

ADAPTACIÓN ARGENTINA DE LA “ESCALA DE INTOLERANCIA A LA FRUSTRACIÓN”

Leonardo A. Medrano^{1,2}, Paul Franco³ y Alba E. Mustaca³

¹Universidad Siglo 21; ²Universidad Nacional de Córdoba;

³Universidad Abierta Interamericana (Argentina)

Resumen

La “Escala de intolerancia a la frustración” (EIF; Harrington, 2005) permite evaluar una serie de creencias que promueven la intolerancia a las molestias, el esfuerzo, la injusticia y las emociones incómodas. A pesar de la importancia de este instrumento, no existe una versión en español de la EIF. En este trabajo se evaluó la equivalencia de una traducción de la EIF mediante un panel de expertos. Posteriormente, mediante análisis factorial confirmatorio ($n= 799$) se concluyó que la EIF posee una estructura multidimensional de cuatro factores: Intolerancia emocional, Derecho, Intolerancia a la incomodidad y Logro. Sin embargo, debieron eliminarse 11 ítems, lo cual afectó la consistencia interna de algunas dimensiones. También se examinó la invarianza del instrumento considerando la edad, sexo y nivel educativo de los participantes, obteniéndose pruebas de validez de criterio correlacionando la EIF con los niveles de autoestima. Los resultados psicométricos fueron aceptables, aunque se identificaron algunas limitaciones a considerar antes de utilizar a nivel profesional. Este trabajo inaugura futuros estudios sobre IF en países de habla española.

PALABRAS CLAVE: *Intolerancia a la frustración, validación.*

Abstract

The Intolerance to Frustration Scale (IFS, Harrington, 2005) assesses a series of beliefs that promote intolerance to annoyance, exertion, injustice and uncomfortable emotions. Despite the importance of this instrument, there is no Spanish version of the IFS. In this work, the equivalence of a translation from the IFS was assessed by a panel of experts. Subsequently, by means of confirmatory factorial analysis ($n= 799$) it was concluded that the IFS has a multidimensional structure of four factors: Emotional Intolerance, Right, Intolerance to Discomfort and Achievement. However, 11 items had to be removed, which affected the internal consistency of some dimensions. The invariance of the instrument was also examined considering the age, sex and educational level of the participants,

Esta investigación fue parcialmente financiada por la Universidad Abierta Interamericana y por la Universidad Siglo 21. Se agradece a los profesionales que participaron como expertos bilingües para la traducción del instrumento y a los siguientes estudiantes que ayudaron con la administración de los cuestionarios: C. Luaces, M. D. López Espinola, G. Vallejos, G. Cariaga, A. Monzón, L. Fazio, M. V. García, A. Lamadrid, M. B. Ibáñez, A. Ruiz, D. Armella y S. Libico.

Correspondencia: Alba Elisabeth Mustaca, Centro del Altos Estudios en Ciencias Humanas y de la Salud (CAECIHS), Facultad de Psicología y Humanidades, Universidad Abierta Interamericana, Montes de Oca 745, CABA (Argentina). E-mail: albamustaca@gmail.com

and evidence of validity was obtained by correlating the IFS with self-esteem levels. Psychometric results were acceptable, although some limitations should be addressed before the scale is used professionally in Spanish-speaking countries.

KEY WORDS: *Frustration intolerance, validation.*

Introducción

Desde la psicología experimental se estudió extensamente los efectos y mecanismos de la frustración (Amsel, 1962,1992), entendida como un estado del organismo desencadenado ante la devaluación, omisión o inaccesibilidad inesperada de un reforzador positivo (Amsel, 1992). Las investigaciones hallaron que los procesos neurales, las respuestas fisiológicas y los comportamientos que provoca son similares al dolor sensorial, al miedo y a la ansiedad (ver Mustaca, 2013; Kamenetzky *et al.*, 2009). Además, su intensidad y duración depende de factores genéticos, cognitivos, motivacionales y de aprendizajes previos, demostrando ser un fenómeno de gran complejidad (Cuenya, Kamenetzky y Mustaca, 2014; Cuenya y Torres, 2012; Justel, Pautassi y Mustaca, 2014; Pellegrini, Muzio, Mustaca y Papini, 2004; Ruetti *et al.*, 2010). A pesar de la gran cantidad de factores involucrados se ha corroborado que la intensidad de la respuesta depende en gran parte del tamaño de la discrepancia entre lo que se espera recibir y lo que realmente se obtiene (Mustaca, 2013), corroborándose el importante papel de las creencias previas en la explicación de la frustración.

En esta misma línea, Albert Ellis (Ellis, 1979, 1980, 1995; Ellis y Dryden, 1987) destacó el papel de una serie de creencias que explicarían la intolerancia a la frustración (IF). Para este autor, la IF deriva de la exigencia de que la realidad sea como queremos y la negativa a aceptar las diferencias entre un deseo o expectativa y la realidad. Las personas con alta IF evitan los eventos frustrantes y ello conduce a un aumento de la frustración y del estrés que se pretendía evitar. En función de ello, la terapia racional emotiva conductual (TREC) intenta disminuir creencias irracionales que mantienen los altos niveles de IF, con el fin de lograr un decremento en las emociones displacenteras y enfrentar la realidad de manera más adaptativa (Ellis, Michael y Bernard, 2006).

Uno de los autoinformes más utilizados para evaluar estas creencias es la "Escala de intolerancia a la frustración" (EIF) (*Frustration Discomfort Scale*, Harrington, 2005a). Según Harrington (2005b), desde la TREC se plantea la existencia de cuatro creencias que promueven la intolerancia a: a) las molestias, b) el esfuerzo, c) la injusticia y d) las emociones incómodas. Tomando estos conceptos redacta un conjunto inicial de 74 ítems. Para representar las creencias irracionales los ítems enfatizan la naturaleza absolutista de la declaración e involucran tanto una demanda como una creencia secundaria referida a la frustración (p. ej., "No puedo estar esperando porque no puedo tolerar la espera y bajaría totalmente mi autoestima"). Este conjunto inicial de ítems fue sometido a validez de contenido y revisado por el propio Albert Ellis. Mediante análisis factorial exploratorio, Harrington (2005a) determinó la existencia de 4 factores que explicaban un 42,58% de la varianza total: 1) *Intolerancia a la incomodidad*,

refieren a la creencia de que la vida debería ser fácil, cómoda y libre de problemas p. ej., "Las tareas que intento no deben ser demasiado difíciles"); 2) *Derechos*; que refleja creencias de que los deseos personales deben ser cumplidos y que las otras personas deben complacer y no frustrar estos deseos (p. ej., "No puedo soportar tener que ceder a la demanda de otras personas"); 3) *Intolerancia emocional*; indica intolerancia a la angustia o malestar emocional (ej., "Debo estar libre de sentimientos angustiantes"); y finalmente, 4) *Logro*; son afirmaciones sobre sentimientos de frustración relacionados con una tarea o un rendimiento óptimo (p. ej., "No puedo soportar que no se termine un trabajo").

