



Acta de investigación psicológica

ISSN: 2007-4832

ISSN: 2007-4719

Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología

Valle, Macarena Verónica del; Andrés, María Laura; Urquijo, Sebastián
Escala de Tolerancia al Distrés: Propiedades Psicométricas en Estudiantes Universitarios Argentinos
Acta de investigación psicológica, vol. 10, núm. 3, 2020, pp. 66-79
Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología

DOI: <https://doi.org/10.22201/fpsi.20074719e.2020.3.359>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=358971699008>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

UNAM
redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto



ORIGINAL

Escala de Tolerancia al Distrés: Propiedades Psicométricas en Estudiantes Universitarios Argentinos

Distress Tolerance Scale: Psychometric Properties in Argentinian University Students

Macarena Verónica del Valle ¹, María Laura Andrés, y Sebastián Urquijo

Instituto de Psicología Básica, Aplicada y Tecnología (IPSIBAT) – Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) – Universidad Nacional de Mar del Plata (UNMDP), Argentina

Recibido 4 de abril 2020, Aceptado 3 de noviembre 2020

Resumen

La habilidad percibida para tolerar los estados emocionales negativos es un constructo de gran interés para un gran espectro de psicopatologías. El objetivo de este estudio fue evaluar las propiedades psicométricas de la Escala de Tolerancia al Distrés en población argentina. La escala fue aplicada a una muestra de 180 estudiantes de la Universidad Nacional de Mar del Plata (82.8% mujeres, 17.2% varones; M[edad]: 26.8). El análisis factorial exploratorio reveló una estructura de dos factores que explicó el 47% de la varianza. El primer factor fue identificado como Tolerancia General al Distrés (sensibilidad al distrés); el segundo factor fue identificado como Regulación (esfuerzos conductuales para aliviar el distrés). Se encontraron asociaciones con medidas teóricamente relacionadas como afectividad, tolerancia a la incertidumbre y síntomas de depresión y ansiedad. Los hallazgos replican resultados reportados por otros investigadores y representan una contribución al estudio de la tolerancia al distrés y su evaluación en nuestro contexto.

Palabras Clave: Tolerancia al Distrés, Tolerancia a Emociones Negativas, Evaluación, Escala de Tolerancia al Distrés, Psicopatología.

Abstract

Distress tolerance is defined as the ability to withstand the distress associated with aversive, negative or unpleasant emotional states. This ability to tolerate negative emotional states is a construct of outstanding interest for a broad spectrum of psychopathologies and maladaptive behaviors. One of the most frequently used measures

¹ Correspondencia: Lic. en Psicología, Master en Investigación Aplicada a la Educación - Becaria Doctoral del CONICET – UNMDP – Instituto de Psicología Básica, Aplicada y Tecnología. Dirección postal: Facultad de Psicología - Funes 3280 - Cuerpo 5, Nivel 3 - B7602AYJ - Mar del Plata, Argentina. mdelvalle1989@gmail.com - TEL: +542236886460.

to assess this ability is the Distress Tolerance Scale. However, there are still no studies about distress tolerance in Argentina, nor research on how the scale works in this population. Therefore, the aim of the study was to evaluate the psychometric properties of the Distress Tolerance Scale in Argentinian population. The scale was applied to a sample of 180 university students from the Mar del Plata's National University (82.8% women and 17.2% men). The age range was from 18 to 57 years (ME: 26.8 years; SD: 7.76). Exploratory factor analysis revealed a two-factor structure that explained 47% of the variance. First factor was identified as General Distress Tolerance (sensitivity to distress); second factor was identified as Regulation (behavioral efforts to alleviate distress). General Distress Tolerance factor would represent the degree to which a person is (un)willing to keep in touch with a negative emotional experience. Regulatory factor would constitute a measure of the individual's behavioral reactivity against to those situations. Cronbach Alpha suggested good internal consistency for the General Distress Tolerance factor ($\alpha = .87$), the Regulation factor ($\alpha = .73$) and the total 15-items scale (.86). Associations were also found between the General Distress Tolerance and theoretically related variables such as positive and negative affectivity, tolerance of uncertainty and anxiety and depression symptoms. Regulation factor did not show any association with the aforementioned variables. The results are similar to others reported in previous research and represent a contribution to the study of distress tolerance and its assessment in our context.

Keywords: Distress Tolerance, Tolerance of Negative Emotions, Assessment, Distress Tolerance Scale, Psychopathology.

La Tolerancia al Distrés (TD) es la capacidad de resistir, soportar o tolerar la exposición sostenida a uno o más estímulos amenazantes, aversivos o negativos, sean estos de naturaleza física, psicológica o emocional (Zvolensky et al., 2011). Esta capacidad ha cobrado un creciente interés en la literatura, principalmente debido a su impacto en un amplio espectro de psicopatologías y sintomatologías como los trastornos de alimentación (Anestis et al., 2007; Corstorphine et al., 2007), los trastornos de personalidad (Daughters et al., 2008), la depresión (Ameral et al., 2017; Greenberg et al., 2014; Magidson et al., 2013; Williams et al., 2013), los trastornos de ansiedad (Katz et al., 2017; Keough et al., 2010), y distintas adicciones (Buckner et al., 2007; Howell et al., 2010; Leyro et al., 2011), entre otros (Cummings et al., 2013; Leyro et al., 2010; Timpano et al., 2009).

Por ejemplo, un individuo con menores niveles de TD, tenderá a evitar o escapar de situaciones o emociones que le generen aprensión o ansiedad, conduciendo así al mantenimiento de y/o desarrollo de síntomas de ansiedad (Daughters et al., 2009; Keough et al., 2010). Respecto a la depresión, Ameral et al. (2017) aseveran que los individuos con menores niveles de TD tienden a sentir el malestar emocional

como insostenible y, por tanto, aprovechar toda oportunidad posible para escapar de él, incluso aunque a largo plazo pudiera haber llevado a un refuerzo positivo (e.g., estudiar arduamente para aprobar un examen). En este sentido, los autores sostienen que una menor TD limita el acceso a la experimentación de refuerzos positivos y conduce al desarrollo de síntomas depresivos. Otros estudios (e.g., Abrantes et al., 2008; Bornovalova et al., 2011; Vujanovic et al., 2013) destacan la importancia de la TD como variable moderadora de la relación entre la afectividad negativa y el desarrollo de sintomatología o conductas desadaptativas.

Un modelo teórico unificador del funcionamiento de la TD fue propuesto por Zvolensky et al. (2010), quienes sugieren que la misma podría tener una naturaleza jerárquica, compuesta por un factor general de alto orden denominado Constructo de (In) Tolerancia Experiencial Global al Distrés, y cinco dimensiones específicas en función de la naturaleza del malestar experimentado: tolerancia a la incertidumbre, tolerancia a la ambigüedad, tolerancia a los estados emocionales negativos, tolerancia a la frustración y tolerancia a la incomodidad física. Si bien estas dimensiones son relativamente independientes

y pueden diferenciarse, se encuentran relacionadas e interactúan entre sí (e.g. Bardeen et al., 2013). Por ejemplo, Katz et al. (2017) encontraron que menor tolerancia a la incertidumbre predecía mayor intensidad de síntomas de ansiedad social, pero sólo cuando la tolerancia a las emociones negativas era baja o moderada.

