
- Alonso, J., D., Castaño, J. J., Ceron, Y. E., Dávila, L. M., De la Rosa, A. J., De la Rosa, P. E., Montoya, V., & Olave, C. M. (2015). Frecuencia de depresión, según cuestionario de Beck, en estudiantes de medicina de la ciudad

- de Manizales (Colombia), 2014: estudio de corte transversal. *Archivos de Medicina*, 15(1), 9-24.
- American Psychological Association (1994) *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales versión IV*. Barcelona, España: Editorial Masson S.A.
- American Psychological Association (2013). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales versión 5*. Bogotá, Colombia: Editorial medica Panamericana.
- Ángel, V., Bedoya, L. Y., Correa, E. A., & Villada, J. S. (2015). *Riesgo de depresión y factores asociados en adultos mayores institucionalizados en la red de asistencia social al adulto mayor* (trabajo no publicado, Universidad CES). Recuperado de [http://bdigital.ces.edu.co:8080/repositorio/bitstream/10946/4439/2/Riesgo\\_Depresion\\_Adultos\\_Mayores.pdf](http://bdigital.ces.edu.co:8080/repositorio/bitstream/10946/4439/2/Riesgo_Depresion_Adultos_Mayores.pdf)
- Arrieta, K., M., Díaz, S., & González, F. (2014). Síntomas de depresión y ansiedad en jóvenes universitarios: prevalencia y factores relacionados. *Revista Clínica de Medicina de Familia*, 7(1), 14-22. doi:10.4321/S1699-695X2014000100003
- Avendaño, B., Pérez, M., Vianchá, M., Martínez, L., & Toro, R. (2018). Propiedades psicométricas del inventario de ideación suicida positiva y negativa PANSI. *Revista Evaluar*, 18(1), 27-39. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar/article/download/19767/19516>
- Bech, P., Rasmussen, N. A., Olsen, L. R., Noerholm, V., & Abildgaard, W. (2001). The sensitivity and specificity of the Major Depression Inventory, using the Present State Examination as the index of diagnostic validity. *Journal of Affective Disorders*, 66(2), 159-164. doi:10.1016/S0165-0327(00)00309-8
- Bech, P., Timmerby, N., Martiny, K., Lunde, M., & Soendergaard, S. (2015). Psychometric evaluation of the Major Depression Inventory (MDI) as depression severity scale using the LEAD (Longitudinal Expert Assessment of All Data) as index of validity. *BioMed Central Psychiatry*, 5(190), 2-7. doi:10.1186/s12888-015-0529-3
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. (1996). Beck depression inventory–II. *Psychological Assessment*.
- Beltrán, M., C., Freyre, M. A., & Hernández, L. (2012). El Inventario de Depresión de Beck: Su validez en población adolescente. *Terapia Psicológica*, 30(1), 5-13. doi:10.4067/S0718-48082012000100001
- Bentler, R. M., & Wu, E. J. (2012). EQS. [Statistical Program for Windows].
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press.
- Brislin, R. W. (1986). The wording and translation of research instruments. In W, J. Lonner & J. W. Berry (Eds). *Field methods in cross-cultural research* (pp. 137-164). Beverly Hills, California: Sage Publication, Inc.

- Bustos, V. M., Galvis, E., & Rojas, S. J. (2015). *Instrumentos de tamizaje de depresión para niños, adolescentes y adultos, revisión narrativa de la literatura* (Tesis de pregrado). Recuperado de <https://repository.javeriana.edu.co/bitstream/handle/10554/19514/BustosGomezVivianaMargarita2015.pdf?sequence=1>
- Byrne, B., M. (2013). *Structural Equation Modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS: Basic concepts, applications, and programming*. New York, London: Psychology Press.
- 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. *Revista Biomédica*, 26(3), 415- 423. doi:10.7705/omontor.v26i3.360
- Cano, J., Gomez, C., & Rondón, M. (2016). Validación en Colombia del instrumento para evaluación de la depresión Montgomery-Åsberg Depression Rating Scale (MADRS). *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 45(3), 146-155. doi: 10.1016/j.rcp.2015.08.0060034-7450
- Chau, C., & Saravia, J. C., (2016). Conductas de Salud en Estudiantes Universitarios Limeños: Validación del CEVJU. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 1(41), 90-103.
- Chau, C., & Vilela, P. (2017). Determinantes de la salud mental en estudiantes universitarios de Lima y Huánuco. *Revista de Psicología*, 35(2), 387-422. doi: 10.18800/psico.201702.001
- 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. Doi:10.1111/j.1440-1819.2004.01277.x
- 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.
- Congreso de la República de Colombia. (2006). *Ley 1090 de 2006*. Recuperado de [http://www.secretariassenado.gov.co/senado/basedoc/ley\\_1090\\_2006.html](http://www.secretariassenado.gov.co/senado/basedoc/ley_1090_2006.html)
- Cuervo, A. (2010). Pautas de crianza y desarrollo socio-afectivo en la infancia. *Revista Diversitas- Perspectiva en Psicología*, 6(1), 111-121.
- Díaz-Santos, M., Cumba-Avilés, E., Bernal, G., & Rivera-Medina, C. (2008). Desarrollo y propiedades psicométricas de la escala de autoeficacia para la depresión en adolescentes (EADA). *Revista interamericana de psicología / Interamerican journal of psychology*, 42(2), 218-227.
- Ellaconza, J., U. (2017). *Factores asociados a las gestantes adolescentes deprimidas que asisten al Hospital Hipólito Unánue 2016* (Trabajo no publicado, Universidad Privada Norbert Wiener). Recuperado de <http://repositorio.uwiener.edu.pe/bitstream/handle/123456789/941/TITULO%20-%20%20Ellaconza%20Surco%2C%20%20Juana%20Ursula.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