En un estudio posterior se modificó la redacción de los ítems para mejorar su comprensión. Se partió de un conjunto de 47 ítems y se efectuó un análisis factorial confirmatorio comparando cuatro modelos teóricos (Harrington, 2005a): 1) unifactorial, donde los ítems saturaban en un factor general de intolerancia a la frustración, 2) bifactorial que comprendía un factor denominado "Malestar" (incluye los factores de Incomodidad e Intolerancia emocional) y otro denominado "Frustración" (incluye los factores de Derecho y Logro), 3) de cuatro factores descripto anteriormente, y 4) de cinco factores donde se dividía el factor "derecho" en dos subfactores: "equidad" y "gratificación inmediata". Aunque los diferentes modelos presentaron índices de ajustes aceptables, fue el modelo de cuatro factores el que mostró mejor ajuste (CFI= 0,98; TLI= 0,98; RMSEA= 0,06). La versión final de la escala incluye 28 de los 74 ítems iniciales. Los estudios psicométricos mostraron que los factores identificados poseen adecuada consistencia interna y pruebas favorables de validez con criterios externos. Se corroboró una relación negativa entre la IF y la autoestima ($r = -0,43$) y una adecuada capacidad discriminativa para diferenciar sujetos de poblaciones generales y clínicas (Harrington, 2005a, 2005b). Sumado a ello, Harrington (2006) halló en poblaciones clínicas que la dimensión *derechos* de la escala de IF está asociada con el *enojo*, la *intolerancia al malestar* al estado depresivo y la *intolerancia emocional* con la ansiedad. Estos resultados apoyan el concepto de la posible existencia de cuatro factores interrelacionados, aunque relativamente independientes entre sí.

La EIF fue traducida y validada en Turquía (Ozer, Demir y Harrington, 2012), Serbia (Stanković y Vukosavljević-Gvozden, 2011) y Francia (Chamayou, Tsenova, Gonthier, Blatier y Yahyaoui, 2015). Los estudios realizados en Turquía con una muestra de 171 estudiantes mostraron que el modelo inicialmente propuesto de cuatro factores no presentaba un buen ajuste (CFI= 0,76; GFI= 0,81; TLI= 0,73; RMSEA= 0,65). A partir de la inspección de los índices de modificación se optó por eliminar cuatro ítems, correlacionar los errores y efectuar un parcelamiento de los ítems, lográndose un ajuste satisfactorio manteniendo la estructura de cuatro factores ($\chi^2 = 44,64$; $g/ = 28$; $\chi^2/g/ = 1,59$; GFI= 0,95; CFI= 0,97; RMSEA= 0,06). Los estudios de validez con variables externas fueron semejantes a los obtenidos en el estudio original, ya que se corroboró una relación negativa entre la IF y la autoestima ($r = -0,27$).

En Serbia, con una muestra de 323 estudiantes, los resultados obtenidos no fueron totalmente satisfactorios (Stanković y Vukosavljević-Gvozden, 2011). Las saturaciones factoriales de cada ítem fueron significativas (valores comprendidos

entre 0,56 y 0,86) y coherentes en términos teóricos, pero el modelo no presentó un ajuste adecuado (CFI= 0,82; TLI= 0,80; RMSEA= 0,08). Los valores de consistencia interna fueron aceptables (valores comprendidos entre 0,81 y 0,83) y se corroboró una relación inversa con la autoestima ($r = -0,39$).

La validación de la EIF realizada en Francia con la participación de 289 estudiantes de psicología, mostró resultados semejantes a los estudios anteriores (Chamayou *et al.*, 2015). Al realizar un análisis factorial confirmatorio con el modelo de cuatro factores propuesto por Harrington (2005a) no se obtuvo un ajuste aceptable (CFI= 0,79; TLI= 0,77; RMSEA= 0,06). En función de ello, los autores optaron por efectuar un análisis factorial exploratorio con los mismos datos y, a partir de la interpretación del gráfico de sedimentación, propusieron la existencia de un único factor subyacente. La consistencia interna de la puntuación total resultó aceptable ($\alpha = 0,86$), aunque las subescalas presentaron valores por debajo de los niveles recomendados (α entre 0,64 a 0,71).

A pesar del amplio uso de la EIF, no existe una versión en español de este instrumento. El presente trabajo tiene por objetivo principal evaluar las propiedades psicométricas de la "Escala de intolerancia a la frustración" de Harrington (2005a) en una muestra argentina. Para ello se pretende: a) realizar una traducción y evaluar su equivalencia en términos semánticos, conceptuales y funcionales, b) aportar pruebas de validez analizando la estructura interna de la EIF mediante análisis factorial confirmatorio, c) analizar la consistencia interna de cada subescala, d) obtener pruebas de validez test-criterio correlacionando las puntuaciones de la EIF con las puntuaciones de la "Escala de autoestima de Rosenberg" (1965), e) evaluar si existen diferencias en las puntuaciones de la EIF según las variables demográficas de sexo, nivel educativo y edad, analizando la invarianza del modelo, y f) aportar pruebas de validez contrastando las puntuaciones de la EIF en población general y clínica.

Método

Participantes

La muestra estuvo formada por 799 argentinos (edad media= 29,36 años; $DT = 11,61$) seleccionados a partir de un muestreo no probabilístico accidental. El 65,8% eran mujeres, el 33,2% hombres y un 1% se identificó en la categoría de "Otros". En cuanto al nivel de educación la mayoría cuenta con estudios superiores dado que el 33,2% cuenta con cursos terciarios o universitarios incompleto, el 23,2% universitario completo y un 5,8% con estudios de posgrado. El 20,7% cuenta con secundario incompleto, un 16,6% con secundario completo y un 0,3% alcanzó solamente la primaria completa. Por otra parte, el 15% manifestó estar en tratamiento psicológico y el 1,9% en tratamiento psiquiátrico. Estas personas que recibían tratamiento fueron consideradas como la muestra clínica y se utilizó por separado en los análisis finales de contraste con la muestra no clínica.

Instrumentos

- a) *Cuestionario ad hoc de datos sociodemográficos*. Mediante un breve cuestionario se recabó información sobre la edad, sexo, nivel académico (primaria incompleta, primaria completa, nivel medio incompleto, nivel medio completo, universitario incompleto, universitario completo, otro) y actividad laboral (obreros/as, profesionales, amas de casa, estudiantes, desocupados/as, otros/as). Se indagó además si se encontraba bajo tratamiento psicológico o psiquiátrico.
- b) "Escala de intolerancia a la frustración" (EIF) (*Frustration Discomfort Scale*, Harrington, 2005). La versión original consta de 28 ítems que los sujetos deben responder utilizando una escala Likert de cinco puntos que van desde 1= "No es nada característico de mí" hasta 5= "Es muy característico de mí". A mayor puntuación mayor intolerancia a la frustración o bien menor tolerancia a la misma. La EFI cuenta con una estructura de cuatro factores: F1. "Intolerancia a la incomodidad" ($\alpha = 0,87$) (ítems 1, 5, 9, 13, 17, 21, 25), F2. "Derechos" ($\alpha = 0,85$) (ítems 2, 6, 10, 14, 18, 22, 26), F3. "Intolerancia emocional" ($\alpha = 0,88$) (ítems 19, 11, 3, 15, 27, 7, 23) y F4. "Logro" ($\alpha = 0,84$) (ítems 4, 8, 12, 16, 20, 24, 28). Tal como se mencionó anteriormente, la versión original de la EFI cuenta con propiedades psicométricas satisfactorias, aunque debe contemplarse que las versiones adaptadas a otras culturas no presentaron pruebas tan favorables.
- c) "Escala de autoestima de Rosenberg" (EAR) (*Rosenberg's Self-Esteem Scale*, Rosenberg, 1965), versión en español validada por Góngora y Casullo (2009). La escala consta de 10 ítems con cuatro opciones de respuesta: desde 4= "Extremadamente de acuerdo" a 1= "Extremadamente en desacuerdo". A mayor puntuación mayor autoestima. Consta de cinco ítems directos y cinco inversos (ítems inversos: 3, 5, 8, 9 y 10). La consistencia interna de la versión en español resultó adecuada ($\alpha = 0,70$) (Góngora y Casullo, 2009). En la muestra de la presente investigación la consistencia interna fue aceptable ($\alpha = 0,80$).