Específicamente, la Tolerancia a los Estados Emocionales Negativos (TEEN) puede definirse como la capacidad de resistir el distrés asociado con estados emocionales aversivos, negativos o displacenteros (Simons & Gaher, 2005). Es una de las dimensiones más frecuentemente estudiadas del modelo de Zvolensky et al. (2010) debido a su importancia transdiagnóstica y a su valor como mecanismo de cambio en intervenciones psicológicas para una amplia variedad de síntomas (Rogers et al., 2018). A pesar de tratarse de una dimensión específica dentro de la noción de TD, muchos autores denominan genéricamente a la TEEN como TD, sin aclarar que se refieren a una dimensión particular y específica de esta última (Zvolensky et al., 2011). De acuerdo con Rogers et al. (2018), una de las medidas más utilizadas para evaluar la TEEN es la Escala de Tolerancia al Distrés -ETD- de Simons y Gaher (2005), ya que ha sido traducida y adaptada a distintos contextos, poblaciones e idiomas. No obstante, no existe aún evidencia de su funcionamiento en población argentina.

La ETD consta de 15 ítems auto administrados que se responden mediante un formato tipo Likert de cinco puntos que van desde el 1 (Muy de acuerdo) hasta el 5 (Muy en desacuerdo). Simons y Gaher (2005), al desarrollar la escala, originalmente plantearon 16 ítems para evaluar cuatro aspectos de la TEEN: (1) la sensación de los individuos acerca del malestar como algo insoportable (Tolerancia), (2) la percepción del malestar como algo inaceptable o vergonzoso (Evaluación), (3) el uso de medios rápidos para aliviar las emociones negativas (Regulación) y (4) la percepción de que la atención y el funcionamiento global se ven absorbidos por la sensación de malestar (Absorción). La distinción de estas cuatro dimensiones de la TEEN se basa en una propuesta teórica de los autores cuya evidencia empírica aún se encuentra en exploración.

Para evaluar el funcionamiento de los 16 ítems propuestos, trabajaron con dos muestras de estudiantes universitarios. Inicialmente, en la primera muestra, encontraron que era necesario eliminar el ítem 14 (*When I feel distressed or upset, I must do something about it immediately*) y el ítem 6 (*My feelings of distress or being upset are just an acceptable part of life*). Con los 14 ítems restantes y mediante un Análisis Factorial Exploratorio (AFE), extrajeron un único factor que explicaba el 88% de la varianza. El índice Alfa de Cronbach de estos 14 ítems fue de .89. Sin embargo, en la segunda muestra, aplicaron un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) encontrando que el modelo de un factor no se ajustaba adecuadamente (CFI = .93; RMSEA = .12). Optaron así por reintroducir el ítem 14 y poner a prueba un modelo de cuatro factores de primer orden y un factor general de segundo orden según sus propias postulaciones iniciales. Los resultados del AFC indicaron un mejor ajuste de este segundo modelo (CFI = .96; RMSEA = .08), por lo que éste fue utilizado para la interpretación del instrumento. El factor general de orden secundario fue llamado Tolerancia General al Distrés ($\alpha = .82$) y las cuatro dimensiones de orden primario fueron 1) Tolerancia (sensación de tolerancia percibida frente al distrés; $\alpha = .73$), 2) Evaluación (autoevaluación de la situación de distrés; $\alpha = .83$), 3) Absorción (la sensación de que la atención es absorbida por el distrés emocional; $\alpha = .78$) y 4) Regulación (esfuerzos regulatorios para aliviar de alguna manera el distrés; $\alpha = .72$).

Simons y Gaher (2005) hallaron una buena confiabilidad test-retest ($r = .61$; $p < .01$) y asociaciones con constructos teóricamente relacionados como fallos regulatorios ($r = .51$; $p < .01$) y expectativas de regulación del humor ($r = .54$; $p < .01$). También, considerando que menores niveles de TEEN resultarían en mayor afectividad negativa (tendencia a experimentar con frecuencia emociones negativas y a adaptarse a las frustraciones cotidianas; Watson et al., 1992) y menor afectividad positiva (tendencia a experimentar con frecuencia emociones positivas y adaptativas), los autores exploraron las asociaciones de la ETD con el afecto, hallando asociaciones tanto con la afectividad negativa ($r = -.59$; $p < .01$) como

con la afectividad positiva ($r = .26$; $p < .01$). Por último, bajo la premisa de que menor TEEN puede conducir a mayor uso de sustancias para aliviar rápidamente el malestar surgido de emociones negativas, se evaluó la relación de la ETD con el uso de alcohol y de marihuana, hallando correlaciones significativas en ambos casos (alcohol: $r = -.23$; $p < .01$; marihuana: $r = -.20$; $p < .01$).

Si bien Simons y Gaher (2005) postularon la existencia de estas cuatro dimensiones para su conceptualización de la TEEN, algunos autores (e.g., Leyro et al., 2011; McHugh et al., 2011) plantean propuestas alternativas. Por ejemplo, McHugh y Otto (2012) consideran la importancia de distinguir entre la sensibilidad al distrés y la reactividad conductual durante un estado de distrés. Mientras que la primera se orienta más al grado en el que una persona evalúa una situación como insoportable, incómoda o molesta, la segunda se relaciona más con las respuestas regulatorias conductuales destinadas a aliviar el malestar. De hecho, para autores como Lynch y Mizon (2011), las subescalas de Tolerancia, Evaluación y Absorción de la ETD pueden utilizarse en forma conjunta para evaluar la intensidad y naturaleza de la experiencia emocional de distrés, es decir, la sensibilidad al distrés o la medida en que una persona se encuentra dispuesta (o no) a mantenerse en contacto con una experiencia emocional negativa. Sin embargo, solo la escala de Regulación se asociaría con las tendencias comportamentales para lidiar con el distrés. La subescala de Regulación, así entendida, sería la única que indicaría la tendencia de la persona a actuar con urgencia para evitar los estados negativos.

Posteriormente, se realizaron adaptaciones de la ETD. Sargin et al. (2012) realizaron la traducción y adaptación de la ETD para población turca, y realizaron un AFE que dio como resultado la existencia de tres factores que los autores identificaron como tolerancia ($\alpha = .90$), regulación ($\alpha = .80$) y auto-eficacia ($\alpha = .64$). En la adaptación china del instrumento (You & Leung, 2012) el AFE reveló una estructura de dos factores. No obstante, el AFC posterior mostró que, aunque el modelo de dos factores presentó un ajuste aceptable ($CFI = .90$), el error fue mayor al aceptable ($RMSEA = .09$). Por ello, optaron por poner a prueba

un modelo jerárquico de dos factores generales. Uno de ellos coincidió con el primer factor extraído en el AFE y fue llamado Intolerancia General al Distrés ($\alpha = .91$), el cual fue dividido en tres sub-factores específicos (Tolerancia, Evaluación y Absorción; $\alpha = .76$, $.84$ y $.75$, respectivamente). El segundo factor general fue llamado Regulación ($\alpha = .75$) y estuvo conformado por los tres ítems de la subescala original más el ítem 6. Esto se hizo combinando la propuesta inicial de Simons y Gaher (2005) con el AFE previo. Este modelo jerárquico presentó mejor ajuste a los datos ($CFI = .93$; $RMSEA = .07$). La confiabilidad test-retest también fue adecuada ($r > .31$) y se reportaron evidencias de validez con los constructos de ansiedad, reactividad emocional y comportamiento impulsivo desadaptativo, siendo las correlaciones fuertes con el factor de Intolerancia General al Distrés y bajas con el factor Regulación.

