



CONTRIBUCIONES EN INVESTIGACIÓN
Research Contributions

Validez de constructo de un instrumento de evaluación de la depresión y regulación emocional

MANOLETE S. MOSCOSO^{1,2}, CESAR MERINO-SOTO², LUIS OBLITAS-GUADALUPE³,
LAURA PUERTA-MORALES⁴, Y ALEXANDRA LEON-JACOBUS⁴

¹University of South Florida, Tampa, Florida, USA

²Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

³Universidad Autónoma del Perú, Lima

⁴Universidad de la Costa, Barranquilla, Colombia

Resumen

El propósito del presente estudio es examinar la validez de constructo y consistencia interna del Inventario Multicultural de la Depresión, Estado-Rasgo (IMUDER) con base en un análisis factorial confirmatorio (AFC) y el modelo de ecuaciones estructurales. Debido a que la utilización de dicho instrumento está dirigido al estudio de la depresión y la desregulación emocional en la población general, la muestra del estudio está compuesta por 446 estudiantes adultos de una institución académica de educación superior de Barranquilla, Colombia. Con base en el AFC se examinaron dos modelos de manera separada: un modelo definido por un factor general y dos factores específicos, representados por el modelo bifactorial y el modelo oblicuo (correlacionados). Los resultados de dichos análisis se reportan separadamente para las subescalas "estado" y "rasgo", y sugieren una estructura de dos dimensiones inversamente relacionadas, a las cuales se les denominó *distrés* y *eustrés*, en comparación a un modelo que incluya una sola dimensión general. Los indicadores de ajuste del modelo de factores oblicuos para la subescala "es-

tado" fueron satisfactorios, CFI = .984, RMSEA = .047 (IC 90 % = .034, .060), MFI = .943, SRMR = .064. El ajuste del modelo de factores oblicuos para la subescala "rasgo" fue altamente satisfactorio: $SB-\chi^2 (gl: 53) = 63.555 (p > 0.05)$, CFI = .993, RMSEA = .021 (IC 90% = .000, .038), MFI = .988, SRMR = .053. Evidencia de la unidimensionalidad del modelo total del instrumento no es suficiente fuerte y contrasta con la evidencia presentada a nivel de ítems. A partir de estas observaciones se acepta mantener la interpretación de dos dimensiones covariantes (*distrés* y *eustrés*) e inversamente correlacionadas en las dos subescalas de "estado" y "rasgo".

Palabras clave: *depresión, distrés, estrés crónico, eustrés, regulación emocional, validez de constructo*

Construct Validity of a Measure Assessing Depression and Emotional Regulation

Abstract

The main purpose of this research is to report the construct validity and internal consistency of the Multicultural State-Trait Depression Inventory, based on the Confirmatory Factor Analysis (CFA) and structural equation modeling. Provided that the utilization of our measure is oriented towards the study of depression in a normal population, the analyses were carried out on a sample of 446 adult university students at Barranquilla, Colombia. Based on the CFA analyses, two models were examined: the bifactor model and the correlated oblique model on each of the sub-scales: state and trait. The analyses performed on this Colombian sample suggest

Dirigir toda correspondencia sobre este artículo a: Manolete S. Moscoso, Ph.D. University of South Florida. 12901 Bruce B. Downs Blvd. MDC22, Tampa, Florida. 33612.
www.manoletemoscoso.com.
Correo electrónico: mmoscoso@health.usf.edu

RMIP 2018, Vol. 10, No. 1, pp. 1-16.
ISSN-impresa: 2007-0926; ISSN-digital: 2007-3240
www.revistamexicanadeinvestigacionenpsicologia.com
Derechos reservados ©RMIP

two inverse correlated factors namely, *distress* and *eustress*, both identified by items that described positive and negative cognitions and emotions. The goodness of fit index and adjusted goodness of fit index for the oblique factors of the *state* sub-scale were reasonable: CFI = .984, RMSEA = .047 (CI 90% = .034, .060), NFI = .943, SRMR = .064. The goodness of fit index and adjusted goodness of fit index for the oblique factors of the *trait* sub-scale were highly satisfactory: $SB-\chi^2$ ($gl: 53$) = 63.555 ($p > 0.05$), CFI = .993, RMSEA = .021 (CI 90% = .000, .038), NFI = .988, SRMR = .053. Confirmatory factor analysis indicates there is evidence of two inversely correlated dimensions (*distress* and *eustress*) in both *state* and *trait* sub-scales. These findings suggest that conceptualizing depression as a bidimensional construct that highly relates to an emotional dysregulation is very helpful to better understand its components, dynamics, and relationship with other variables that affect the course of this mental disorder.

Keywords: *Depression, distress, chronic stress, eustress, emotional regulation, construct validity*

INTRODUCCIÓN

De acuerdo a la World Health Organization (2017), la depresión llegará a ser la primera causa de discapacidad mental que contribuya de manera significativa a la adquisición de numerosas enfermedades hacia el año 2020. Insistiendo, una vez más, al respecto de este serio problema epidemiológico (Moscoso, 2014b), el aumento significativo en la prevalencia de este trastorno mental en la población general coincide con la idea de que la depresión es considerada en la actualidad “el resfriado de la salud mental, afectando a ricos y pobres, mujeres y varones, así como también a jóvenes y adultos” (Rosenfeld, 1999, p. 10). Desde la perspectiva conceptual del modelo cognitivo-afectivo propuesto en estudios previos, la depresión es un desorden mental que se presenta como resultado de una notoria desregulación del afecto, la cual está caracterizada por una supresión del afecto positivo y la notoria eferescencia del afecto negativo (Moscoso, 2015; Moscoso & Lengacher, 2017).

Los instrumentos psicométricos tradicionales de medición de la depresión presentan limitaciones metodológicas, en el sentido de que

la literatura referente a este desorden mental ha sido únicamente orientada al estudio de la afectividad negativa y su consecuente sintomatología con base en el *Manual de Diagnóstico y Estadística de los Desórdenes Mentales [DSM]* (2013). Bajo ese contexto, las pruebas psicométricas tradicionales, como es el caso del Inventario de Depresión de Beck (Beck & Steer, 1993), han sido elaboradas específicamente con el propósito de evaluar clínicamente la intensidad de los síntomas de los desórdenes depresivos (Forgeard *et al.*, 2011). Por ejemplo, sus ítems no distinguen clara y objetivamente las características cognitivas de la afectividad positiva y negativa como causas de una notoria desregulación emocional en el contexto del estrés crónico. Nuestra intención al presentar un nuevo modelo de evaluación psicométrica de la depresión, es ampliar el estudio de la afectividad negativa y su consecuente sintomatología hacia un contexto más dinámico que toma en consideración el proceso de regulación emocional entre el afecto positivo y negativo en la evaluación inicial, y durante el curso de un posible tratamiento psicológico de este trastorno mental. Con base en estas premisas, la elaboración de un instrumento psicométrico válido y confiable para el *screening* de la depresión en poblaciones no-clínicas y laboralmente activas requiere prestar atención a la interacción del afecto positivo y negativo y las diferencias individuales de personalidad, cognición y de percepción en el proceso de afrontamiento al estrés (eustrés-distrés); así como también poner énfasis en el proceso de desregulación emocional inducida por la experiencia del estrés crónico.