Procedimiento

En primera instancia se efectuó una traducción de los ítems. Dado que las traducciones literales de los ítems pueden afectar su funcionamiento y en consecuencia introducir un sesgo en la medición de los constructos, las traducciones se realizaron buscando una equivalencia conceptual, semántica y funcional (Herdman, Fox Rushby y Badia, 1997; Mimura y Griffiths, 2008). De esta manera se buscó que los ítems evaluaran el mismo constructo subyacente (equivalencia conceptual), que las palabras traducidas tuvieran un significado similar tanto a nivel connotativo como denotativo (equivalencia semántica) y que el nivel de dificultad de los ítems fuera semejante en ambas culturas (equivalencia funcional). Para ello los autores del presente trabajo realizaron una traducción de forma independiente y a partir de la comparación de las diferentes traducciones se

elaboró una primera versión en español. Dicha versión fue revisada por un investigador bilingüe (nativo de idioma inglés) y a partir de sus sugerencias se elaboró una segunda versión que fue enviada a un panel de expertos para que examinaran la adecuación en términos de equivalencia semántica, conceptual y funcional (Coffman, 2008). A partir de dichas sugerencias se elaboró la versión definitiva, la cual fue aplicada por colaboradores debidamente entrenados.

La administración de los cuestionarios se realizó en lugares públicos y organizaciones que accedieron a cooperar con el estudio. También se convocó a participantes a través de redes sociales. La participación en la investigación fue voluntaria y antes de responder el cuestionario los participantes dieron su consentimiento informado. Del total de participantes, el 45,7% ($n= 365$) respondió los instrumentos *on line* a través de la plataforma *Google Form* y el 54,3% ($n= 434$) lo hizo de manera presencial, en papel. No se observaron diferencias estadísticamente significativas entre ambas muestras en cuanto a la distribución del sexo ($\chi^2= 0,55$; $g/= 1$; $p= 0,46$) y la edad ($t= 0,76$; $g/= 764$; $p= 0,44$) de los participantes.

Análisis de datos

Los datos obtenidos fueron cargados en el programa SPSS versión 20 (IBM Corp., 2011). A continuación se realizó un análisis de exploración inicial de datos para evaluar la presencia de casos atípicos, valores perdidos y examinar el supuesto de normalidad univariada y multivariada. Luego se efectuaron estudios para evaluar la estructura interna mediante el uso del análisis factorial confirmatorio (AFC) a través del programa AMOS 20 (Arbuckle, 2012). Tal como sugiere la literatura se utilizaron múltiples indicadores de ajuste (Bentler, 2007; Byrne, 2001). Más concretamente, el estadístico chi-cuadrado, el índice de ajuste comparativo (CFI), el índice de bondad de ajuste (GFI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Se utilizaron los puntos de corte informados por Hu y Bentler (1999), quienes recomiendan valores superiores a 0,95 para los índices CFI y GFI para considerar un ajuste óptimo y superiores a 0,90 para un ajuste aceptable. Por otra parte, valores inferiores a 0,06 para el RMSEA se consideran óptimos e inferiores a 0,08 aceptables.

Se evaluó la consistencia interna utilizando el α de Cronbach y se realizaron estudios tendientes a aportar evidencias de validez test-criterio correlacionando mediante el coeficiente r de Pearson las puntuaciones de la "Escala de intolerancia a la frustración" y la "Escala de autoestima de Rosenberg".

Se evaluó a través de un análisis de varianza multivariado (MANOVA) si existían diferencias en las puntuaciones de la EIF según el sexo, nivel educativo y edad de los participantes. Sumado a ello, mediante un análisis multigrupo con ecuaciones estructurales, se evaluó si el modelo se mantenía invariante considerando las variables demográficas mencionadas. Para ello se atendió al cambio en el coeficiente χ^2 y se utilizó como criterio adicional que el cambio en el coeficiente CFI no fuese superior a 0,01 (Cheung y Rensvold, 2002). Por último, se compararon las puntuaciones de la EIF en la muestra general y clínica utilizando la prueba t de Student.

Resultados

Traducción y análisis de equivalencia

Una vez traducidos los ítems se solicitó a tres expertos bilingües que evaluaran la calidad de las traducciones atendiendo a los tres tipos de equivalencia mencionados y utilizando una escala de cinco puntos (entre 1 "baja calidad" y 5 "alta calidad"). Posteriormente se calculó el V de Aiken. Este coeficiente puede variar entre "0,00" y "1,00", debiendo alcanzar al menos un valor crítico $V = 0,50$ para ser considerado aceptable. Se utilizó el método score para estimar los intervalos de confianza del coeficiente mediante el programa desarrollado por Soto y Segovia (2009). Se consideró un nivel de confianza de 90% ya que este es el estándar sugerido cuando el número de jueces es pequeño (Penfield y Giacobbi, 2004). Se fijó como criterio para evaluar la calidad de las traducciones que el límite inferior de los intervalos posea valores iguales o superiores a 0,50. Los resultados obtenidos se presentan en la tabla 1. Los dos ítems que mostraron valores V inferiores a 0,50 fueron revisados atendiendo a las observaciones de los jueces. Las mismas estuvieron centradas fundamentalmente en optimizar la equivalencia semántica de algunas expresiones idiomáticas.

Validez de la estructura interna

Una vez recabados los datos, se constató en primera instancia que las puntuaciones en función del tipo de protocolo (presencial vs. on line) no diferían significativamente. Antes de efectuar el análisis factorial confirmatorio, se examinó el cumplimiento de los supuestos estadísticos y se analizó el patrón de casos perdidos y valores atípicos. Ningún ítem presentó más del 5% de valores perdidos, por lo que se optó por utilizar el método de eliminación por caso ("*listwise*") para el tratamiento de dichos valores (Coenders Gallart, Batista-Foguet y Saris, 2005). Para evaluar la presencia de casos atípicos univariados se calcularon las puntuaciones z para cada ítem considerando como valores atípicos aquellos que presentaran valores fuera del rango $z \pm 3$ (George y Mallery, 2010). Para identificar casos atípicos multivariados se utilizó el procedimiento estadístico de la distancia de Mahalanobis (D^2). No se observaron casos atípicos univariados y la cantidad de casos atípicos multivariado fue inferior al 5% no afectando normalidad multivariada de la distribución (Mardia= 48,04). Cabe señalar además que todos los ítems presentaron índices de asimetría y curtosis comprendidos entre ± 2 , observándose un leve alejamiento de la normalidad (George y Mallery, 2010).

Para realizar los AFC se siguieron los pasos recomendados por la literatura (Medrano y Muñoz, 2017). En primer lugar, se especificaron dos modelos. En el modelo 1, los 28 ítems se distribuyen en cuatro factores oblicuos (7 ítems por factor): 1) Intolerancia emocional, 2) Intolerancia a la incomodidad, 3) Derecho y 4) Logro. Tomando en consideración que en investigaciones previas se reportaron altos niveles de correlación entre los factores, se especificó un modelo 2 que involucra los cuatro factores antes mencionados y un factor general de orden superior (*Intolerancia a la frustración*). En segundo lugar, se calcularon los grados

de libertad de cada modelo para examinar su identificabilidad. Ambos modelos se encontraban sobreidentificados (modelo 1 $g/= 344$; modelo 2 $g/= 346$), por lo cual son susceptibles de ser estimados y contrastados.