En la reciente adaptación española (Sandín et al., 2017), en cambio, se replicó la estructura original de Simons y Gaher (2005) de cuatro factores menores que cargaban en un único factor general ($CFI = .98$, $RMSEA = .08$), con una buena confiabilidad (Tolerancia: $\alpha = .83$; Absorción: $\alpha = .89$; Evaluación: $\alpha = .84$; Regulación: $\alpha = .83$; test-retest = $r > .48$). En un estudio reciente, González-Ramírez et al. (2019) evaluaron las propiedades psicométricas de la versión española de la ETD (Sandín et al., 2017) en población mexicana. Los autores reportan un ajuste aceptable para el modelo originalmente propuesto por Simons y Gaher (2005), tanto en población general ($CFI = .92$, $GFI = .88$, $RMSEA = .08$) como en estudiantes universitarios ($CFI = .94$, $GFI = .92$, $RMSEA = .07$).

Ahora bien, Leyro et al. (2011) pusieron a prueba la estructura jerárquica del instrumento original (AFC) y hallaron que el ajuste era pobre, pero aceptable ($CFI = .89$; $RMSEA = .05$). No obstante, los factores mostraron altas correlaciones entre sí, especialmente las sub-escalas Evaluación, Tolerancia y Absorción ($r > .80$; $p < .01$). Por otro lado, la varianza residual de los ítems de estos factores indicó problemas en las cargas factoriales. Los autores concluyeron que considerar las dimensiones de la ETD como distintivas sería cuestionable, y que podría ser recomendable considerar la existencia de un constructo unidimen-

sional. Hsu et al. (2013) también examinaron las propiedades psicométricas de la ETD en sujetos que consumían alcohol u otras drogas. Los resultados sugirieron la retención de un solo factor con buena consistencia interna ($\alpha = .95$). Esto es consistente con lo hallado por Simons y Gaher (2005) en su primera muestra. También otros autores (e.g., Buckner et al., 2007; Howell et al., 2010) han optado por la implementación de una solución de un único factor.

Rogers et al. (2018), considerando las discrepancias reseñadas previamente sobre la estructura factorial de la ETD, propusieron un modelo bifactorial, en el que los 15 ítems del instrumento cargaron primero en un factor general y, segundo, en sus respectivos factores específicos. Aunque hallaron buenos indicadores de ajuste (CFI = .94; RMSEA = .07) las subescalas Tolerancia, Absorción y Evaluación, presentaron varianza residual no significativa e ítems que exhibían contenido redundante con el factor general.

A pesar de la importancia clínica que posee el constructo de la TEEN y de la proliferación de estudios analizando la ETD, no se cuenta con evidencias de su funcionamiento en población argentina. Según la Organización Mundial de la Salud (*World Health Organization*, 2017), América se encuentra entre las regiones del mundo con mayor prevalencia de trastornos mentales. Esta situación ha venido creciendo desde hace varios años y constituye un problema de salud pública, no solo por las tasas de psicopatología, sino también por la brecha en su tratamiento (Kohn et al., 2005), que excede el 50% para algunos trastornos mentales (Rodríguez, 2007). En el año 2002, Argentina en particular registraba el mayor consumo per cápita de alcohol de la región (Monteiro et al., 2009), el cual, según distintos estudios (e.g., Buckner et al., 2007; Howell et al., 2010) se encuentra estrechamente asociado con la capacidad de tolerar emociones negativas. Además, se encontraba entre los países de América Latina y el Caribe con mayor porcentaje de años de vida ajustados por discapacidad de trastornos neuropsiquiátricos (AVAD, 27.5%; Kohn & Rodríguez, 2009). Según el informe de la Organización Panamericana de la Salud del año 2018, la situación argentina no ha cambiado. Stagnaro et al. (2018) han estimado recientemente en un estudio

epidemiológico que el 29,1% de los argentinos padecerá al menos un trastorno psicopatológico a lo largo de la vida, siendo los más comunes los trastornos de ansiedad (16,4%), seguidos por los trastornos del estado de ánimo (12,3%) y los trastornos por uso de sustancias (10,4%).

Considerando que la TEEN constituye un factor de interés transdiagnóstico, contar con una medida válida en Argentina para su evaluación puede ayudar a la detección y diagnóstico de los trastornos mentales, y a la mejora en el curso de los tratamientos psicológicos y psiquiátricos. Adicionalmente, dadas las discrepancias reseñadas previamente en la literatura acerca de la dimensionalidad del constructo de TEEN, la exploración de este constructo en población argentina podría aportar al esclarecimiento de esta cuestión. Finalmente, dadas las discrepancias lingüísticas y culturales que pueden surgir surgen del uso de ciertos términos específicos (e.g., distrés) en diferentes regiones (e.g., Argentina, México, España), incluso, aunque en todas se hable el mismo idioma (Cardoso Ribeiro et al., 2010), se decidió realizar ligeras modificaciones (principalmente idiomáticas) a la adaptación española de la ETD (Sandín et al., 2017) y analizar su funcionamiento y validez en población argentina.

Método

Participantes

La muestra fue no probabilística, de conveniencia y estuvo compuesta por 180 estudiantes de distintas Facultades de la Universidad Nacional de Mar del Plata. El 82.8% fueron mujeres y el 17.2% hombres, y las edades estuvieron comprendidas entre los 18 y 57 años, con una media de 26.8 años ($DE = 7.76$). La mayoría de los participantes ($n = 160$) pertenecían a la Facultad de Psicología. Los demás participantes pertenecían a la Facultad de Humanidades ($n = 5$), a la Facultad de Ingeniería ($n = 3$), a la Facultad de Ciencias de la Salud y Trabajo Social ($n = 3$), a la Facultad de Ciencias Económicas y Sociales ($n = 3$), a la Facultad de Ciencias Exactas y Naturales ($n = 3$), a la Facultad de Arquitectura, Urbanismo y diseño

($n = 2$) y la Facultad de Derecho ($n = 1$). Respecto de su estado civil, 130 participantes (72,2%) indicaron estar solteros, 8 (4,4%) estaban casados, 1 (0,6%) era viudo, 1 (0,6%) era divorciado, 11 (6,1%) indicaron otros estados civiles y de 29 (16,1%) participantes no se obtuvo ese dato. Con respecto a la escolaridad del jefe de familia, 11 (6,1%) participantes indicaron que el jefe de su familia poseía educación primaria incompleta, 24 (13,3%) indicaron educación secundaria incompleta, 63 (35%) indicaron nivel secundario completo o terciario/universitario incompleto, 51 (28,3%) indicaron nivel terciario o universitario completo y de 31 (17,2%) estudiantes no se obtuvo ese dato.

Medidas

Escala de Tolerancia al Distrés: Se utilizó la adaptación española de Sandín et al. (2017) de la ETD de Simons y Gaher (2005). La ETD consta de 15 ítems que se organizan en torno a 4 dimensiones con adecuados indicadores de confiabilidad (Tolerancia: $\alpha = .72$; Evaluación: $\alpha = .82$; Absorción: $\alpha = .78$; Regulación: $\alpha = .70$; confiabilidad *test-retest*: $r = .61$; $p < .01$; Simon & Gaher, 2005). A la versión española, se incorporaron ligeras modificaciones, principalmente de carácter idiomático (Cardoso Ribeiro et al., 2010). Las mismas fueron sometidas al criterio de siete jueces expertos que evaluaron la utilidad de los cambios y realizaron sugerencias. Por ejemplo, los términos “angustia” y “disgusto”, fueron cambiados por “estrés” y “malestar”, puesto que se consideró que los mismos reflejaban más las expresiones anglosajonas “*distress*” y “*upset*” en el español rioplatense. Incluso los autores originales del instrumento (Simons & Gaher, 2005) destacan que el vocablo inglés “*distress*” puede referir a distintas formas de emociones negativas tales como tristeza, decepción o frustración. En este sentido, las modificaciones introducidas tuvieron siempre el objetivo de que los ítems reflejaran lo más fielmente posible la intención original en inglés, pero sin realizar modificaciones significativas a la versión de Sandín et al. (2017) la cual presenta un buen funcionamiento en población española.