El modelo de evaluación psicométrica de la depresión y desregulación emocional propuesto en el presente estudio introduce una perspectiva nueva y diferente en comparación a la forma tradicional de evaluar este desorden mental en función al DSM. Particularmente, en vista a las últimas modificaciones realizadas por el actual DSM-5, es decir, la eliminación del concepto de *distimia* y la incorporación del “trastorno de

desregulación del estado de ánimo disruptivo” (DSM-5, 2013), nuestro modelo conceptual considerado como una nueva opción presenta aún mayor relevancia para la evaluación y estudio de la depresión. En este sentido, el propósito central de la presente investigación es proponer una nueva opción en la medición de la depresión y desregulación emocional. Igualmente, examinar psicométricamente dicho modelo conceptual y la validez de constructo del Inventario Multicultural de la Depresión, Estado-Rasgo (IMUDER), a partir de un análisis factorial confirmatorio (AFC) desde el marco de ecuaciones estructurales, tomando en consideración los 24 ítems que caracterizan los conceptos de *eustrés* y *distrés* como estilos cognitivos de afrontamiento al estrés en el proceso de desregulación emocional de los desórdenes depresivos.

EL MODELO CONCEPTUAL DEL IMUDER

El marco teórico del IMUDER ha sido ampliamente descrito con anterioridad en diferentes publicaciones científicas (Moscoso, Lengacher, & Knapp, 2012; Moscoso, 2014a, 2014b, 2015). Los ítems del IMUDER fueron elaborados con el propósito de identificar estados y rasgos depresivos en poblaciones no clínicas, laboralmente activas de adultos expuestos a situaciones de estrés crónico, considerando las características de afecto positivo y afecto negativo, así como también las diferencias cognitivas y de afrontamiento que cumplen un rol prominente en el proceso de desregulación emocional. Dicha construcción de ítems del instrumento se sustenta en que el desorden depresivo resulta de un proceso de desregulación emocional, en el cual se observa una marcada supresión del afecto positivo y la consecuente manifestación de emociones negativas y anhedonia como características centrales de este trastorno y de sus episodios recurrentes (Moscoso, 2014a). En este sentido, los ítems del IMUDER reflejan la presencia de un trastorno depresivo como indicador de una elevada afectividad negativa y una

reducción del afecto positivo en el contexto del proceso de eustrés-distrés —el cual se describe brevemente en el siguiente párrafo.

El modelo conceptual del IMUDER es igualmente consistente con la experiencia y percepción individual del estrés como una condición inevitable en la existencia humana. Para muchas personas el estrés significa un reto que motiva la obtención de logros y metas, lo cual facilita el desarrollo de un buen nivel de resiliencia y adaptación a dichos eventos adversos. Bajo esta perspectiva de reto, el afrontamiento al estrés representa una oportunidad de experiencia saludable y positiva, y es ampliamente conocida en la literatura como *eustrés* (Selye, 1974). Para otras personas, opuestamente, esta experiencia tiene una connotación negativa y genera un estado general de temor, ansiedad, preocupación, ira, irritabilidad, desaliento y fatiga, el cual provoca sentimientos de vulnerabilidad e impide afrontar adecuadamente las situaciones adversas de la vida cotidiana. Este conjunto de reacciones emocionales ha sido conceptualizado en la literatura científica como *distrés emocional* (Moscoso & Reheiser, 2010). Al margen de estas dos formas opuestas de reacción, existen reportes científicos que indican que los eventos de estrés no son necesariamente experiencias negativas, por cuanto están mediados por la percepción individual del estresor y la ausencia de recursos adecuados de afrontamiento a dichas situaciones de estrés (Folkman, 1997, 2008).

MARCO CONCEPTUAL DEL IMUDER BASADO EN EVIDENCIA CIENTÍFICA

La relación entre depresión y estrés crónico está ampliamente sustentada en la literatura psicológica basada en evidencia científica. En una serie de estudios psicométricos clásicos relacionados con la afectividad positiva y negativa, Clark y Watson (1991) reportan una significativa reducción del afecto positivo únicamente en pacientes con síntomas depresivos. Una de las hipótesis más sólidas acerca de dicha asociación tiene como base el modelo cognitivo de la depresión,

en función a estilos de afrontamiento relacionadas con los niveles de optimismo y pesimismo (Carver & Scheier, 1994). El paradigma de Carver y Scheier coincide con el trabajo de Zautra en lo que respecta a los esquemas cognitivos que generan incrementos y reducciones en los niveles del afecto positivo y negativo (Zautra, 2003). Los estudios de Zautra y Smith (2001) sugieren que las emociones positivas promueven la adaptación psicológica y fisiológica del individuo en situaciones de estrés causado por el dolor crónico en pacientes que sufren de artritis reumatoide. Dichas investigaciones reportan que las reacciones de distrés emocional causadas por el estrés crónico precipitan un desbalance en la interacción de emociones negativas y positivas: generan un incremento de emociones negativas y el consecuente desencadenamiento de un trastorno de desregulación emocional, el cual cumple un rol central en la depresión asociada con problemas de salud (Zautra, 2003). En esta misma línea de estudios, Mazure refiere que el incremento de emociones negativas y la consecuente reducción de emociones positivas son la base para el inicio de un desorden depresivo. Estudios empíricos con muestras de poblaciones no clínicas indican que 80 % de individuos en situaciones de estrés crónico sufren episodios depresivos causados por una exacerbada carga de afecto negativo en comparación a los niveles de afecto positivo (Mazure, 1998).

De acuerdo a los estudios de Joormann y Gotlib, el proceso de desregulación emocional observado en los trastornos depresivos es causado por la incapacidad situacional de lograr un cambio efectivo en los estados de ánimo que faciliten el logro de metas y objetivos concretos (Joormann & Gotlib, 2010). Asimismo, investigaciones empíricas realizadas en la última década reportan que dichas alteraciones en la regulación emocional son características típicas en individuos que experimentan estados depresivos (Ehring *et al.*, 2008). En consistencia con los estudios indicados, las investigaciones

de Folkman (1997, 2008) reportan niveles significativos de desregulación emocional durante los periodos de estrés crónico en cuidadores informales de pacientes VIH. Similarmente, los estudios de Aschbacher y colaboradores (2012) confirman las hipótesis de que la afectividad positiva contrarresta y reduce las manifestaciones de síntomas depresivos bajo situaciones de estrés crónico.

En concordancia con los estudios antes mencionados, Fredrickson (1998, 2003) presenta un marco teórico y evidencia empírica acerca de que la experiencia de emociones positivas amplían el proceso cognitivo y de acción del individuo, extendiendo el enfoque atencional y generando un repertorio de conductas que permiten adquirir características resilientes durante el afrontamiento al estrés crónico. Reportes empíricos del centro de investigación que esta investigadora dirige sugieren, además, que las emociones positivas cumplen una función proactiva y de promoción de la salud, particularmente en el marco de distrés emocional (Garland, Gaylor, & Fredrickson, 2011). Del mismo modo, evidencia empírica de estudios más extensos en dicho laboratorio indican que el afecto positivo favorece la adaptación a situaciones de estrés crónico, por lo que ha emergido como un factor de importancia en el aprendizaje de la resiliencia y la reducción de los síntomas depresivos (Tugade & Fredrickson, 2004).