Tabla 1

Índice de acuerdo en la evaluación de la equivalencia conceptual, semántica y funcional (coeficiente V de Aiken)

Ítems	V	Límite inf.	Límite sup.
1. No soporto tener problemas, necesito resolverlos de la manera más rápida posible	0,25	0,10	0,48
2. No soporto tener que esperar por cosas que quisiera tener ahora	0,75	0,51	0,89
3. No soporto tener sentimientos perturbadores, necesito librarme de ellos lo más pronto posible	0,50	0,28	0,71
4. No soporto que me impidan alcanzar mi plenitud	1,00	0,81	1,00
5. No soporto hacer tareas que me parecen demasiado difíciles	0,67	0,44	0,84
6. No soporto que otras personas actúen en contra de mis deseos	1,00	0,81	1,00
7. No soporto sentir que me estoy volviendo loco	0,50	0,28	0,71
8. No soporto la frustración de no lograr mis objetivos	1,00	0,81	1,00
9. No tolero realizar tareas cuando no estoy de humor	0,82	0,59	0,93
10. No soporto que otras personas se interpongan en lo que quiero hacer	0,75	0,51	0,89
11. No soporto tener pensamientos perturbadores	0,50	0,28	0,71
12. No tolero bajar mis estándares, aun cuando sé que sería útil hacerlo	0,50	0,28	0,71
13. No tolero tener que forzarme a mí mismo para realizar una tarea	0,67	0,44	0,84
14. No tolero que me desprecien	0,50	0,28	0,71
15. No soporto situaciones donde me puedo sentir molesto	0,82	0,71	0,98
16. No soporto abandonar un trabajo, aun estando insatisfecho de él	0,42	0,22	0,65
17. No tolero que me obliguen a hacer las cosas de inmediato	0,50	0,28	0,71
18. No soporto tener que ceder ante las demandas de otras personas	0,82	0,59	0,93
19. No soporto tener sentimientos que me perturban	1,00	0,81	1,00
20. No soporto realizar un trabajo si me siento incapaz de hacerlo bien	0,75	0,51	0,89
21. No tolero hacer cosas que implican muchos problemas	0,50	0,28	0,71
22. No soporto tener que cambiar cuando los demás son los equivocados	0,82	0,59	0,93
23. No puedo seguir con mi vida, o ser feliz, si las cosas no cambian	0,75	0,51	0,89
24. No soporto la sensación de no estar en el nivel más superior de mi trabajo	0,57	0,34	0,77
25. No tolero tener que seguir haciendo una tarea que me desagrada	0,67	0,44	0,84
26. No tolero las críticas, sobre todo cuando sé que tengo razón	1,00	0,81	1,00
27. No soporto perder el control de mis sentimientos	1,00	0,81	1,00
28. No tolero ninguna falla en mi autodisciplina	0,75	0,51	0,89

En tercer lugar, se procedió a la estimación de los modelos. Se utilizó el método de estimación por Máxima-Probabilidad ya que es el método más recomendado cuando los ítems presentan una distribución normal (Iacobucci, 2010). A continuación, se evaluó el ajuste de cada modelo considerando múltiples índices de ajuste. Ninguno de los dos modelos presentó un ajuste aceptable (tabla 2).

Se analizaron los índices de modificación, los valores residuales y las saturaciones de cada ítem con el fin de identificar ítems que pudieran afectar el ajuste del modelo. Se identificaron 11 ítems que presentaban saturaciones factoriales inferiores a 0,40, los cuales fueron eliminados tal como recomienda la literatura (George y Mallery, 2010). Los ítems eliminados fueron el 1, 9, 17 y 25 de la escala de Intolerancia a la incomodidad; 14 de la escala de Derecho; 15 y 23 de Intolerancia emocional y, finalmente, 4, 8, 16 y 20 de la escala de Logro.

Luego de eliminar los ítems, se volvió a evaluar el ajuste con los modelos re-especificados. El modelo 3 involucra cuatro factores oblicuos: 1) Intolerancia emocional (5 ítems), 2) Intolerancia a la incomodidad (3 ítems), 3) Derecho (6 ítems) y 4) Logro (3 ítems) (figura 1). El modelo 4 involucra los mismos cuatro factores, pero con un factor general de orden superior (figura 2).

Tabla 2
Índices de ajuste de la "Escala de intolerancia a la frustración"

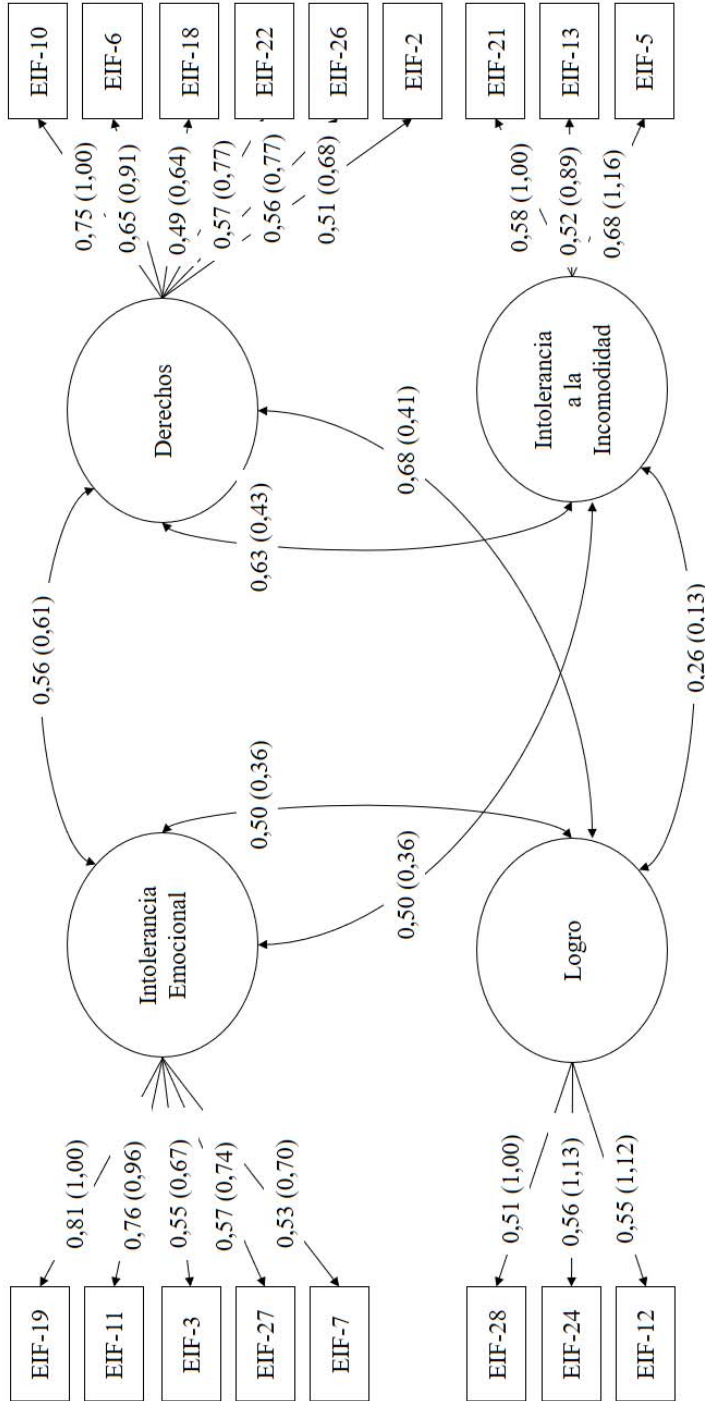
Modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	GFI	RMSEA (IC 90%)
Modelo 1. Cuatro factores	1626,78*	344	4,73	0,78	0,86	0,069 (0,065; 0,072)
Modelo 2. Cuatro factores y factor general	1660,09*	346	4,79	0,78	0,86	0,069 (0,066; 0,073)
Modelo 3. Cuatro factores re-especificado	439,13*	113	3,88	0,90	0,94	0,060 (0,054; 0,066)
Modelo 4. Cuatro factores y factor general re-especificado	456,27*	115	3,96	0,90	0,93	0,061 (0,055; 0,067)

Nota: * $p < 0,01$.