Escala de Intolerancia a la Incertidumbre: Se administró la adaptación para Buenos Aires (Rodríguez de Behrends & Brenlla, 2015) de la Escala de Intolerancia a la Incertidumbre (Freeston et al., 1994). Se trata de una escala auto-administrada de 27 ítems que evalúan el desagrado de las personas frente a situaciones inciertas, como por ejemplo “La incertidumbre hace la vida intolerable” o “Los imprevistos me molestan mucho”. El instrumento se responde mediante una escala de tipo Likert desde 1 (Nada característico de mí) hasta 5 (Muy característico de mí). El Alfa de Cronbach total de la escala fue de .93. También se evaluó su confiabilidad *test-retest* luego de cinco semanas, hallando una fuerte correlación ($r = .47$; $p < .01$) (Rodríguez de Behrends & Brenlla, 2015). En nuestra muestra presentó un α de .95.

Escala de Afectividad Positiva y Negativa – PANAS-: Se aplicó la versión argentina (Moriondo et al., 2012) de la Escala de Afectividad Positiva y Negativa –PANAS- (Watson et al., 1988). La escala se divide en dos dimensiones: la Afectividad Positiva y la Afectividad Negativa. Los ítems que la componen representan palabras que describen emociones y sentimientos como “Entusiasmado” y “Avergonzado”. El PANAS posee adecuados índices de confiabilidad para ambas escalas (α entre .85 y .89) y ha presentado buenos indicadores de validez en distintas investigaciones de diversos países (e.g., López-Gómez et al., 2015; Moriondo et al., 2012). En nuestra muestra, tanto la escala de afectividad positiva como la escala de afectividad negativa presentaron un α de .88.

Cuestionario de Ansiedad Estado-Rasgo, STAI: Para evaluar los niveles de Ansiedad estado y rasgo, se utilizó la versión española (Spielberger et al., 1999) del Cuestionario de Ansiedad Estado-Rasgo -STAI- (Spielberger et al., 1970). El STAI es una escala de autoinforme de 40 ítems que evalúan la ansiedad como un estado o condición transitoria y la ansiedad como un rasgo o propensión estable. El instrumento es ampliamente utilizado y resulta breve, sencillo y útil para la evaluación de la ansiedad. La literatura reporta buenos índices de consistencia interna en población hispanohablante (α entre .84 y .93) (Fonseca-Pedrero et al., 2012; Guillén-Riquelme & Bucla-Casal). En nuestra muestra, el α para la ansie-

dad estado fue de .81, mientras que para la ansiedad rasgo fue de .71.

Inventario de Depresión de Beck-II, BDI-II: Se utilizó la adaptación española (Sanz et al., 2003) del Inventario de Depresión de Beck-II -BDI-II- (Beck et al., 1996), el cual permite evaluar en un participante la presencia e intensidad de sintomatología depresiva en los últimos 21 días. Se trata de un instrumento de autoinforme de 21 ítems que representan síntomas depresivos. El inventario se responde a través de una escala con cuatro opciones de respuesta (de 0 a 3) que describen niveles crecientes de severidad de ese síntoma. El instrumento cuenta con adecuados índices de confiabilidad ($\alpha = .89$, Sanz et al., 2003) y validez (e.g., Beltrán et al., 2012; Sanz & Vázquez, 1998). En la muestra, el α obtenido fue de .91.

Procedimiento y consideraciones éticas

Se contactó a los estudiantes en actividades específicas de la Universidad Nacional de Mar del Plata. Se les explicó la naturaleza del estudio, los objetivos del mismo y se los invitó a participar voluntariamente. Quienes accedieron a participar firmaron un consentimiento informado. La toma de datos se realizó por grupos por los autores del trabajo. Se respetaron los procedimientos recomendados por la *American Psychological Association* (2010), y se mantuvieron los principios éticos de la investigación con seres humanos, asegurando las condiciones necesarias para proteger la confidencialidad y actuar en beneficio de los participantes.

Análisis de los datos

Se computaron las respuestas y el ítem 6 fue codificado de forma inversa. Se analizó la correlación entre cada ítem con la escala total (Wieland et al., 2017). A continuación, se evaluó la aplicabilidad del AFE a través de la prueba de esfericidad de Bartlett y el estadístico Kaiser-Meyer-Olkin. El AFE se realizó por medio del programa FACTOR (v. 10.10.01, Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019). Primero se determinó el número de

factores a extraer a través de un análisis paralelo con implementación clásica (Horn, 1965). Para la consideración del número de factores, también se analizó el gráfico de sedimentación (realizado mediante la versión 23 del SPSS). Se optó por no trabajar con el procedimiento de extracción de Kaiser de autovalores mayores que 1, puesto que este método tiende a sobreestimar la cantidad de factores a extraer (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). El método de extracción utilizado fue el de mínimos cuadrados no ponderados robusto (RULS), pertinente frente a variable ordinales (Lloret-Segura et al., 2014). La rotación posteriormente aplicada fue la oblicua *Promax*, considerada para cuando se asumen correlaciones interfactoriales (Clarkson & Jennrich, 1988; Lloret-Segura et al., 2014). Se analizó la confiabilidad de las escalas y de los factores extraídos mediante el estadístico Alfa de Cronbach. Como medida adicional del ajuste del modelo, se presentan también los índices de ajuste CFI, AGFI y RMSEA reportados por el programa FACTOR (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Luego, para determinar la correlación entre los factores y la validez convergente del instrumento, se aplicaron correlaciones de Pearson. También se calcularon los estadísticos descriptivos de las variables bajo estudio.

Resultados

Validez de constructo

En primer lugar, se calculó una variable total mediante la sumatoria de los 15 ítems y se calculó la correlación entre esta última y los 15 ítems, hallando asociaciones significativas ($p < .01$) en todos los casos. En consecuencia, se conservaron todos los ítems originales. Luego, se procedió a realizar un AFE. Tanto la prueba de esfericidad de Bartlett (1017.6[105]; $p < .01$) como el estadístico Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = .85$) sugieren la aplicabilidad de AFE. El análisis paralelo y el gráfico de sedimentación sugieren la retención de dos factores que explican el 47% de la varianza. La matriz de correlaciones rotada (Tabla 1) muestra las cargas factoriales de los 15 ítems, las cuales oscilaron entre los .35 y .88 puntos y fueron unidimensionales en todos los casos.

Tabla 1
Cargas factoriales (matriz rotada) de los 15 ítems de la Escala de Tolerancia al Distrés

	Factor 1	Factor 2
1. Me resulta insoportable sentirme estresado o molesto	.40	.16
2. Cuando me siento estresado o molesto, en lo único en lo que puedo pensar es en cuán mal me siento	.71	-.06
3. No puedo manejar mis sentimientos de estrés o malestar	.77	-.08
4. Mis sentimientos de estrés son tan intensos que se apoderan de mí	.84	-.12
5. No hay nada peor que sentirse estresado o molesto	.35	.22
6. Puedo tolerar sentirme estresado o molesto tan bien como la mayoría de las personas	.35	-.06
7. Mis sentimientos de estrés o de malestar son inaceptables	.43	.16
9. Otras personas parecen poder tolerar mejor que yo el sentirse estresados o molestos	.49	.04
10. Estar estresado o molesto es siempre una gran complicación para mí	.71	.09
11. Me avergüenzo de mí mismo cuando me siento estresado o molesto	.55	-.02
12. Me asustan mis sentimientos de estrés o de malestar	.58	.06
15. Cuando me siento estresado o molesto, no puedo evitar pensar todo el tiempo en lo mal que se siente estar así	.70	.03
8. Haría cualquier cosa para evitar sentirme estresado o molesto	-.01	.85
13. Haría cualquier cosa para dejar de sentirme estresado o molesto	.01	.88
14. Cuando me siento estresado o molesto, inmediatamente debo hacer algo al respecto	-.10	.43