La importancia de preservar y reforzar el afecto positivo durante el curso del trastorno depresivo ha sido estudiada por Tomarken y Keener (1998), quienes indican que la falta de habilidad para mantener una postura emocional y cognitiva positiva durante la experiencia de un trastorno depresivo resulta en la exacerbación de síntomas característicos de desregulación emocional. Los estudios de Heller y colaboradores convergen con los hallazgos de Tomarken y Keener, en el sentido de que las características propias de la anhedonia en la depresión tienen como sustento una pérdida en la habilidad de

mantener una perspectiva y afecto positivos (Heller *et al.*, 2009). Dentro de esta misma línea de investigación, Garland *et al.* (2011) refieren que el efecto modulador del afecto positivo en los estados depresivos es evidente, y los estudios empíricos de este centro de investigación demuestran que las emociones positivas reducen el sesgo atencional de la información negativa en el individuo, lo que favorece a un *reappraisal* (revaloración) cognitivo, y a la vez permiten una perspectiva proactiva en situaciones de estrés crónico. Concluyendo, los estudios de Garland *et al.* (2011) presentan gran relevancia por cuanto confirman evidencias de que los eventos estresantes de carácter crónico preceden a los episodios recurrentes de depresión sugeridos por otros autores tales como Folkman (1997), Tugade y Fredrickson (2004), y Zautra (2003).

MÉTODO

Participantes

Con la intención de extender los estudios previos acerca de la validez de constructo y consistencia interna del IMUDER en una población no clínica y laboralmente activa, la muestra utilizada para el presente estudio está compuesta por un total de 453 participantes universitarios de una universidad colombiana (354 mujeres, 78.1 %). Se aplicó un criterio de exclusión que consistió en remover a los sujetos que presentaban posibles patrones de respuesta extrema o aquiescente irrelevantes al constructo (Baumgartner & Steenkamp, 2001; Harzing, 2006). Siete participantes fueron eliminados por presentar un patrón aquiescente y respuesta extrema similar, particularmente en los ítems 11 y 12. La muestra final está representada por 446 sujetos (348 mujeres, 78 %). Con el propósito de satisfacer el modelo de promedios sujetos/variables (STV), basado en el número de ítems que nuestro instrumento contiene (24), se determinó la necesidad de incluir por lo menos 240 participantes en la muestra del estudio (Bryant & Yarnold, 1995). La edad promedio fue 21.2 años

($DE = 5.0$; mín. = 16, máx. = 50); se hallaron diferencias moderadas ($t(444) = 4.81, p < 0.01, d = .54$) entre varones ($n = 98; M = 23.3, DE = 6.5$) y mujeres ($M = 20.6, DE = 4.3$). Del total, 394 participantes reportaron ser solteros (88.3 %), 29 casados (6.5 %), dos separados (0.4 %), 15 en unión libre (3.4 %) y 6 mantienen una relación formal de noviazgo (1.3 %). En términos ocupacionales, se reportaron 18 empleados (4.0 %), 329 estudiantes (78.8 %) y 99 participantes mantienen un rol dual de estudiante y empleado (22.2 %). Los participantes de la muestra reportaron pertenecer a los niveles socioeconómicos bajo (111, 24.9 %), medio (305, 68.4 %) y alto (30, 6.7 %).

Instrumento

El IMUDER es un instrumento psicométrico que consta de 24 ítems. Tiene como propósito evaluar la presencia y frecuencia de ocurrencia de estados y rasgos de un desorden depresivo como un trastorno de desregulación emocional en el contexto de la experiencia de estrés crónico en adultos (Moscoso *et al.*, 2012; Moscoso, 2014a, 2014b, 2015). El IMUDER ha sido construido como una prueba de *screening* de la depresión, y no de diagnóstico clínico. La utilidad de este instrumento psicométrico está orientada a dos áreas importantes y específicas de estudio de la depresión y del trastorno de la desregulación emocional: *a*) investigaciones empíricas de carácter psicológico o epidemiológico de estos constructos y *b*) el *screening* del desorden depresivo al inicio y durante las diferentes fases de tratamiento psicológico con el propósito de observar el progreso de dicho proceso. El formato del instrumento presenta dos subescalas. Por un lado, la subescala “estado” evalúa la presencia o ausencia de características depresivas y de desregulación emocional en el momento actual o presente. Por el otro, subescala “rasgo” indica la frecuencia de ocurrencia del tipo de afecto y percepción en las formas de afrontar el estrés crónico. Las instrucciones son específicas para cada subescala. En el caso de la subescala de “depre-

sión/estado”, se le solicita al participante indicar su respuesta en términos de “cómo se siente *en este momento*”, es decir, “*ahora*”, y las opciones de respuesta son: “no en absoluto” (1), “un poco” (2); “bastante” (3), y “mucho” (4). La subescala de “depresión/rasgo” requiere que el participante marque sus respuestas en términos de “cómo se siente *generalmente*”, es decir, “*la mayor parte del tiempo*”, y las posibilidades de respuesta son: “casi nunca” (1); “algunas veces” (2); “frecuentemente” (3), y “casi siempre” (4). Los ítems del IMUDER han sido elaborados en forma directa (negativa) en relación con el constructo de depresión, así como también incluye ítems presentados en forma inversa (reactivos positivos opuestos al desorden depresivo), lo cual permite controlar el efecto de los patrones de respuesta extrema o aquiescente. En este sentido, 12 ítems de la prueba reflejan la presencia de un desorden depresivo y de un posible trastorno de desregulación emocional, en función a la explícita presentación de los ítems como una dimensión de afecto negativo. Los otros 12 ítems describen un conjunto de características emocionales y de percepciones positivas, e indican la ausencia de características depresivas y de un posible trastorno de desregulación emocional (véase apéndice para la ilustración del IMUDER).

Procedimiento

La administración del instrumento se llevó a cabo en las secciones de pregrado de la escuela de psicología de dos instituciones de educación universitaria en Barranquilla, Colombia (Universidad de la Costa y Universidad del Norte). Los ítems del IMUDER fueron elaborados bajo el formato de Google Docs, se informó a los participantes de los objetivos y propósitos de la investigación y se indicó que cada participante recibiría por correo electrónico el enlace electrónico (*link*) de la prueba, lista para su acceso y para ser descargada. En cada caso, la participación fue voluntaria y se mantuvo la anonimidad del participante. Asimismo, se les solicitó leer las instrucciones de manera cuidadosa, previa

aceptación y firma del consentimiento informado. Es importante indicar que todos los sujetos participantes del estudio accedieron a colaborar de forma voluntaria. Finalmente, solicitamos completar la página de información demográfica y proceder a responder cada uno de los 24 ítems del instrumento.