- Elosua-Oliden, P., & Zumbo, B.D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896-901.
- Fawzi, M., H., Fawzi, M. M., & Abu-Hindi, W. (2012). Arabic version of the Major Depression Inventory as a diagnostic tool: reliability and concurrent and discriminant validity. *Eastern Mediterranean Health Journal*, 18(4), 304-310. doi:10.26719/2012.18.4.304
- Fountoulakis, K., N., Iacovides, A., Kleanthous, S., Samolis, S., Gougoulas, K., Tsiptsios, I., Kaprinis, G. S., & Bech, P. (2003). Reliability, validity and psychometric properties of the Greek translation of Major Depression Inventory. *BMC Psychiatry*, 29(3), 1-8. doi:10.1186/1471-244X-3-2
- Fuhrer, R., & Rouillon, F. (1989). La omento française de l'échelle CES-D (Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale). *Psychiatrie & Psychobiologie*, 4(3), 163-166.
- Gomes, M. H., Gorenstein, C., Lotufo, F., Andrade, L. H., & Wang, Y. P. (2012). Validation of the Brazilian Portuguese version of the Beck Depression Inventory-II in a community sample. *Revista brasileira de omentoria*, 34(4), 389-94. Doi:10.1016/j.rbp.2012.03.005
- IBM Corporation (2013). *IBM SPSS Statistics for Windows, versión 22.0*, Armonk: IBM Corp.
- Kessler, R. & Mroczek, D. (1994). *Final version of our non-specific Psychological Distress Scale*. Ann Arbor, MI: Survey Research Center of the Institute for Social Research, University of Michigan. USA.
- Lezama, S. R. (2012). Propiedades psicométricas de la escala de Zung para síntomas depresivos en población adolescente escolarizada colombiana. *Psicología Avances de la disciplina*, 6(1), 91-101. Recuperado de <http://www.scielo.org.co/pdf/psych/v6n1/v6n1a08.pdf>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. (2006). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model. *Behavioral Research Methods, Instruments and Computers*, 38(1), 88-91. doi:10.3758/bf03192753
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Melipillán, R., Cova, F., Rincón, P., & Valdivia, M. (2008). Propiedades Psicométricas del Inventario de Depresión de Beck-II en Adolescentes Chilenos. *Terapia Psicológica*, 26(1), 59-69. doi: 10.4067/S0718-48082008000100005
- Ministerio de Salud (1993). *Resolución Número 8430 de 1993*. Recuperado de <https://www.minsalud.gov.co/sites/rid/Lists/BibliotecaDigital/RIDE/DE/DIJ/RESOLUCION-8430-DE-1993.PDF>
- Ministerio de Salud (2015). *Encuesta Nacional de Salud Mental*. Recuperado de <https://www.javerianacali.edu.co/sites/ujc/files/node/field-documents/>