El factor 1 estuvo compuesto por 12 ítems y mostró un índice de confiabilidad muy bueno (Alfa de Cronbach .87). El mismo representa la autopercepción del sujeto sobre su capacidad general de tolerar estados emocionales displacenteros. Este factor fue llamado Tolerancia General al Distrés (TGD). El segundo factor, compuesto por 3 ítems y con un índice de confiabilidad adecuado (Alfa de Cronbach .73), representa la necesidad de la persona de ofrecer una respuesta concreta a las situaciones que le resultan emocionalmente displacenteras, es decir, los esfuerzos regulatorios para aliviar al estrés. Este segundo factor replica la subescala de Regulación originalmente expresada por Simons y Gaher (2005) y también hallada por Sandín et al. (2017), por lo tanto, se conservó el mismo término para referirse a ella. Finalmente, la correlación interfactor fue de $r = .37$ ($p < .01$), el índice de confiabilidad (α) total de los 15 ítems de la escala fue de .86, y los índices de ajuste del modelo fueron buenos (CFI = .98; AGFI = .97; RMSEA = .05).

Validez convergente

Para analizar la validez convergente del instrumento se calcularon las 2 subescalas sugeridas previamente y fueron correlacionadas con las medidas de afectividad positiva y negativa, intolerancia a la incertidumbre, ansiedad y depresión. Los resultados de las correlaciones se muestran en la Tabla 2.

Como puede observarse, la TGD se encuentra claramente asociada con las variables bajo estudio, indicando que a mayor TD, mayor afectividad positiva, menor afectividad negativa, mayor intolerancia a la incertidumbre, menores niveles de ansiedad y menor frecuencia de síntomas depresivos. No obstante, la subescala de Regulación de la ETD no presentó asociaciones con ninguna de las variables evaluadas.

Discusión

La TD es una habilidad de regulación emocional que reviste un claro interés científico dada su relevancia en

Tabla 2
Correlaciones entre tolerancia al distrés y medidas teóricamente relacionadas

	1	2	3	4	5	6	7	8	ME	DE
1. Tolerancia General al Distrés	-	.37**	.27**	-.41**	-.48**	-.38**	-.57**	-.42**	40.86	8.71
2. Regulación	-	-	-.10	.03	-.01	-.01	-.10	-.07	8.36	2.78
3. PANAS- Afecto Positivo	-	-	-	-.35**	-.33**	-.45**	-.50**	-.50**	3.27	0.66
4. PANAS- Afecto Negativo	-	-	-	-	.54**	.64**	.65**	.57**	1.97	0.68
5. Escala de Intolerancia a la Incertidumbre	-	-	-	-	-	.47**	.71**	.51**	56.07	19.98
6. STAI-Estado	-	-	-	-	-	-	.65**	.63**	15.73	8.66
7. STAI-Rasgo	-	-	-	-	-	-	-	.65**	20.10	9.41
8. Inventario de Depresión de Beck-II	-	-	-	-	-	-	-	-	8.75	8.49

Nota: ** $p < .01$

la consideración del desarrollo, curso y tratamiento de una gran variedad de conductas desadaptativas y desórdenes psicopatológicos (Cummings et al., 2013; Leyro et al., 2010). No obstante, no se contaba con una medida adaptada a nuestro contexto. El presente estudio tuvo como objetivo el realizar un aporte a las consideraciones sobre la medición de la DT en población argentina, específicamente a través de la DTS de Simons y Gaher (2005), instrumento de amplia difusión y utilidad (Daughters et al., 2009; Rogers et al., 2018).

Nuestros resultados indican que la ETD, admitiría la distinción de dos principales dimensiones: la TGD y la Regulación, lo cual dista parcialmente de las cuatro dimensiones propuestas por Simons y Gaher (2005) y replicadas por Sandín et al. (2017) y por González-Ramírez et al. (2019) sobre la estructura original de la escala. Sin embargo, los resultados son consistentes con los hallazgos de You y Leung (2012), quienes reportaron una estructura de dos factores generales, y con lo reseñado por otros investigadores como Leyro et al. (2011) y Rogers et al. (2018) sobre las limitaciones en la distinción empírica de las subescalas Evaluación, Tolerancia y Absorción. Por tanto, en el presente estudio, se decidió conservar una estructura de dos factores en función tanto de los resultados obtenidos, como de la evidencia respaldatoria, tanto teórica (Lynch & Mizon, 2011) como empírica (McHugh et al., 2011; McHugh & Otto, 2012) de un funcionamiento cuestionable de la estructura de 4 dimensiones.

A partir de la estructura de dos dimensiones hallada para la ETD, este estudio genera un aporte acerca de la dimensionalidad del constructo de TEEN. Los factores replican la propuesta teórica de autores como Lynch y Mizon (2011) o McHugh y Otto (2012) acerca de la distinción entre la sensibilidad al distrés (grado en que la persona está dispuesta a mantenerse en contacto con experiencias emocionales negativas) y la reactancia conductual frente a las emociones negativas.

Al respecto, Koole (2009), en su revisión sobre los mecanismos de regulación emocional, también propone distinguir entre la sensibilidad emocional y la regulación en sí misma, basándose en la comprensión de la regulación emocional como un proceso de control. Su propuesta sugiere que la sensibilidad emocional puede ser definida como un bajo umbral de respuesta frente a estímulos emocionales. En cambio, la regulación emocional supondría un concepto más amplio referido a los mecanismos que los individuos utilizan para moderar, gestionar o modificar esas emociones (Gross, 2014). Existen otros estudios (e.g., Davis et al., 2014; Karrass et al., 2006; Silvers et al., 2012) que también abordan experimentalmente esta distinción. La revisión de Van Zutphen et al. (2015) sugiere incluso la existencia de dos sustratos neurales diferentes para estos dos mecanismos.

Respecto de la validez convergente, la dimensión de TGD presentó asociaciones con la afectividad de los participantes, su capacidad de tolerar la incertidumbre, y su sintomatología ansiosa y depresiva.

Estos resultados son consistentes con los hallados por otros autores sobre la utilidad de la consideración de la TEEN en distintos tipos de desórdenes (Ameral et al., 2017; Cummings et al., 2013; Daughters et al., 2009; Keough et al., 2010; Leyro et al., 2010; Zvolensky et al., 2010). Específicamente, las personas con menor TGD, como consecuencia de las dificultades que tienen para lidiar con las emociones negativas, tienden a reportar mayor afectividad negativa y menor afectividad positiva (Zvolensky et al., 2011). También, las personas que poseen menores niveles de TGD tienden a evitar el afrontamiento (Blakey et al., 2016; Lass et al., 2020), lo cual puede reducir el malestar de manera rápida, pero resultar problemático en el largo plazo y conducir a mayor rumiación, evitación activa, depresión y ansiedad (Ameral et al., 2017; Daughters et al., 2009; Keough et al., 2010; Magidson et al., 2013). Sobre la relación hallada entre la TEEN y la intolerancia a la incertidumbre, la misma apoya la propuesta de Zvolensky et al. (2010), acerca de que ambos constructos refieren a fenómenos relacionados entre sí, pero diferenciables en función de la naturaleza del malestar experimentado (Bardeen et al., 2013; Zvolensky et al., 2011).