Análisis de datos

Se realizaron análisis descriptivos para todas las variables de medición con el propósito de identificar los patrones estadísticos. Los reportes anteriores acerca de los análisis factoriales exploratorios del IMUDER (Moscoso *et al.*, 2012; Moscoso, 2015) ofrecieron la información necesaria para examinar un modelo analítico de la estructura interna del instrumento desde una perspectiva confirmatoria. En este sentido, en el presente estudio se implementó un AFC desde el marco de ecuaciones estructurales con base en el programa EQS 6.2 (Bentler & Wu, 2012). Se examinó el método de máxima verosimilitud en el análisis factorial, debido a que los ítems representan la continuidad latente de los constructos evaluados con fundamento en las cuatro opciones de respuestas que el instrumento ofrece. Se aplicaron correlaciones policóricas para modelar las variables latentes subyacentes a los 24 ítems del instrumento (Domínguez, 2014), y el ajuste de Satorra y Bentler [$SB-\chi^2$] (1994) aplicado al estadístico de ajuste χ^2 para atenuar el efecto de la no normalidad (Lei & Wu, 2012). Ambos procedimientos han mostrado ser efectivos en el modelamiento de ítems o variables categóricas (Lei & Wu, 2012). Con base en el AFC, se examinaron dos modelos separadamente: constructos oblicuos (correlacionados) y un modelo caracterizado por un factor general y dos factores específicos, representados por el modelo bifactorial. Para diferenciar entre la unidimensionalidad versus la multidimensionalidad del IMUDER, se calcularon varios coeficientes durante la aplicación del modelo bifactorial. A nivel de ítems, se estimó la varianza común explicada del ítem, también conocida

como *item explained common variance* [I-ECV > .80] (Stucky & Edelen, 2015), que indica el grado de varianza del factor general retenida por el ítem. A nivel de factores, se estimó la varianza común esperada (ECV, por sus siglas en inglés), que es la proporción de varianza retenida por el factor general —según Rodríguez, Reise y Haviland (2016), ECV > 0.70 es un aceptable indicador de unidimensionalidad. Asimismo, se aplicaron otros dos índices: el coeficiente omega (ω) y omega jerárquico (ω_h) —según Rodríguez *et al.* (2016), un criterio aceptable es $\omega_h > .70$ —, siendo ambos coeficientes de confiabilidad derivados del modelamiento factorial que estiman la proporción de varianza confiable en el factor general y en los factores específicos luego de eliminar la varianza de aquel. Finalmente, a nivel general del modelo, se utilizó el ECV y el porcentaje de correlaciones no contaminadas [PUC, por sus siglas en inglés] (Rodríguez *et al.*, 2016), que indica el monto de covariación entre los ítems en función del factor general. Para la evaluación de la diferencia entre las dimensiones y la correlación interfactorial asociada a la complejidad factorial de los ítems, se examinaron las cargas estructurales de los ítems que representan la relación del ítem contribuyente del desorden depresivo con el factor divergente (Graham, Guthrie, & Thompson, 2003; Merino & Grimaldo, 2011).

Análisis descriptivo de los ítems

La totalidad de ítems correspondientes a las subescalas de “estado” y “rasgo” del IMUDER presentan respuestas en las cuatro opciones disponibles. En ambas subescalas la mayoría de respuestas a los ítems representativos de la dimensión de distrés se concentran en las opciones “no en absoluto” y “casi nunca”, lo que indica distribuciones asimétricas de carácter positivo. En contraste, las respuestas a los ítems de la dimensión de eustrés en ambas subescalas presentan una mayor densidad distribucional en relación a las opciones “mucho” y “casi siempre”, lo cual indica una notoria asimetría de carácter

negativo. Los ítems del factor distrés covariaron negativamente con los ítems del factor eustrés, lo cual era de esperar conceptualmente. La varianza compartida entre-ítems en los ítems de distrés varió entre 14.8 % y 50.1 % (promedio = 31.5 %), mientras que en los ítems de eustrés varió entre 3.3 % y 62.8 % (promedio = 20.1 %). La magnitud de esta covariación entre-ítems fue mayor a la covariación promedio entre los ítems de los factores distrés y eustrés en ambas subescalas: “estado” y “rasgo” (promedio = 14.7), lo cual indica que las respuestas son más homogéneas dentro de sus propias subescalas (Clark & Watson, 1995).

RESULTADOS

En la tabla 1 se presentan las correlaciones policóricas para los ítems de las subescalas “estado” y “rasgo” del IMUDER; se presentan también la estadística descriptiva y los coeficientes de asimetría y curtosis.

ESTRUCTURA INTERNA DEL IMUDER

La escala de “depresión/estado”

En la tabla 2 se presentan los modelos evaluados. Tomando en consideración los análisis exploratorios de estudios previos del IMUDER (Moscoso *et al.*, 2012; Moscoso, 2015), se examinó el ajuste del modelo oblicuo de dos factores en la subescala de “depresión/estado”. Aunque el estadístico de ajuste rechazó el modelo de factores oblicuos, $SB-\chi^2 (gl: 53) = 105.23 (p < 0.01)$, los indicadores prácticos de ajuste fueron satisfactorios, CFI = .984, RMSEA = .047 (IC 90 % = .034, .060), MFI = .943, SRMR = .064. El multiplicador de Lagrange detectó especificaciones erróneas; predominó la correlación entre los errores de los ítems seis (“me siento agobiado por las dificultades”) y siete (“pienso en mis problemas todo el tiempo”). El impacto de esta especificación errónea fue evaluado por el procedimiento de Saris, Satorra y van der Veld (2009) contra un criterio correlacional elevado

Tabla 1. Estadísticos descriptivos y correlaciones policóricas para los ítems del IMUDER “estado” y “rasgo”

IMUDER	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Estado												
1	1.00											
3	0.62	1.00										
5	0.39	0.50	1.00									
7	0.42	0.47	0.63	1.00								
9	0.71	0.66	0.51	0.50	1.00							
11	0.68	0.61	0.51	0.54	0.71	1.00						
2	-0.16	-0.15	-0.03	0.00	-0.28	-0.20	1.00					
4	-0.43	-0.33	-0.26	-0.19	-0.45	-0.36	0.36	1.00				
6	-0.61	-0.40	-0.49	-0.34	-0.36	-0.54	0.24	0.42	1.00			
8	-0.57	-0.45	-0.50	-0.40	-0.46	-0.55	0.29	0.47	0.79	1.00		
10	-0.50	-0.33	-0.34	-0.30	-0.42	-0.39	0.18	0.33	0.53	0.57	1.00	
12	-0.58	-0.45	-0.46	-0.44	-0.52	-0.60	0.24	0.44	0.61	0.68	0.58	1.00
<i>Estadísticos descriptivos</i>												
M	1.27	1.20	1.85	1.87	1.09	1.33	3.44	3.40	3.12	3.02	3.10	3.07
DE	0.52	0.48	0.72	0.78	0.41	0.60	0.75	0.72	0.77	0.77	0.77	0.85
$z(\sqrt{b_1})$	11.83	-9.11	13.90	-7.72	6.58	-3.24	6.65	-3.03	19.20	-4.43	11.94	-4.13
$z(b_2)$	7.06	4.14	8.87	2.48	3.62	-5.14	2.60	-2.26	12.44	-0.50	7.24	-3.78
K2	189.73	100.06	271.85	65.74	56.31	36.92	50.94	14.29	523.11	19.86	194.90	31.40
IMUDER Rasgo												
01	1.00											
03	0.19	1.00										
05	0.22	0.61	1.00									
07	0.13	0.43	0.50	1.00								
09	0.12	0.41	0.42	0.38	1.00							
11	0.27	0.37	0.40	0.26	0.27	1.00						
02	-0.15	-0.20	-0.33	-0.23	-0.18	-0.25	1.00					
04	-0.26	-0.34	-0.40	-0.31	-0.23	-0.26	0.37	1.00				
06	-0.19	-0.32	-0.35	-0.23	-0.20	-0.31	0.35	0.50	1.00			
08	-0.04	0.11	0.07	0.08	0.18	0.01	0.08	0.04	-0.07	1.00		
10	-0.23	-0.31	-0.35	-0.26	-0.17	-0.17	0.37	0.48	0.37	0.16	1.00	
12	-0.26	-0.37	-0.40	-0.27	-0.25	-0.29	0.32	0.61	0.59	0.06	0.50	1.00
<i>Estadísticos descriptivos</i>												
M	1.66	1.65	1.48	1.96	2.25	1.62	3.09	3.25	3.09	2.83	3.33	3.37
DE	0.97	0.76	0.65	0.88	0.91	0.77	0.77	0.78	0.88	0.92	0.78	0.71
$z(\sqrt{b_1})$	9.10	8.20	9.08	5.79	3.10	8.34	-4.04	-6.32	-4.97	-1.59	-7.36	-6.61
$z(b_2)$	2.09	3.34	4.68	-0.33	-3.93	3.12	-1.50	0.78	-2.67	-8.96	1.53	0.69
K2	87.21	78.45	104.41	33.66	25.03	79.37	18.56	40.50	31.83	82.81	56.45	44.12