- field\_document\_file/saludmental\_final\_tomoi\_color.pdf
- Ministerio de Salud. (2017). *Boletín de salud mental: Depresión Subdirección de enfermedades no transmisibles*. Recuperado de <https://www.minsalud.gov.co/sites/rid/Lists/BibliotecaDigital/RIDE/VS/PP/ENT/boletin-depresion-marzo-2017.pdf>.
- Montero, I., & León, O.G. (2007). Guía para nombrar los estudios de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862.
- Olsen, L. R., Jensen, D. V., Noerholm, V., Martiny, K., & Bech, P. (2003). The internal and external validity of the Major Depression Inventory in measuring severity of depressive states. *Psychological Medicine*, 33(2), 351-356. doi:10.1017/S0033291702006724
- Organización Mundial de la Salud. (2018). *Depresión*. Recuperado de <http://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/depression>
- Osman, A., Gutiérrez, P. M., Kopper, B. A., Barrios, F. X., & Chiro, C. E. (1998). The positive and negative suicide ideation inventory: Development and validation. *Psychological Reports*, 82(3), 783-793. doi:10.2466/pr0.1998.82.3.783
- 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. doi: 10.15381/anales.v64i4.1424
- R Development Core Team. (2008). *R: A language and environment for statistical computing* [Manual y software de cómputo]. Viena, Austria: R Foundation for Statistical Computing.
- Redondo, D. F. (2015). *Adaptación de la segunda versión del inventario de depresión de Beck a la gran área metropolitana de Costa Rica* (trabajo de pregrado, Universidad de Costa Rica). Recuperado de <http://repositorio.sibdi.ucr.ac.cr:8080/jspui/handle/123456789/2398>
- Reynolds, W. M., & Mazza, J. J. (1998). Reliability and validity of the Reynolds Adolescent Depression Scale with young adolescents. *Journal of School Psychology*, 36(3), 295-312. [https://doi.org/10.1016/S0022-4405\(98\)00010-7](https://doi.org/10.1016/S0022-4405(98)00010-7)
- Robi, I. M. (2012). *Propiedades Psicométricas de una Adaptación de la Escala de Desesperanza de Beck en Adolescentes en Pasto* (Trabajo no publicado, Universidad de Nariño). Recuperado de <http://biblioteca.udenar.edu.co:8085/atenea/biblioteca/85317.pdf>
- Rotenstein, L. S., Ramos, M. A., Torre, M., Segal, J. B., Peluso, M. J., Guille, C., Sen, S., & Mata, D. A. (2016). Prevalence of Depression, Depressive Symptoms, and Suicidal Ideation Among Medical Students: A Systematic Review and Meta-Analysis. *JAMA*, 316(21), 2195-2237. doi:10.1001/jama.2016.17324
- Rueda, G. E., Díaz, L. A., Lopez, M. T., & Campo, A. (2009). Validación de una versión abreviada de la escala para Depresión del Centro de Estudios Epidemiológicos (CES-D) en adultos

- colombianos. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 38(3), 513-521. Recuperado de <http://www.scielo.org.co/pdf/rcp/v38n3/v38n3a09.pdf>
- Sarokhani, D., Delpisheh, A., Veisani, Y., Sarokhani, M. T., Manesh, R. E., & Sayehmiri, K. (2013). Prevalence of depression among university students: a systematic review and meta-analysis study. *Depression Research and Treatment*, 2013, 1-7. <http://dx.doi.org/10.1155/2013/373857>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514. <https://doi.org/10.1007/BF02296192>
- Veytia, M., Fajardo, R. J., Guadarrama, R. & Escutia, N. (2016). Inteligencia emocional: factor positivo ante la depresión en adolescentes de bachillerato. *Informes Psicológicos*, 16(1), 35-50. <https://doi.org/10.18566/infpsicv16n1a02>
- Villalobos, F. H., & Ortiz, L. (2012). Características psicométricas de la escala CES-D en adolescentes de San Juan de Pasto (Colombia). *Avances en Psicología Latinoamericana*, 30(2), 328-340. Recuperado de <https://revistas.urosario.edu.co/index.php/apl/article/view/1477/1965>
- Villalobos, F. H., Ojeda, E. & Luna, E. G. (2019). Caracterización de las conductas suicidas en adolescentes de la zona de influencia del volcán Galeras, Nariño, Colombia. *Informes Psicológicos*, 19(2), 163-180. doi: 10.18566/infpsic.v19n2a011
- WMA. (1964). *Declaración de Helsinki: Principios éticos para las investigaciones médicas en seres humanos*. Recuperado de <https://www.wma.net/es/politicas-post/declaracion-de-helsinki-de-la-amm-principios-eticos-para-las-investigaciones-medicas-en-seres-humanos/>
- Zung, W. W. (1965). A self-Rating Depression Scale. *Arch Gen Psychiatry*, 12(1), 63-70. Doi:10.1001/archpsyc.1965.01720310065008