En cambio, la escala de Regulación no presentó correlaciones estadísticamente significativas con ninguna de las variables mencionadas. Este resultado es llamativo, sin embargo, debe tenerse en cuenta que la mayoría de los estudios que han evaluado la relación de la TD con desórdenes psicopatológicos mediante la utilización de la ETD, han reportado sólo los resultados obtenidos para la escala total, sin discriminar por subescalas (e.g., Allan et al., 2014; Ameral et al., 2017; Anestis et al., 2007; Buckner et al., 2007; Howell et al., 2010; Huang et al., 2009; Katz et al., 2017; Keough et al., 2010). En segundo lugar, en aquellos estudios que sí analizaron las asociaciones para las distintas dimensiones de la ETD, se halló que la subescala Regulación no se asociaba con la sintomatología (e.g., Greenberg et al., 2014; Magidson et al., 2013; Williams et al., 2013), o lo hacía mediante niveles relativamente bajos (e.g., Sandín et al., 2017; Timpano et al., 2009; You & Leung, 2012).

De cualquier modo, esta falta de asociaciones con la subescala Regulación, aunque consistente con la

literatura, señala una importante limitación en la validez convergente y predictiva del instrumento. Es posible que la redacción misma de los ítems (e.g., ítem 13: “Haría cualquier cosa para dejar de sentirme estresado o molesto”) resulte ambigua a quien los responde al indicar “haría cualquier cosa” sin especificar si eso que se haría para aliviar el malestar es adaptativo (e.g., afrontamiento activo del problema) o desadaptativo (e.g., evitación, desentendimiento). Además, la contextualización de la situación de malestar también debe ser señalada como un factor de peso: algunos autores (e.g., Daughters et al., 2009; Veilleux et al., 2017) refieren que no es lo mismo tolerar el malestar cuando se persigue algún fin específico (e.g., tolerar la ansiedad y los nervios previos a un examen importante) a tolerarlo sin una meta clara (e.g., sostener una amistad o relación amorosa que nos reporta displacer constantemente). En este sentido, la persona también debe considerar qué tan adaptativo es continuar tolerando el distrés (Lynch & Mizon, 2011). Futuros estudios deberían profundizar sobre la validez de esta subescala y quizás explorar formas alternativas de evaluarla que supongan mayor precisión.

Finalmente, es importante señalar algunas limitaciones del presente estudio. En primer lugar, aunque el tamaño muestral es adecuado, no resulta muy extenso. La inclusión de un mayor número de participantes podría haber influido en el alcance de algunos resultados. En segundo lugar, tanto el BDI-II como el STAI fueron administrados en su versión española, y utilizados luego para analizar la validez convergente de la ETD (con modificaciones para ser aplicada en Argentina). La utilización de adaptaciones de instrumentos realizadas en otros países requiere que las asociaciones halladas en este estudio sean consideradas con cautela. En tercer lugar, las características de la muestra también son una limitación, puesto que la misma estuvo compuesta solo por estudiantes universitarios, lo cual dificulta la generalización de los resultados. Efectivamente, los estudiantes universitarios poseen características intrínsecas que los distinguen de otro tipo de muestras poblacionales. Estudios ulteriores deberán evaluar la inclusión de población normal-típica para determinar si los resultados hallados

en este estudio son replicables en población general de Argentina. A su vez, son aún necesarios estudios de validez con poblaciones clínicas, y estudios confirmatorios acerca de la dimensionalidad de la ETD y de la TEEN en general.

En síntesis, la ETD resultó una medida adecuada para evaluar la capacidad percibida de TEEN en estudiantes universitarios. El AFE indicó la conformación de dos factores (i.e., TGD y Regulación) de forma similar a los resultados hallados por otros estudios realizados sobre el mismo instrumento. El análisis de validez mostró relaciones con variables teóricamente relacionadas (i.e. afecto positivo, afecto negativo, ansiedad, depresión, tolerancia a la incertidumbre) en un sentido similar a otros trabajos reportados (i.e., asociaciones con la subescala TGD, ausencia o escasa relación con subescala de Regulación). Se espera que los resultados de este trabajo contribuyan a la difusión de la importancia del constructo de TEEN en nuestro medio, y a la evaluación de la misma.

Referencias

- Abrantes, A. M., Strong, D. R., Lejuez, C. W., Kahler, C. W., Carpenter, L. L., Price, L. H., Niaura, R., & Brown, R. A. (2008). The role of negative affect in risk for early lapse among low distress tolerance smokers. *Addictive Behaviors*, 33(11), 1394-1401. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2008.06.018>
- Allan, N. P., Macatee, R. J., Norr, A. M., & Schmidt, N. B. (2014). Direct and interactive effects of distress tolerance and anxiety sensitivity on generalized anxiety and depression. *Cognitive Therapy and Research*, 38(5), 530-540. <https://doi.org/10.1007/s10608-014-9623-y>
- Ameral, V., Bishop, L. S., & Palm Reed, K. M. (2017). Beyond symptom severity: The differential impact of distress tolerance and reward responsiveness on quality of life in depressed and non-depressed individuals. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 6(4), 418-424. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2017.08.004>
- American Psychological Association (2010). *Manual de Publicaciones de la American Psychological Association* (6 ed.). Editorial El Manual Moderno.
- Anestis, M. D., Selby, E. A., Fink, E. L., & Joiner, T. E. (2007). The multifaceted role of distress tolerance in dysregulated eating behaviors. *International Journal of Eating Disorders*, 40(8), 718-726. <https://doi.org/10.1002/eat.20471>
- Bardeen, J. R., Fergus, T. A., & Orcutt, H. K. (2013). Testing a hierarchical model of distress tolerance. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 35(4), 495-505. <https://doi.org/10.1007/s10862-013-9359-0>
- Beck, A. T., Steer R. A., & Brown G. K. (1996). *Beck Depression Inventory-second edition manual*. The Psychological Corporation.
- Beltrán, M. C., Freyre, M. Á., & Hernández-Guzmán, L. (2012). El Inventario de Depresión de Beck: Su validez en población adolescente. *Terapia psicológica*, 30(1), 5-13.
- Blakey, S. M., Jacoby, R. J., Reuman, L., & Abramowitz, J. S. (2016). The relative contributions of experiential avoidance and distress tolerance to OC symptoms. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 44(4), 460-471. <https://doi.org/10.1017/S1352465815000703>
- Bornoalova, M. A., Matusiewicz, A., & Rojas, E. (2011). Distress tolerance moderates the relationship between negative affect intensity with borderline personality disorder levels. *Comprehensive Psychiatry*, 52(6), 744-753. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2010.11.005>
- Buckner, J. D., Keough, M. E., & Schmidt, N. B. (2007). Problematic alcohol and cannabis use among young adults: The roles of depression and discomfort and distress tolerance. *Addictive Behaviors*, 32(9), 1957-1963. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2006.12.019>
- Cardoso Ribeiro, C., Gómez-Conesa, A., & Hidalgo Montesinos, M. D. (2010). Metodología para la adaptación de instrumentos de evaluación. *Fisioterapia*, 32(6), 264-270. <https://doi.org/10.1016/j.ft.2010.05.001>
- Clarkson, D. B., & Jennrich, R. I. (1988). Quartic rotation criteria algorithms. *Psychometrika*, 53(2), 251-259. <https://doi.org/10.1007/BF02294136>
- Corstorphine, E., Mountford, V., Tomlinson, S., Waller, G., & Meyer, C. (2007). Distress tolerance in the eating disorders. *Eating Behaviors*, 8(1), 91-97. <https://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2006.02.003>
- Cummings, J. R., Bornoalova, M. A., Ojanen, T., Hunt, E., MacPherson, L., & Lejuez, C. (2013). Time doesn't change everything: The longitudinal course of distress tolerance and its relationship with externalizing and internalizing symptoms during early adolescence. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 41(5), 735-748. <https://doi.org/10.1007/s10802-012-9704-x>
- Daughters, S. B., Reynolds, E. K., MacPherson, L., Kahler, C. W., Danielson, C. K., Zvolensky, M., & Lejuez, C. W. (2009). Distress tolerance and early adolescent externalizing and internalizing symptoms: The moderating role of gender and ethnicity. *Behaviour Research and Therapy*, 47(3), 198-205. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2008.12.001>