Nota: $z(\sqrt{b_1})$: coeficiente de asimetría. $z(b_2)$: coeficiente de curtosis. K2: coeficiente ómnibus de asimetría y curtosis.

y conservador de .50 (Coe & Merino, 2003); se observó que dicha inclusión (un cambio esperado en el parámetro = .458) generó una magnitud elevada estadísticamente (1.00), pero no fue lo suficientemente grande comparado con el criterio. Con el propósito de reducir la influencia del error de muestreo en la aparición de esta reespecificación, dicha alternativa no fue incluida.

Por otro lado, el modelo bifactorial produjo un mejor ajuste: $SB-\chi^2 (gl: 42) = 64.30 (p < 0.05)$, CFI = .993, RMSEA = .035 (IC 90 % = .016, .051), MFI = .975, SRMR = .049. La ECV para el factor general fue .749 (PUC = .545), para el factor distrés .14 y para el factor eustrés .39. Los valores del coeficiente omega jerárquico fueron .838 para el factor general, .013 para el factor distrés y .321 para el factor eustrés. Estos dos últimos valores representan una varianza menor confiable en ambos factores específicos luego de remover la varianza del factor general. En conjunto, los resultados del PUC ($< .80$), ECV ($> .60$) y omega b ($> .70$) en el factor general se ajustan al conjunto de condiciones que sugieren la interpretación de una dimensión o subescala general latente (“depresión/estado”), sin considerar la interpretación de los factores específicos de distrés y eustrés (Rodríguez *et al.*, 2016).

Respecto a las cargas factoriales en el modelo oblicuo, ambas dimensiones (distrés y eustrés) presentan cargas factoriales estadísticamente significativas (z entre 5.10 y 45.63; error estándar entre .02 y .06). Dichas cargas factoriales fueron por lo general mayores a .53. Al examinar la validez divergente, se observó que todas las cargas estructurales en los factores divergentes estuvieron ligeramente por debajo de las cargas en los factores correspondientes, y el grado de diferenciación se mantuvo generalmente homogéneo, alrededor de 33 % por debajo de la carga factorial. Este grado de diferenciación es moderado y se asocia a la elevada magnitud en la covariación entre los factores de distrés y eustrés.

En el modelo bifactorial, el factor general del instrumento presenta una distribución de

ítems robustos, lo cual no se repite para los factores específicos de distrés y eustrés. La mayor parte de los ítems en ambos factores presentan cargas factoriales bastante elevadas con una aproximación a .65, excepto dos ítems en esta subescala de “depresión/estado”, que presentan cargas por debajo de .50. A pesar que dichas cargas son significativamente altas, los ítems 1, 3, 9 y 11 retienen una varianza elevada y logra representar un constructo unidimensional, así como concuerdan con el criterio I-ECV $> .80$ (Stucky & Edelen, 2015). Al examinar el I-ECV de los ítems de la subescala “estado” en su totalidad, no parecen retener suficiente varianza del factor general para representarlo robustamente. Por lo tanto, con base en el I-ECV, esencialmente los cuatro ítems antes mencionados superan el criterio de aceptación para sugerir categóricamente el carácter de unidimensionalidad (Stucky & Edelen, 2015).

La escala de “depresión/rasgo”

El ajuste del modelo de factores oblicuos fue altamente satisfactorio para la subescala “depresión/rasgo”: $SB-\chi^2 (gl: 53) = 63.555 (p > 0.05)$, CFI = .993, RMSEA = .021 (IC 90 % = .000, .038), MFI = .988, SRMR = .053. A pesar de que se observan ciertos errores correlacionados no específicos, los indicadores de Lagrange no fueron sustancialmente elevados y se descartó cualquier intento de reespecificación. Los índices de ajuste del modelo bifactorial fueron igualmente satisfactorios: $SB-\chi^2 (gl: 42) = 38.00 (p > 0.05)$, CFI = 1.00, RMSEA = .000 (IC 90 % = .000, .027), MFI = 1.00, SRMR = .035. Al examinar la relevancia de interpretar una sola dimensión o subescala, el ECV del factor general fue .532 (PUC = .545) y los factores específicos de distrés y eustrés fueron .541 y .412, respectivamente. El coeficiente ω_b reportó .645 para el factor general, y .389 y .196 para los factores específicos de distrés y eustrés, respectivamente. Comparándolos con los criterios de unidimensionalidad, los valores obtenidos del ECV

Tabla 2. Parámetros de los modelos evaluados (oblicuo, bifactorial y unidimensional)

	Modelo oblicuo			Fg	Modelo bifactorial				Modelo unidimensional	
	F1	F2	h^2		F1	F2	h^2	I-ECV	F	h^2
<i>Estado</i>										
di1	0.809	-0.608	0.655	0.831	0.279		.769	0.899	.805	.647
di3	0.75	-0.564	0.563	0.742	0.008		.551	1.000	.692	.479
di5	0.63	-0.473	0.397	0.671	-0.626		.842	0.535	.627	.393
di7	0.626	-0.47	0.392	0.632	-0.335		.512	0.781	.589	.347
di9	0.835	-0.627	0.696	0.831	0.08		.696	0.991	.764	.584
di11	0.838	-0.629	0.701	0.821	0.054		.677	0.996	.800	.639
di2	-0.238	0.317	0.1	-0.206		0.237	.099	0.430	-.277	.077
di4	-0.408	0.543	0.295	-0.466		0.265	.288	0.756	-.530	.281
di6	-0.63	0.839	0.703	-0.625		0.57	.716	0.546	-.735	.541
di8	-0.673	0.897	0.804	-0.651		0.664	.864	0.490	-.774	.599
di10	-0.493	0.656	0.431	-0.524		0.368	.410	0.670	-.612	.374
di12	-0.588	0.783	0.614	-0.679		0.371	.598	0.770	-.767	.589
AVE	.567	.491		.438	.098	.19				
ω	.886	.842								
<i>Rasgo</i>										
di1	.302	-0.196	.091	.318	.084		.108	0.935	.344	.118
di3	.736	-0.477	.541	.478	.569		.552	0.414	.625	.391
di5	.812	-0.527	.659	.540	.601		.653	0.447	.693	.480
di7	.600	-0.389	.360	.384	.473		.371	0.397	.521	.271
di9	.534	-0.347	.285	.337	.433		.301	0.377	.451	.204
di11	.508	-0.330	.258	.377	.324		.248	0.575	.480	.230
di2	-0.313	.482	.232	-.468		.133	.237	0.925	-.479	.230
di4	-0.488	.753	.566	-.741		.124	.565	0.973	-.690	.476
di6	-0.444	.685	.469	-.693		.020	.480	0.999	-.627	.394
di8	-0.027	.042	.002	.123		1.050	1.000	0.014	.016	.000
di10	-0.404	.623	.388	-.597		.218	.404	0.882	-.582	.339
di12	-0.519	.800	.640	.318		.147	.638	0.824	-.714	.510
AVE	.365	.393		.228	.201	.208				
ω	.762	.789								

Nota: F1: distrés. F2: eustrés. h^2 : confiabilidad del ítem. I-ECV: varianza común explicada del ítem. AVE: varianza extraída promedio. ω : coeficiente omega.