Consistencia interna

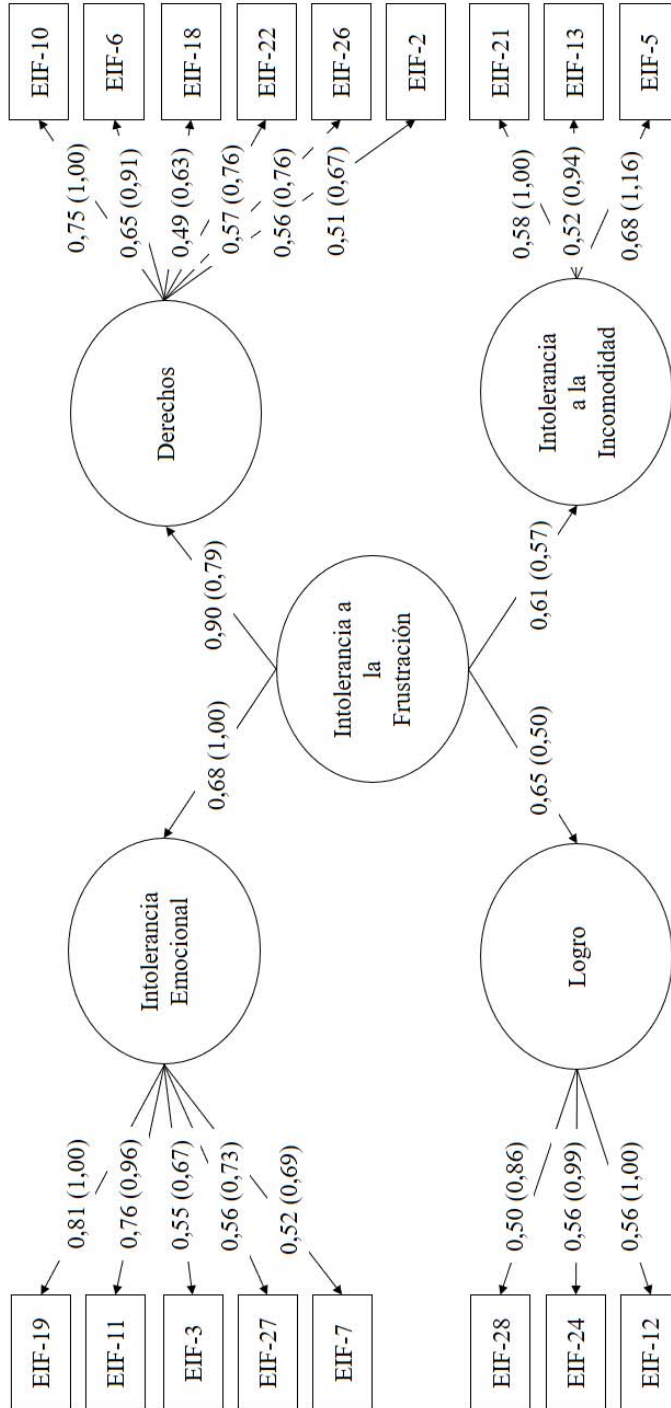
Se evaluó la consistencia interna de cada factor y la escala general mediante el coeficiente α de Cronbach. Asimismo, se calculó la correlación ítem-total corregida para los ítems de cada factor. Los resultados obtenidos fueron: $\alpha = 0,61$ para la escala de Intolerancia a la incomodidad (correlaciones ítem-total corregidas entre 0,39 y 0,49), $\alpha = 0,78$ para la escala de Intolerancia emocional (correlaciones ítem-total corregidas entre 0,45 y 0,67), $\alpha = 0,76$ para la escala de Derecho (correlaciones ítem-total corregidas entre 0,41 y 0,63) y $\alpha = 0,55$ para la escala de Logro (correlaciones ítem-total corregidas entre 0,36 y 0,37). Por su parte, la escala total fue la única que presentó valores óptimos ($\alpha = 0,84$; correlaciones ítem-total corregidas entre 0,34 y 0,59).

Figura 1
Modelo de cuatro factores oblicuos



Nota: Coeficientes estandarizados y no estandarizados (entre paréntesis), todos los coeficientes significativos a nivel $p < 0,01$.

Figura 2
Modelo de cuatro factores con un factor general de orden superior



Nota: Coeficientes estandarizados y no estandarizados (entre paréntesis), todos los coeficientes significativos a nivel $p < 0,01$.

Validez de criterio

Con el objeto de aportar pruebas sobre la validez test-criterio y siguiendo los procedimientos utilizados en el estudio original (Harrington, 2005a) y las adaptaciones antecedentes (Ozer y *et al.*, 2012; Stanković y Vukosavljević-Gvozden, 2011), se correlacionaron las puntuaciones de la EIF con las puntuaciones obtenidas en la "Escala de autoestima de Rosenberg". Se obtuvieron correlaciones inversas y significativas en todas las escalas (tabla 3). Para examinar con mayor precisión dichas relaciones se efectuó una regresión múltiple por pasos tomando como variable dependiente la puntuación total de la escala de autoestima y como variables independientes las cuatro dimensiones de la EIF. En cada paso se introdujo la variable independiente que no se encontrara en la ecuación y que tuviera la probabilidad para *F* más pequeña. Las variables ya introducidas en la ecuación se eliminaban de ella si su probabilidad para *F* era grande (superior a 0,05). En el modelo 1 solo ingresó la dimensión de Intolerancia a la incomodidad ($\beta=-0,17$; $F= 39,29$; $p< 0,01$) y en el modelo 2 se sumó la Intolerancia emocional ($\beta=-0,13$; $F= 26,27$; $p< 0,01$). Las restantes dimensiones no presentaron una contribución adicional significativa sobre la autoestima, quedando excluidas del modelo.

Tabla 3

Valores descriptivos de cada dimensión y correlaciones entre la Escala de intolerancia a la frustración y la Escala de autoestima de Rosenberg

Factores de la EIF	Nº de ítems	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>r</i> de Pearson con la EAR
Intolerancia a la incomodidad	3	7,36	2,96	-0,22**
Derecho	6	19,64	5,43	-0,18**
Intolerancia emocional	5	14,82	5,00	-0,19**
Logro	3	8,03	2,87	-0,07*
Total	17	49,84	12,10	-0,23**

Notas: EIF= Escala de intolerancia a la frustración; EAR= Escala de autoestima de Rosenberg. * $p< 0,05$; ** $p< 0,01$.