- Daughters, S. B., Sargeant, M. N., Bornovalova, M. A., Gratz, K. L., & Lejuez, C. W. (2008). The relationship between distress tolerance and antisocial personality disorder among male inner-city treatment seeking substance users. *Journal of Personality Disorders*, 22(5), 509-524. <https://doi.org/10.1521/pedi.2008.22.5.509>
- Davis, T. S., Mauss, I. B., Lumian, D., Troy, A. S., Shallcross, A. J., Zorolia, P., Ford, B. Q., & McRae, K. (2014). Emotional reactivity and emotion regulation among adults with a history of self-harm: Laboratory self-report and functional MRI evidence. *Journal of Abnormal Psychology*, 123(3), 499-509. <https://doi.org/10.1037/a0036962>
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Fonseca-Pedrero, E., Paino, M., Sierra-Baigrie, S., Lemos-Giráldez, S., & Muñiz, J. (2012). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Ansiedad Estado-Rasgo (STAI) en universitarios. *Psicología Conductual*, 20(3), 547-561.
- Freeston, M., Dugas, M. J., & Ladouceur, R. (1996). Thoughts, images, worry and anxiety. *Cognitive Therapy and Research*, 20(3), 265-273. <https://doi.org/10.1007/BF02229237>
- González-Ramírez, M. T., Landero-Hernández, R., & Quezada-Berumen, L. del C. (2019). Distress tolerance scale: Psychometric properties in a Mexican sample and its relationship with perceived stress and age. *Ansiedad y Estrés*, 25(2), 79-84. <https://doi.org/10.1016/j.anyes.2019.08.004>
- Greenberg, L. P., Martindale, S. L., Collum, S. P., & Dolan, S. L. (2014). Distress tolerance as a predictor of depressive and posttraumatic stress symptoms in a substance use disorder in-patient treatment sample. *Journal of Traumatic Stress Disorders & Treatment*, 3(2), 1-4. <https://doi.org/10.4172/2324-8947.1000123>
- Gross, J. J. (2014). Emotion regulation: Conceptual and empirical foundations. En J. J. Gross (Ed.), *Handbook of emotion regulation* (2da ed., pp. 3-20). The Guilford Press.
- Guillén-Riquelme, A., & Buéla-Casal, G. (2011). Actualización psicométrica y funcionamiento diferencial del ítem en el State Trait Anxiety Inventory (STAI). *Psicothema*, 23(3), 510-515.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Howell, A. N., Leyro, T. M., Hogan, J., Buckner, J. D., & Zvolensky, M. J. (2010). Anxiety sensitivity, distress tolerance, and discomfort intolerance in relation to coping and conformity motives for alcohol use and alcohol use problems among young adult drinkers. *Addictive Behaviors*, 35(12), 1144-1147. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2010.07.003>
- Hsu, S. H., Collins, S. E., & Marlatt, G. A. (2013). Examining psychometric properties of distress tolerance and its moderation of mindfulness-based relapse prevention effects on alcohol and other drug use outcomes. *Addictive Behaviors*, 38(3), 1852-1858. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2012.11.002>
- Huang, K., Szabó, M., & Han, J. (2009). The relationship of low distress tolerance to excessive worrying and cognitive avoidance. *Behaviour Change*, 26(4), 223-234. <https://doi.org/10.1375/bech.26.4.223>
- Karrass, J., Walden, T. A., Conture, E. G., Graham, C. G., Arnold, H. S., Hartfield, K. N., & Schwenk, K. A. (2006). Relation of emotional reactivity and regulation to childhood stuttering. *Journal of Communication Disorders*, 39(6), 402-423. <https://doi.org/10.1016/j.jcomdis.2005.12.004>
- Katz, D., Rector, N. A., & Laposa, J. M. (2017). The interaction of distress tolerance and intolerance of uncertainty in the prediction of symptom reduction across CBT for social anxiety disorder. *Cognitive Behaviour Therapy*, 46(6), 459-477. <https://doi.org/10.1080/16506073.2017.1334087>
- Keough, M. E., Riccardi, C. J., Timpano, K. R., Mitchell, M. A., & Schmidt, N. B. (2010). Anxiety symptomatology: The association with distress tolerance and anxiety sensitivity. *Behavior Therapy*, 41(4), 567-574. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2010.04.002>
- Kohn, R., & Rodríguez, J. (2009). Prevalencia y carga de los trastornos mentales en la población adulta de América Latina y el Caribe. En J. J. Rodríguez, R. Kohn, & S. Aguilar-Gaxiola (Eds.), *Epidemiología de los trastornos mentales en América Latina y el Caribe* (pp. 19-32). Organización Panamericana de la Salud. <https://iris.paho.org/bitstream/handle/10665.2/740/9789275316320.pdf?sequence>
- Kohn, R., Levav, I., Almeida, J. M. C. D., Vicente, B., Andrade, L., Caraveo-Anduaga, J. J., Saxena, S., & Saraceno, B. (2005). Los trastornos mentales en América Latina y el Caribe: asunto prioritario para la salud pública. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 18(4-5), 229-240. <https://doi.org/10.1590/s1020-49892005000900002>
- Koole, S. L. (2009). The psychology of emotion regulation: An integrative review. *Cognition & Emotion*, 23(1), 4-41. <http://doi.org/10.1080/02699930802619031>
- Lass, A. N., Winer, E. S., Collins, A. C., & Rokke, P. D. (2020). The associations among distress tolerance, unhelpful coping behaviors, and symptoms of depression: A network analysis. *Cognitive Therapy and Research*, 44, 1-14. <https://doi.org/10.1007/s10608-020-10131-2>