(< .60), PUC (< .60) y (ω_b < .70) no favorecen la interpretación de un factor general.

En el modelo oblicuo, todos los ítems de la “escala/rasgo” fueron estadísticamente significativos ($z > 3.9$), excepto el ítem ocho. Las cargas factoriales fueron mayores a .50 en el factor de distrés (excepto el ítem uno) y en el factor eustrés (excepto el ítem ocho). Este ítem ocho (“pienso que los fracasos son parte de la vida”) fue consistentemente bajo en los modelos evaluados y su contribución parece ser mínima para la va-

lidez del instrumento. La diferencia entre las cargas estructurales y factoriales fue alrededor de 35 % de la carga factorial. En el modelo bifactorial, los ítems de la subescala de “depresión/rasgo” correspondientes al factor general fueron moderadamente robustos: alrededor de .40. El I-ECV fue satisfactorio (> .80) para cinco de los ítems correspondientes al factor de eustrés. A pesar que la evidencia del modelo total sugiere la unidimensionalidad de dicha subescala, esta no es suficiente fuerte y contrasta con la eviden-

cia a nivel de los ítems que, en conjunto, están parcialmente asociadas al constructo general. A partir de esta evidencia aceptamos mantener la interpretación de dos factores covariantes y negativamente correlacionados denominados *distrés* y *eustrés*.

Correlaciones interfactoriales de las escalas

En la subescala “depresión/estado”, la correlación entre los dos factores de distrés y eustrés fue $-.751$ ($p < .01$), lo cual indica la dirección esperada (negativa) para ambos constructos. La correlación entre los puntajes observados fue $-.569$ ($p < .01$). En la subescala “depresión/rasgo”, la correlación interfactorial fue $-.649$ ($p < .01$), y entre sus puntajes observados fue $-.415$ ($p < .01$). La relación “estado”-“rasgo” fue teóricamente consistente: distrés-“estado” con distrés-“rasgo” ($.629$, $p < .01$) y con eustrés-“rasgo” ($-.470$, $p < .01$) y entre eustrés-“estado” con distrés-“rasgo” ($-.385$, $p < 0.01$), y eustrés-“rasgo” ($.665$, $p < .01$).

Confiabilidad del IMUDER

En la subescala de “depresión/estado”, la consistencia interna de los puntajes de distrés (.883) y eustrés (.828) estimada por el coeficiente $\alpha_{ordinal}$, así como los puntajes de distrés (.886) y eustrés (.828) estimada por el coeficiente omega (ω), pueden considerarse moderadamente elevados. La estimación de dichos puntajes con base en el coeficiente α indica .780 para distrés y .783 para eustrés. Las confiabilidades en la subescala “depresión/rasgo” se mantienen moderadas. El coeficiente $\alpha_{ordinal}$ indica .750 para distrés y .720 para eustrés. Asimismo, el coeficiente omega (ω) reporta un puntaje de .762 para distrés y .750 para eustrés. Finalmente, el cálculo de los puntajes mediante el coeficiente α fueron de .620 para distrés y .650 para eustrés. Las estimaciones basadas en el coeficiente α fueron menores comparadas con los coeficientes derivados del análisis factorial, lo que sugiere el impacto de la heterogeneidad en las cargas factoriales. El error estándar de medición calculado con el coeficiente ω omega ha sido reportado en la tabla

3. El error estándar de medición de la diferencia (EMM_D) entre los puntajes también se estimó en el nivel de confianza del 90 %, 95 % y 99 %. Dichas estimaciones indican la diferencia mínima entre los dos puntajes para ser considerados más allá del error de medición (Dominguez, Merino, & Navarro, 2016). En la subescala de “depresión/estado”, las diferencias mínimas confiables entre eustrés y distrés fueron 8, 9 y 12. En la subescala de “depresión/rasgo”, estas fueron 11, 14 y 18.

Tabla 3. Información normativa

	IMUDER-Estado		IMUDER-Rasgo	
	Distrés	Eustrés	Distrés	Eustrés
M	8.58	19.1	10.6	18.9
DE	2.48	3.20	2.98	2.95
$z(\sqrt{b_1})$	11.68	-4.16	5.37	-4.65
$z(b_2)$	7.907	-1.280	1.646	.981
K2	199.102	19.201	31.577	22.660
EEM	2.138	2.860	2.497	2.450

Nota: $z(\sqrt{b_1})$: coeficiente de asimetría. $z(b_2)$ coeficiente de curtosis. K2: coeficiente ómnibus de asimetría y curtosis. EEM: error estándar de medición calculado con el coeficiente ω .

DISCUSIÓN

El objetivo principal del presente artículo fue verificar la estructura factorial y validez de constructo del IMUDER desde una perspectiva confirmatoria y con base en el método de ecuaciones estructurales. Dos estudios previos de análisis factorial con este instrumento fueron llevados a cabo con una metodología exploratoria, lo cual ofrece ventajas en la elaboración de los ítems y del proceso de desarrollo del marco conceptual (Moscoso *et al.*, 2012; Moscoso, 2015). El propósito de los estudios exploratorios previos del IMUDER fue examinar si las dimensiones de distrés y eustrés planteadas hipotéticamente en las subescalas de “estado” y “rasgo” del instrumento corresponden empíricamente dentro del modelo conceptual cognitivo-afectivo propuesto, el cual está sustentado en la coexistencia de la afectividad positiva y

negativa y su correlación inversa en el contexto de la experiencia del estrés crónico como causa de un desorden depresivo y de desregulación emocional.

Desde el punto de vista de las propiedades psicométricas descriptivas del IMUDER, el comportamiento de los ítems en el presente estudio muestra puntajes distribuidos con una fuerte asimetría y exceso de curtosis en algunos casos, lo cual indica un patrón estable de respuestas con puntajes elevados en los ítems socialmente más aceptados (eustrés) y respuestas con puntajes bajos en ítems que reflejan características cognitivas y emocionales negativas (distrés). Este tipo de respuestas típicamente observadas en instrumentos de medición psicológica pueden incluir resultados extremos que incrementan la dispersión y limitan la aplicación de criterios psicométricos destinados a distribuciones normales. En este caso, no se descarta que dicho patrón de respuestas estén influenciadas por el sesgo de “deseabilidad social”, lo cual es una de las limitaciones más usuales de los instrumentos psicométricos de autoreporte, en términos generales.

Los resultados del análisis factorial confirmatorio del IMUDER en la presente muestra sugieren una estructura de dos dimensiones covariantes e inversamente correlacionadas, en comparación con un modelo que incluya una dimensión general. En las investigaciones de carácter exploratorio anteriores del IMUDER (Moscoso *et al.*, 2012; Moscoso, 2015) una dimensión general podía ser interpretada por la suma simple de todos los ítems de las dimensiones de distrés y eustrés para ambas subescalas. Sin embargo, el presente estudio confirmatorio no presenta evidencias para considerar a todos los ítems de las subescalas de “rasgo” y “estado” del IMUDER en la interpretación de un puntaje global. Los ítems que retienen una mayor varianza relacionada con el factor general en la subescala “estado” generalmente provienen del factor de distrés, mientras que en la subescala “rasgo” los ítems de distrés y eustrés no logran

un nivel significativo de varianza en la definición de un factor general.