Diferencias según sexo, edad y nivel de estudio

Mediante un análisis de varianza multivariado (MANOVA) se examinó si existían diferencias en las puntuaciones de Intolerancia a la frustración en función de variables demográficas. Para ello se incluyeron los factores de la EIF como variables dependientes y se consideró el sexo, el nivel de estudio (categorizado en cinco grupos) y la edad (categorizada en cuatro grupos) como factores fijos. Se utilizó la Traza de Pillai como estadístico de contraste y posteriormente se analizaron todas las comparaciones post hoc posibles mediante Bonferroni.

Al evaluar el supuesto de homogeneidad de la varianza entre los grupos mediante la prueba de Box y el contraste de Levene se obtuvieron valores

significativos (M de Box= 251,20; $F= 1,198$; $p= 0,033$), denotando el incumplimiento de este supuesto. Tomando esto en consideración se utilizó una aproximación basada en métodos de remuestreo (*bootstrapping*), utilizando 1000 repeticiones y un intervalo de confianza del 95%.

Con el objetivo de comprobar si existían diferencias en las puntuaciones de la EIF según las variables sociodemográficas se calculó el efecto principal de todas las variables sociodemográficas a través de un test ómnibus. Se corroboró un efecto significativo de la prueba ómnibus ($F= 180,30$; $p < 0,01$; $\eta^2= 0,518$) y al analizar los contrastes multivariados se obtuvieron resultados significativos en relación al sexo, ($F= 2,43$; $p < 0,05$; $\eta^2= 0,014$), nivel educativo, ($F= 4,19$; $p < 0,01$; $\eta^2= 0,024$) y la edad, ($F= 5,82$; $p < 0,01$; $\eta^2= 0,034$), aunque con un tamaño del efecto pequeño considerando los criterios de Cohen (1988). Los contrastes post hoc mediante Bonferroni indicaron que la única diferencia significativa entre hombres y mujeres fue en la dimensión Intolerancia emocional ($p < 0,01$). Respecto al nivel de estudio, solamente los participantes con secundario incompleto presentaron diferencias significativas con los restantes grupos ($p < 0,01$). Por último, los resultados indicaron que a mayor edad menores fueron los niveles de intolerancia a la frustración en todas las dimensiones (valores η^2 comprendidos entre 0,003 y 0,040).

Análisis de invarianza según sexo, edad y nivel de estudio

Para evaluar si el modelo se mantenía invariante en función del sexo, edad y nivel de estudio de los participantes se procedió a realizar un análisis de invarianza. Siguiendo las recomendaciones de Brown (2014), se verificó inicialmente la invarianza configural (equivalencia en la configuración del modelo de medida) y, posteriormente, se introdujeron restricciones progresivas para examinar la invarianza métrica (equivalencia en las saturaciones factoriales), fuerte (equivalencia en los valores interceptuales) y estricta (equivalencia entre las varianzas de error). En cada caso la invarianza puede ser asumida si no se observan diferencias significativas entre el ajuste del modelo de parámetros libres y el ajuste del modelo con parámetros restringidos.

En relación al sexo se verificó la invarianza configural ($\chi^2= 559,22$; $gl= 226$; CFI= ,90), métrica ($\Delta\chi^2= 14,87$; $\Delta gl= 13$; $p= 0,31$; $\Delta CFI= 0,001$), fuerte ($\Delta\chi^2= 30,41$; $\Delta gl= 17$; $p= 0,02$; $\Delta CFI= 0,004$) y estricta ($\Delta\chi^2= 20,91$; $\Delta gl= 17$; $p= 0,23$; $\Delta CFI= 0,001$). Cabe destacar que, aunque el cambio en el coeficiente χ^2 fue significativo, en ningún caso se observó un cambio en el índice CFI mayor a 0,01. Este último criterio es el más recomendado atendiendo a la sensibilidad de χ^2 cuando se trabajan con muestras de gran tamaño (Barrera-Barrera, Navarro-García y Peris-Ortiz, 2015).

La invarianza se observó parcialmente al considerar la edad y el nivel de estudios de los participantes. Respecto a la edad de los participantes, se verificó la equivalencia en las saturaciones factoriales ($\Delta\chi^2= 16,96$; $\Delta gl= 13$; $p= 0,20$; $\Delta CFI= 0,001$) y la invarianza entre las equivalencias de error ($\Delta\chi^2= 42,03$; $\Delta gl= 17$; $p= 0,01$; $\Delta CFI= 0,008$), pero no se observó invarianza al restringir los interceptos

($\Delta\chi^2= 188,45$; $\Delta g/ = 51$; $p= 0,01$; $\Delta CFI= 0,04$). Los mismos resultados se obtuvieron respecto al nivel de estudio, ya que se verificó la invarianza métrica ($\Delta\chi^2= 30,87$; $\Delta g/ = 13$; $p= 0,31$; $\Delta CFI= 0,006$) y estricta ($\Delta\chi^2= 50,92$; $\Delta g/ = 17$; $p= 0,01$; $\Delta CFI= 0,010$), pero no se mantiene la invarianza al restringir los interceptos ($\Delta\chi^2= 133,57$; $\Delta g/ = 17$; $p= 0,01$; $\Delta CFI= 0,027$).

Validez mediante el contraste de muestra clínica y general

Siguiendo la metodología utilizada por Harrington (2006) se compararon las puntuaciones de la muestra general y clínica esperando observar mayores niveles de intolerancia a la frustración en esta última. De los 799 participantes, 136 se encontraban haciendo tratamiento psicológico o psiquiátrico. Al comparar la muestra de participantes que se encontraban bajo tratamiento con el resto de la muestra se observaron puntuaciones significativamente más elevadas en los niveles de Intolerancia emocional en el grupo clínico ($t= 2,83$; $g/ = 777$; $p < 0,01$; $d= 0,28$). No se apreciaron diferencias en las restantes subescalas.

Discusión

En los últimos años la IF ha emergido como una variable con relevancia clínica por su naturaleza transdiagnóstica (McHugh *et al.*, 2011; McHugh *et al.*, 2014). En efecto, se encuentra asociada a una amplia variedad de trastornos psicopatológicos que lleva a reconocer a la IF como un tema central de tratamiento para los diferentes modelos cognitivo comportamentales (Barlow, Allen y Choate, 2004; Ellis, 1995; Linehan 1993).

Debido a la importancia de este constructo se han desarrollado diferentes medidas de auto-informe con el fin de examinar la IF de manera válida y confiable. Entre los instrumentos más utilizados se encuentran la "Escala de tolerancia ante el malestar" (*Distress Tolerance Scale*, DTS; Simons y Gaher 2005) y la "Escala de intolerancia ante el malestar" (*Discomfort Intolerance Scale*, DIS; Schmidt, Richey y Fitzpatrick, 2006). Las mismas incluyen pocos ítems (15 y 7, respectivamente) y han demostrado sólidas propiedades psicométricas (McHugh *et al.*, 2011). Sin embargo, dichos instrumentos tienden a considerar solamente la respuesta de frustración. En contraposición, desde la TREC se señala la importancia de evaluar una gama de creencias asociadas a la IF, las cuales explicarían la aparición e intensidad de la respuesta de frustración (Neenan y Dryden, 1999; Ozer *et al.*, 2012). Esta idea va en concordancia con una larga tradición de estudios de laboratorio (Cuenya *et al.*, 2014; Cuenya y Torres, 2012; Justel *et al.*, 2014; Pellegrini *et al.*, 2004; Ruetti *et al.*, 2010), que concuerdan en señalar que la variación en la respuesta de frustración depende en gran parte del tamaño de discrepancia entre lo que se espera recibir y lo que realmente se obtiene.