- Leyro, T. M., Bernstein, A., Vujanovic, A. A., McLeish, A. C., & Zvolensky, M. J. (2011). Distress Tolerance Scale: A confirmatory factor analysis among daily cigarette smokers. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 33(1), 47-57. <https://doi.org/10.1007/s10862-010-9197-2>
- Leyro, T. M., Zvolensky, M. J., & Bernstein, A. (2010). Distress tolerance and psychopathological symptoms and disorders: a review of the empirical literature among adults. *Psychological Bulletin*, 136(4), 576-600. <https://doi.org/10.1037/a0019712>
- 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>
- López-Gómez, I., Hervás, G., & Vázquez, C. (2015). Adaptación de la "Escala de Afecto Positivo y Negativo"; (PANAS) en una muestra general española. *Psicología Conductual*, 23(3), 529-548.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2019). *Factor Analysis* (Versión 10.10.01) [Software]. <https://psico.fcep.urv.cat/utilitats/factor>
- Lynch, T. R., & Mizon, G. A. (2011). Distress overtolerance and distress intolerance: a behavioral perspective. En M. J. Zvolensky, A. Bernstein, & A. A. Vujanovic (Eds.), *Distress Tolerance* (pp. 52-79). The Guilford Press.
- Magidson, J. F., Listhaus, A. R., Seitz-Brown, C. J., Anderson, K. E., Lindberg, B., Wilson, A., & Daughters, S. B. (2013). Rumination mediates the relationship between distress tolerance and depressive symptoms among substance users. *Cognitive Therapy and Research*, 37(3), 456-465. <https://doi.org/10.1007/s10608-012-9488-x>
- McHugh, R. K., & Otto, M. W. (2012). Refining the measurement of distress intolerance. *Behavior Therapy*, 43(3), 641-651. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.12.001>
- McHugh, R. K., Daughters, S. B., Lejuez, C. W., Murray, H. W., Hearon, B. A., Gorka, S. M., & Otto, M. W. (2011). Shared variance among self-report and behavioral measures of distress intolerance. *Cognitive Therapy and Research*, 35(3), 266-275. <https://doi.org/10.1007/s10608-010-9295-14>
- Monteiro, M. G., Telles-Dias, P., & Inglez-Dias, A. (2009). Epidemiología del uso del alcohol y otras sustancias psicoactivas en América Latina y el Caribe. En J. J. Rodríguez, R. Kohn, & S. Aguilar-Gaxiola (Eds.), *Epidemiología de los trastornos mentales en América Latina y el Caribe* (pp. 177-192). Organización Panamericana de la Salud. <https://iris.paho.org/bitstream/handle/10665.2/740/9789275316320.pdf?sequence>
- Moriondo, M., De Palma, P., Medrano, L. A., & Murillo, P. (2012). Adaptación de la Escala de Afectividad Positiva y Negativa (PANAS) a la población de adultos de la Ciudad de Córdoba: análisis psicométricos preliminares. *Universitas Psychologica*, 11(1), 187-196.
- Organización Panamericana de la Salud (2018). *La carga de los trastornos mentales en la Región de las Américas, 2018*. OPS. <https://iris.paho.org/handle/10665.2/49578>
- Rodríguez de Behrends, M., & Brenlla, M. E. (2015). Adaptación para Buenos Aires de la Escala de Intolerancia a la Incertidumbre. *Interdisciplinaria*, 32(2), 261-274.
- Rodríguez, J. (2007). La atención de Salud Mental en América Latina y el Caribe. *Revista de Psiquiatría del Uruguay*, 71(2), 117-124. http://spu.org.uy/revista/dic2007/04_asm.pdf
- Rogers, T. A., Bardeen, J. R., Fergus, T. A., & Benfer, N. (2018). Factor structure and incremental utility of the Distress Tolerance Scale: A bifactor analysis. *Assessment*, 25, 1-12. <https://doi.org/10.1177/1073191118789496>
- Sandín, B., Simons, J. S., Valiente, R. M., Simons, R. M., & Chorot, P. (2017). Psychometric properties of the spanish version of The Distress Tolerance Scale and its relationship with personality and psychopathological symptoms. *Psicothema*, 29(3), 421-428. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.239>
- Sanz, J., & Vázquez, C. (1998). Fiabilidad, validez y datos normativos del Inventario para la Depresión de Beck. *Psicothema*, 10(2), 303-318.
- Sanz, J., Navarro, M. E. & Vázquez, C. (2003). Adaptación española del Inventario para la depresión de Beck-II (BDI-II): 1. propiedades psicométricas en estudiantes universitarios. *Análisis y Modificación de Conducta*, 29, 239-288.
- Sargin, A. E., Özdel, K., Utku, Ç., Kuru, E., Yalçinkaya Alkar, Ö., & Türkçapar, M. H. (2012). Distress Tolerance Scale: A Study of Reliability and Validity. *Journal of Cognitive-Behavioral Psychotherapy and Research*, 1(3), 152-161.
- Silvers, J. A., McRae, K., Gabrieli, J. D. E., Gross, J. J., Remy, K. A., & Ochsner, K. N. (2012). Age-related differences in emotional reactivity, regulation, and rejection sensitivity in adolescence. *Emotion*, 12(6), 1235-1247. <http://doi.org/10.1037/a0028297>
- Simons, J. S., & Gaher, R. M. (2005). The distress tolerance scale: Development and validation of a self-report measure. *Motivation and Emotion*, 29(2), 83-102. <https://doi.org/10.1007/s11031-005-7955-3>
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1970). *Manual for the state-trait anxiety inventory*. Consulting Psychologists Press.

- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., Lushene, R. E., & Cubero, N. S. (1999). *STAI: cuestionario de ansiedad estado-rasgo: manual*. TEA.
- Stagnaro, J. C., Cía, A., Vázquez, N., Vommaro, H., Nemirovsky, M., Serfaty, E., Sustas, S. E., Medina Mora, M. E., Benjet, C., Aguilar-Gaxiola, S., & Kessler, R. (2018). Estudio epidemiológico de salud mental en población general de la República Argentina. *VERTEX - Revista Argentina de Psiquiatría*, XXXIX(142), 275-299. <http://www.editorialpolemos.com.ar/docs/vertex/vertex142.pdf#page=36>
- Timpano, K. R., Buckner, J. D., Richey, J. A., Murphy, D. L., & Schmidt, N. B. (2009). Exploration of anxiety sensitivity and distress tolerance as vulnerability factors for hoarding behaviors. *Depression and Anxiety*, 26(4), 343-353. <https://doi.org/10.1002/da.20469>
- Van Zutphen, L., Siep, N., Jacob, G. A., Goebel, R., & Arntz, A. (2015). Emotional sensitivity, emotion regulation and impulsivity in borderline personality disorder: A critical review of fMRI studies. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 51, 64-76. <http://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2015.01.001>
- Veilleux, J. C., Pollert, G. A., Zielinski, M. J., Shaver, J. A., & Hill, M. A. (2017). Behavioral Assessment of the Negative Emotion Aspect of Distress Tolerance: Tolerance to Emotional Images. *Assessment*, 24, 1-8. <https://doi.org/10.1177/1073191116689819>
- Vujanovic, A. A., Hart, A. S., Potter, C. M., Berenz, E. C., Niles, B., & Bernstein, A. (2013). Main and interactive effects of distress tolerance and negative affect intensity in relation to PTSD symptoms among trauma-exposed adults. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 35(2), 235-243. <https://doi.org/10.1007/s10862-012-9325-2>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070.
- Watson, D., Clark, L. A., McIntyre, C. W., & Hamaker, S. (1992). Affect, personality, and social activity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63(6), 1011-1025. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.63.6.1011>
- Wieland, A., Durach, C. F., Kembro, J., & Treiblmaier, H. (2017). Statistical and judgmental criteria for scale purification. *Supply Chain Management*, 22(4), 321-328. <https://doi.org/10.1108/SCM-07-2016-0230>
- Williams, A. D., Thompson, J., & Andrews, G. (2013). The impact of psychological distress tolerance in the treatment of depression. *Behaviour Research and Therapy*, 51(8), 469-475. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2013.05.005>
- World Health Organization (2017). *Depression and other common mental disorders. Global health estimates*. WHO Document Production Services. https://www.who.int/mental_health/management/depression/prevalence_global_health_estimates/en/
- You, J., & Leung, F. (2012). A chinese adaptation of the distress tolerance scale among adolescents: Factor structure and psychometric properties. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 34(1), 136-144. <https://doi.org/10.1007/s10862-011-9256-3>
- Zvolensky, M. J., Leyro, T. M., Bernstein, A., & Vujanovic, A. A. (2011). Historical Perspectives, Theory, and Measurement of Distress Tolerance. En M. J. Zvolensky, A. Bernstein, y A. A. Vujanovic (Eds.), *Distress tolerance* (pp. 3-27). The Guilford Press.
- Zvolensky, M. J., Vujanovic, A. A., Bernstein, A., & Leyro, T. (2010). Distress tolerance: Theory, measurement, and relations to psychopathology. *Current Directions in Psychological Science*, 19(6), 406-410. <https://doi.org/10.1177/0963721410388642>