Los resultados del análisis de confiabilidad del IMUDER en la presente muestra indican que la magnitud de la confiabilidad por consistencia interna es mejor en la medición de la subescala “estado”, en comparación a la subescala “rasgo”, lo cual parece estar asociado a la variabilidad de las respuestas y, consecuentemente, a la variabilidad individual en las reacciones situacionales de los sujetos de la presente muestra. En este sentido, los puntajes de la subescala “estado” pueden contener un nivel de variación para propósito de evaluaciones en investigaciones poblacionales. En relación con la subescala “rasgo”, los niveles de confiabilidad observados permiten considerar a esta subescala para la aplicación de investigaciones empíricas con el propósito de describir a poblaciones y evaluar los correlatos de las variables. Los coeficientes α obtenidos parecen estar atenuados por la moderada heterogeneidad de sus cargas factoriales, lo cual está asociado al incumplimiento de la condición tau-equivalente (Graham, 2006). Es posible que los “efectos de piso y techo” observados en el análisis descriptivo hayan tenido una influencia significativa en la magnitud de los coeficientes alfa (α) obtenidos. En este sentido, las estimaciones obtenidas con los coeficientes alternativos son mejores opciones (Rodríguez *et al.*, 2016). El tamaño del error estándar de medición no parece satisfacer las recomendaciones de precisión respecto al nivel de variación aleatoria de los puntajes individuales observados ($EEM \leq DE/2$) (Wuang, Su, & Huang, 2012; Wyrwich, Nienaber, Tierney, & Wolinsky, 1999).

Una de las limitaciones de nuestro estudio está relacionada con el tamaño muestral. En el caso de futuros estudios psicométricos con el presente instrumento, sugerimos la utilización de muestras más amplias (> 500) para controlar de mejor manera el error tipo I. A manera de conclusión, el AFC del IMUDER en la presen-

te muestra colombiana corrobora psicométricamente las propiedades estructurales planteadas en nuestro modelo conceptual y teórico examinadas en estudios previos en los que se utilizó el análisis factorial exploratorio (Moscoso *et al.*, 2012; Moscoso, 2015). La evidencia de la unidimensionalidad del modelo total del instrumento no es suficiente y contrasta con la evidencia presentada a nivel de ítems. A partir de estas observaciones aceptamos mantener la interpretación de dos dimensiones covariantes (distrés y eustrés) e inversamente correlacionadas en las dos subescalas de “estado” y “rasgo”. Igualmente, el presente estudio confirma evidencias de soporte empírico a la hipótesis de que el desorden depresivo es una enfermedad mediada por la interacción de rasgos cognitivos y afectivos de la personalidad del individuo, dentro del contexto del estrés crónico y desregulación emocional.

REFERENCIAS

- American Psychiatric Association. (2013). *Manual de Diagnóstico y Estadística de los Desórdenes Mentales [DSM-5]*. Washington, United States: American Psychiatric Ass.
- Aschbacher, K., Epel, E., Wolkowitz, O. M., Prather, A. A., Puterman, E., & Dhabhar, F. S. (2012). Maintenance o a positive outlook during acute stress protects against pro-inflammatory reactivity and future depressive symptoms. *Brain, Behavior, and Immunity*, *26*, 346-352. Retrieved from <http://doi:10.1016/j.psyneuen.2014.04.003>.
- Baumgartner, H., & Steenkamp, J. E. M. (2001). Response styles in marketing research: A cross-national investigation. *Journal of Marketing Research*, *38*, 143-156. Retrieved from <https://doi.org/10.1509%2Fjmk.38.2.143.18840>.
- Beck, A. T., & Steer, R. A. (1993). *Beck depression Inventory Manual*. San Antonio, United States: The Psychological Corporation.
- Bentler, P. M., & Wu, E. J. C. (2012). *EQS 6.3 for Windows, Build 116* [structural equation modeling software]. California, United States: Multivariate Software, Inc.
- Bryant, B. F., & Yarnold, P. R. (1995). Principal components analysis and exploratory and confirmatory factor analysis. En L. G. Grimm & P. R. Yarnold (Eds.), *Reading and Understanding Multivariate Statistics* (pp. 99-136). Washington, United States: American Psychological Association.
- Carver C. S., & Scheier, M. F. (1994). Situational coping and coping dispositions in a stressful transaction. *Journal of Personality and Social Psychology*, *66*(1), 184-195.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1991). Tripartite model of anxiety and depression: Psychometric evidence and taxonomic implications. *Journal of Abnormal Psychology*, *100*, 316-336.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, *7*(3), 309-319. Retrieved from <https://doi.org/10.1037//1040-3590.7.3.309>.
- Coe, R., & Merino, C. (2003). Magnitud del efecto: una guía para investigadores y usuarios. *Revista de Psicología – PUCP*, *21*, 147-177.
- Domínguez, S. (2014). ¿Matrices Policóricas/Tetracóricas o Matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, *6*, 39-48.
- Domínguez, S., Merino, C., & Navarro, J. (2016). Estimación paramétrica de la confiabilidad y diferencias confiables. *Revista médica de Chile*, *144*(3), 406-407. Recuperado de <https://doi.org/10.4067/s0034-98872016000300019>.
- Ehring, T., Fisher, S., Schnulle, J., Boesterling, A., & Tuschen-Caffier, B. (2008). Characteristics of emotion regulation in recovered depressed versus never depressed individuals. *Journal of Personality and Individual Differences*, *44*, 1574-1584.
- Folkman, S. (1997). Positive psychological states and coping with severe stress. *Social Science Medicine*, *45*(8), 1207-1221.
- Folkman, S. (2008). The case for positive emotions in the stress process. *Anxiety, Stress and Coping*, *21*(1), 3-14. Retrieved from <http://www.tandfonline.com/loi/gasc20>.
- Forgeard, M. J., Haigh, E. A., Beck, A. T., Davidson, R. J., Henn, F. A., Maier, S. F., Mayberg, H. S., & Seligman, M. E. (2011). Beyond depression: Toward a process-based approach to research, diagnosis, and treatment. *Clinical Psychology Science and Practice*, *18*, 275-299.
- Fredrickson, B. L. (1998). What good are positive emotions? *Review of General Psychology*, *2*, 300-319.
- Fredrickson, B. L. (2003). The value of positive emotions. *American Scientist*, *91*, 330-335.
- Garland, E. L., Gaylord, S. A., & Fredrickson, B. L. (2011). Positive appraisal mediates the stress-reductive effects of mindfulness: An upward spiral process. *Mindfulness*, *2*, 59-67. Retrieved from <http://doi:10.1007/s12671-011-0043-8>.
- Graham, J. M. (2006). Congeneric and (essentially) tau-equivalent estimates of score reliability: What they are and how to use them. *Educational and Psychological Measurement*, *66*(6), 930-944. Retrieved from <https://doi.org/10.1177/0013164406288165>.
- Graham, J., Guthrie, A., & Thompson, B. (2003). Consequences of not interpreting structure coefficients in published CFA research: A reminder. *Structural Equation Modeling*, *10*, 142-153.
- Harzing, A. 2006. Response styles in cross-national survey research: A 26-country study. *International Journal of Cross*