Con este fin Harrington (2005a) desarrolló la EIF, la cual permite examinar cuatro tipos de creencias (Intolerancia emocional, Derecho, Intolerancia a la incomodidad y Logro), que tendrían un papel clave en la comprensión de la IF. Este instrumento ha demostrado ser de amplia utilidad. Por ejemplo, ha permitido

predecir de depresión, ansiedad y hostilidad en universitarios (Jibeen, 2013; Stanković y Vukosavljević-Gvozden, 2011) y en población clínica (Harrington, 2006). Asimismo, ha demostrado ser una medida útil para predecir procrastinación (Harrington, 2006), rendimiento académico (Wilde, 2012), ansia por el consumo de drogas (McHugh *et al.*, 2011), trastorno de ansiedad generalizada (MacDonald, Pawluk, Koerner y Goodwill, 2015) y adicción a internet (Chih-Hung Ko *et al.*, 2008).

En el presente trabajo se examinaron por primera vez las propiedades psicométricas de una versión en castellano de la EIF con la particularidad que se administró a una amplia muestra de una población heterogénea, lo que permitió evaluar las relaciones entre edades, educación y sujetos que concurrían o no a tratamiento psicológico o psiquiátrico. Asimismo, cabe destacar que en este estudio se contó con una muestra de gran tamaño, mientras que en las validaciones anteriores los tamaños muestrales estaban por debajo de los niveles recomendados por la literatura. En términos generales puede concluirse que los resultados psicométricos fueron aceptables, aunque se identificaron algunas limitaciones a contemplar antes de su utilización a nivel profesional.

La evaluación independiente de jueces expertos sugiere que la versión en español de la EIF es equivalente en términos conceptuales, semánticos y funcionales con la versión original. Asimismo, los AFC corroboraron la estructura de cuatro factores. Sin embargo, 11 de los ítems originales tuvieron que ser eliminados para alcanzar un ajuste satisfactorio. Cabe señalar que en las adaptaciones previas de la EIF ocurrió algo semejante. De hecho, en la adaptación turca fue necesario eliminar ítems y parcializarlos para alcanzar un ajuste adecuado (Ozer *et al.*, 2012) y en las versiones Francesa y Serbia el modelo directamente no ajustó (Chamayou *et al.*, 2015; Stanković y Vukosavljević-Gvozden, 2011). El hecho de que en las sucesivas adaptaciones de la EIF deban eliminarse ítems para alcanzar un adecuado ajuste sugiere que no todos los ítems de la escala original reflejan conceptualmente las dimensiones de la IF. En la presente adaptación se optó por remover dichos ítems y trabajar con aquellos que presenten saturaciones factoriales sólidas, a los fines de evaluar con mayor precisión el modelo propuesto con Harrington (2005b).

Los resultados obtenidos mediante el AFC sugieren la plausibilidad del modelo 3 y 4. Ambos modelos proponen la existencia de cuatro factores que agruparían las creencias asociadas a la IF. La *Intolerancia a la incomodidad* se refiere a la creencia de que la vida debería ser fácil y libre de problemas, por lo cual, personas con altas puntuaciones en este factor tenderían a evitar actividades que involucren incomodidad, dificultad o esfuerzo. Prueba de ello es que esta dimensión es la que mejor predice la procrastinación (Ozer *et al.*, 2012). La dimensión de *Intolerancia emocional* representa creencias irracionales sobre la controlabilidad y la necesidad de control de estados emocionales displacenteros. Este tipo de creencias contribuiría a generar reacciones emocionales secundarias, generando mayores dificultades para la regulación emocional (Harrington, 2006, McHugh *et al.*, 2014). El factor de *Derechos* se vincula a creencias referidas a que las demás personas deberían complacernos y no interferir con los propios deseos. Quizás por ello altas puntuaciones en esta dimensión se asocien a mayores niveles

de ira u enojo (Harrington, 2006). Finalmente, la dimensión de *Logro* involucra creencias sobre los sentimientos de frustración relacionados con el incumplimiento de una tarea. Esta dimensión se encuentra asociada al perfeccionismo y también a los niveles de autoestima cuando la persona posee una autoestima contingente (es decir, centrada en la consecución de sus objetivos, Harrington, 2006).

Aunque los modelos 3 y 4 concuerdan respecto a la existencia de los cuatro factores mencionados, la diferencia radica en que el modelo 3 señala que se trata de cuatro factores diferentes pero relacionados, mientras que el modelo 4 se basa en un modelo jerárquico donde los cuatro factores derivan de un factor general. Tanto los índices de ajuste del AFC, como los fundamentos teóricos del modelo de Harrington (Harrington (2005b) llevarían a inclinarse por el modelo 3. Es decir, que las creencias asociadas a la IF se explicarían mejor sobre la base de cuatro dimensiones relacionadas y no sobre la base de un factor general de orden superior. Esta conclusión va en consonancia con investigaciones previas, donde se ha observado que cada dimensión se encuentra asociada a distintas variables y emociones (Bernstein, Zvolensky, Vujanovic y Moos, 2009; Harrington, 2006). Por ejemplo, la autoestima correlaciona fundamentalmente con la Intolerancia a la incomodidad y con la Intolerancia emocional, siendo dimensiones propias de personalidades evasivas y con bajos niveles de valía personal (Blakey, Jacoby, Reuman y Abramowitz, 2016; McHugh *et al.*, 2014). Además, en el presente estudio se observó que los participantes que asisten a consulta psicológica o psiquiátrica son quienes presentan mayores puntuaciones de Intolerancia emocional. Esto es coherente en términos teóricos ya que es más probable que personas con dificultad para lidiar con emociones displacenteras busquen ayuda profesional.

Si bien es amplia la cantidad de estudios que proponen una medición general de la IF (Bardeen, Fergus y Orcutt, 2013; Bebane, Flowe y Maltb; 2015; McHugh *et al.*, 2011; McHugh y Otto, 2012) es importante tomar en consideración que dichos instrumentos se circunscriben a la respuesta de IF, mientras que la EIF se centra en creencias asociadas a la IF. Quizás en este aspecto radicaría la diferencia entre los modelos uni y multidimensionales. No obstante, se requiere de más investigaciones para conocer con precisión la naturaleza de este constructo.

Aunque el modelo 3 parece ser el más adecuado, presenta una limitación a nivel psicométrico ya que la consistencia interna de la escala de Logro y de Intolerancia a la incomodidad se encuentran por debajo del criterio recomendado de $\alpha = 0,70$ (Kaplan y Saccuzzo, 2006). Probablemente esta limitación sea atribuible a la baja cantidad de ítems de cada factor (3 ítems cada uno). Quizás la inclusión de nuevos ítems en estas dimensiones permita mejorar la consistencia interna, e incluso mejorar los índices de ajuste del modelo de cuatro factores. Esta sería una línea de investigación a desarrollar que permitiría una evaluación con mejores garantías psicométricas de las cuatro dimensiones de la EIF.

Otro aspecto que requiere de mayor análisis refiere a las diferencias observadas en las puntuaciones de la EIF en diferentes grupos demográficos. Si bien los estudios de invarianza corroboran que las saturaciones factoriales y varianzas de error se mantienen semejantes independientemente del sexo, edad o nivel de estudio, se observa que los interceptos no se mantienen invariantes. Estos

resultados van en consonancia con los resultados del MANOVA, donde se aprecia que las personas más jóvenes y de menor nivel educativo presentan mayores puntuaciones, denotando mayor IF. Llamativamente no se encontraron antecedentes específicos que brindaran una explicación sobre los mecanismos que dan cuenta de una relación entre la edad y los años de escolaridad sobre la IF. En una futura línea de investigación se pretende incorporar nuevas variables que permitan vislumbrar con mayor claridad las variaciones de la IF a lo largo del ciclo vital.