- Cultural Management*, 6(2), 243-266. Retrieved from https://doi.org/10.1207/s15328007sem1001_7.
- Heller, A. S., Johnstone, T., Shackman, A., Light, S. N., Peterson, M. J., Kolden, G. G., Kalin, N., & Davidson, R. (2009). Reduced capacity to sustain positive emotion in major depression reflects diminished maintenance of fronto-striatal brain activation. *Proceedings of the National Academy of Science*, 106, 22445-22450.
- Jormann, J., & Gotlib, I. (2010). Emotion regulation in depression: Relation to cognitive inhibition. *Cognition and Emotion*, 24(2), 281-298. Retrieved from <http://doi:10.1080/02699930903407948>.
- Lei, P.-W., & Wu, Q. (2012). Estimation in structural equation modeling. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (pp. 164-179). New York, United States: Guilford Press.
- Mazure, C. H. (1998). Life stressors as risk factors in depression. *Clinical Psychology and Science Practice*, 5, 291-313.
- Merino, C., & Grimaldo, M. (2011). Complejidad factorial y conductas moralmente controversiales. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 3(3), 38-43.
- Moscoso, M. S. (2014a). Avances en la medición psicométrica de la depresión. *Liberabit: Revista de Psicología*, 20(1), 145-155.
- Moscoso, M. S. (2014b). Naturaleza de las emociones positivas en la evaluación de la depresión: una nueva visión en psicometría. *Revista de Psicología*, 32(2), 303-327.
- Moscoso, M. S. (2015). Medición de la depresión en psicología de la salud: el modelo conceptual del estrés crónico. *Revista de Psicología del Colegio de Psicólogos de Arequipa*, 5(2), 214-230.
- Moscoso, M. S., & Lengacher, C. A. (2017). El rol de mindfulness en la regulación emocional de la depresión. *Mindfulness and Compassion*, 2(2), 64-70. Recuperado de <http://doi.org/10.1016/j.mincom.2017.08.002>.
- Moscoso, M. S., Lengacher, C. A., & Knapp, M. (2012). Estructura factorial del Inventario Multicultural de la Depresión, Estado-Rasgo: rol de las emociones positivas en la depresión. *Revista Persona*, 15, 115-136.
- Moscoso, M. S., & Reheiser, E. C. (2010). Construct validity of the emotional distress inventory in patients with cancer. *Ansiedad y Estrés*, 16(1), 83-94.
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21, 137-150. Retrieved from <https://doi.org/10.1037/met0000045>.
- Rosenfeld, I. (1999). When the sadness won't go away. *Parade Magazine*, 19, 10.
- Saris, W. E., Satorra, A., & van der Veld, W. M. (2009). Testing structural equation modeling or detection of misspecifications? *Structural Equation Modeling*, 16, 561-582.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. En A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). California, United States: Sage.
- Selye, H. (1974). *Stress without distress*. New York, United States: Lippincott Publishing Co.
- Stucky, B. D., & Edelen, M. O. (2015). Using hierarchical IRT models to create unidimensional measures from multidimensional data. En S. P. Reise & D. A. Revicki (Eds.), *Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment* (pp. 183-206). New York, United States: Routledge.
- Tomarken, A. J., & Keener, A. D. (1998). Frontal brain asymmetry and depression: A self-regulatory perspective. *Cognition and Emotion*, 12, 387-420.
- Tugade, M., & Fredrickson, B. L. (2004). Resilient individuals use positive emotions to bounce back from negative emotional experiences. *Journal of Personality and Social Psychology*, 86(2), 320-333.
- World Health Organization. (2017). *Depression: Let's talk*. World Health Organization.
- Wuang, Y. P., Su, C. Y., & Huang, M. H. (2012). Psychometric comparisons of three measures for assessing motor functions in preschoolers with intellectual disabilities. *Journal of Intellectual Disability Research*, 56(6), 567-578. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/j.1365-2788.2011.01491.x>.
- Wyrwich, K. W., Nienaber, N. A., Tierney, W. M., & Wolinsky, F. D. (1999). Linking clinical relevance and statistical significance in evaluating intra-individual changes in health-related quality of life. *Medical Care*, 37(5), 469-478. Retrieved from [https://doi.org/10.1016/s0161-4754\(00\)90140-4](https://doi.org/10.1016/s0161-4754(00)90140-4).
- Zautra, A. J. (2003). *Emotions, Stress and Health*. New York, United States: Oxford University Press.
- Zautra, A. J., & Smith, B. W. (2001). Depression and reactivity to stress in older women with rheumatoid arthritis and osteoarthritis. *Psychosomatic Medicine*, 63, 687-696.

Recibido el 21 de noviembre de 2017

Revisión final 16 de marzo de 2018

Aceptado el 16 de abril de 2018

NOTAS DE AUTOR

Conflicto de Intereses: Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Adherencia a Principios Éticos e Integridad Científica: Todos los procedimientos de elaboración del presente manuscrito fueron llevados a cabo con los principios éticos de la Declaración de Helsinki de 1964 y sus posteriores enmiendas.

Apoyo Financiero: El primer autor ha recibido apoyo financiero parcial del Instituto de Investigación en Psicología de la Universidad de San Martín de Porres de Lima, Perú, para la elaboración del presente manuscrito.

APÉNDICE



IMUDER

Parte 1:

Instrucciones: Por favor lea cada frase y marque la puntuación de 1 a 4 que describa mejor la manera como usted **se siente en este momento, es decir, aquí y ahora**. No hay respuestas malas ni buenas.

	<u>No en absoluto</u>	<u>Un poco</u>	<u>Bastante</u>	<u>Mucho</u>
1. Me siento motivado por mis planes futuros	1	2	3	4
2. Me siento desilusionado (a) de la vida	1	2	3	4
3. No tengo esperanzas de ser feliz	1	2	3	4
4. Me siento entusiasmado con mis proyectos	1	2	3	4
5. Me siento optimista en mi vida	1	2	3	4
6. Me siento agobiado (a) por las dificultades	1	2	3	4
7. Pienso en mis problemas todo el tiempo	1	2	3	4
8. Me siento dichoso (a) de mis logros	1	2	3	4
9. A veces deseo abandonar todo en mi vida	1	2	3	4
10. Me siento feliz en mis relaciones sociales	1	2	3	4
11. No siento placer por mis actividades diarias	1	2	3	4
12. Disfruto la vida a pesar de los problemas	1	2	3	4

Parte 2:

Instrucciones: Por favor lea cada frase y marque la puntuación de 1 a 4, que describa mejor la manera como usted **se siente generalmente**, es decir, **la mayor parte del tiempo**. No hay respuestas malas ni buenas.

	<u>Casi nunca</u>	<u>Algunas veces</u>	<u>Frecuentemente</u>	<u>Casi siempre</u>
1. Me encantan mis actividades laborales	1	2	3	4
2. Me siento infeliz	1	2	3	4
3. Considero que soy pesimista por mi futuro	1	2	3	4
4. Soy una persona llena de vitalidad	1	2	3	4
5. Me considero una persona sociable	1	2	3	4
6. Pienso que todo me va a salir mal	1	2	3	4
7. “Le doy muchas vueltas” a mis problemas	1	2	3	4
8. Pienso que los fracasos son parte de la vida	1	2	3	4
9. Me siento culpable si no logro mis metas	1	2	3	4
10. Pienso que mi futuro es brillante	1	2	3	4
11. Me considero Apático (a) y sin motivación	1	2	3	4
12. Soy una persona alegre	1	2	3	4