Referencias

- Amsel, A. (1962). Frustrative nonreward in partial reinforcement and discrimination learning: some recent history and theoretical extension. *Psychological Review*, 69, 306-328.
- Amsel, A. (1992). *Frustration theory: an analysis of dispositional learning and memory*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Arbuckle, J. L. (2012). *IBM SPSS Amos 21. User's guide*. Chicago, IL: IBM.
- Bardeen, J. R., Fergus, T. A. y Orcutt, J. K. (2013). Testing a hierarchical model of distress tolerance. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 35, 495-505.
- Barlow, D. H., Allen, L. B. y Choate, M. L. (2004). Toward a unified treatment for emotional disorders. *Behavior Therapy*, 35, 205-230.
- Barrera-Barrera, R., Navarro-García, A. y Periz-Ortiz, M. (2015). Evaluation of quality in different electronic services: a multi-group analysis. *The International Journal of Management Science and Information Technology (IJMSIT)*, 15, 5-27.
- Bentler, P. (2007). On test and indices for evaluating structural models. *Journal of Personality and Individual Differences*, 42, 825-829.
- Bernstein, A., Zvolensky, M. J., Vujanovic, A. A. y Moos, R. (2009). Integrating anxiety sensitivity, distress tolerance, and discomfort intolerance: a hierarchical model of affect sensitivity and tolerance. *Behavior Therapy*, 40, 291-301.
- Blakey, S. M., Jacoby, R. J., Reuman, L. y Abramowitz, J. S. (2016). The relative contributions of experiential avoidance and distress tolerance to OC symptoms. *Behavioral Cognitive Psychotherapy*, 44, 460-471.
- Brown, T. A. (2014). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Nueva York, NY: Guilford.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Chamayou, J. L., Tsenova, V., Gonthier, C., Blatier, C. y Yahyaoui, A. (2015). French validation of the Frustration Discomfort Scale. *Encephale*, 42, 325-332.
- Chih-Hung Ko, M. D., Yu-yu yen, M. D., Cheng-Fang Yen, M. D., Chung-Sheng Chen, M. D. y Shing-Yaw Wang, M. D. (2008). The association between internet addiction and belief of frustration intolerance: the gender difference. *Cyberpsychology & Behavior*, 11, 273-278.
- Coenders, G., Batista-Foguet, J. M. y Saris, W. (2005). *Temas avanzados en modelos de ecuaciones estructurales*. Madrid: La Muralla/Hespérides.
- Coffman, M. J. (2008). Translation of a Diabetes Self-Efficacy Instrument: assuring content and semantic equivalence. *The Journal of Theory Construction and Testing*, 12, 58-62.
- Cuenya, L., Kamenetzky, G. y Mustaca, A.E. (2014). Early experience and incentive relativity in adulthood. *International Journal of Comparative Psychology*, 27, 474-487.
- Cuenya, L. y Torres, C. (2012). The effect of partial reinforcement on instrumental successive negative contrast in inbred Roman high- (RHA-I) and low- (RLA-I) avoidance rats. *Physiology and Behavior*, 105, 1112-1116.

- Ellis, A. (1979). Rational-emotive psychotherapy. En W. S. Sahakian (dir.), *Psychopathology today* (2ª ed.), (pp. 439-448). Itasca, IL: Peacock.
- Ellis, A. (1980). Discomfort anxiety: a new cognitive behavioral construct. Part II. *Rational Living*, 15, 25-30.
- Ellis, A. (1995). *Better, deeper, and more enduring brief therapy: The rational emotive behavior therapy approach*. Nueva York, NY: Brunner/Mazel.
- Ellis, A. y Dryden, W. (1987). *The practice of rational emotive therapy (RET)*. Nueva York, NY: Springer.
- Ellis, A. y Eliot, A. (2005). *Terapia racional emotiva*. México, DF: Pax.
- Ellis, A., Michael E. y Bernard, M. E. (2006). *Rational emotive behavioral approaches to childhood disorders. Theory, practice and research*. Nueva York, NY: Springer.
- Flaherty, C. F. (1996). *Incentive relativity*. Cambridge: Cambridge University Press.
- George, D. y Mallery, M. (2010). *Using SPSS for Windows step by step: a simple guide and reference*. Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Gongora, V. y Casullo, M. M. (2009). Validación de la Escala de autoestima de Rosenberg en población general y en población clínica de la ciudad de Buenos Aires. *Revista Iberoamericana de Evaluación Psicológica*, 27, 179-194.
- Harrington, N. (2005a). The Frustration Discomfort Scale: development and psychometric properties. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 12, 374-387.
- Harrington, N. (2005b). Dimensions of frustration intolerance and their relationship to self-control problems. *Journal of Rational-Emotive and Cognitive-Behavior Therapy*, 23, 1-20.
- Harrington, N. (2006). Frustration intolerance beliefs: their relationship with depression, anxiety, and anger, in a clinical population. *Cognitive Therapy and Research*, 30, 699-709.
- Herdman, H., Fox Rushby, J. y Badia, X. (1997). Equivalence and the translation and adaptation of health-related quality of life questionnaires. *Quality of Life Research*, 6, 237-247.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Iacobucci, D. (2010). Structural equations modeling: fit indices, sample size, and advanced topics. *Journal of Consumer Psychology*, 20, 90-98.
- IBM Corp. (2011). *IBM SPSS Statistics for Windows, Version 20.0* [programa de ordenador]. Armonk, NY: IBM Corp.
- Jibeen, T. (2013). Frustration intolerance beliefs as predictors of emotional problems in university undergraduates. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 31, 16-26.
- Justel, N., Pautassi, R. y Mustaca, A. (2014). Proactive interference of open field on consummatory successive negative contrast. *Learning y Behavior*, 42, 58-68.
- Kamenetzky, G. V., Cuenya, L., Elgier, A. M., López Seal, F., Fosachea, S., Martin, L. y Mustaca, A. E. (2009). Respuestas de frustración en humanos. *Terapia Psicológica*, 27, 191-201.
- Kaplan, M. R. y Saccuzzo, P. D. (2006). *Pruebas psicológicas, principios, aplicaciones y pruebas*. México, DF: Thompson.
- Linehan, M. M. (1993). *Cognitive behavioral treatment of borderline personality disorder*. Nueva York, NY: Guilford.
- MacDonald, E. M., Pawluk, E. J., Koerner, N. y Goodwill, A. M. (2015). An examination of distress intolerance in undergraduate students high in symptoms of generalized anxiety disorder. *Cognitive Behaviour Therapy*, 44, 74-84.

- McHugh, R. K., Daughters, S. B., Lejuez, C. W., Murray, H. W., Hearon, B. A., Gorka, S. M. y Otto, M. W. (2011). Shared variance among self-report and behavioral measures of distress intolerance. *Cognitive Therapy and Research, 35*, 266-275.
- McHugh, R. K., Hearon, B. A., Halperin, D. M. y Otto, M. W. (2011). A novel method for assessing distress intolerance: adaptation of a measure of willingness to pay. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry, 42*, 440-446.
- McHugh, R.K y Otto, M.W. (2011). Domain-general and domain-specific strategies for the assessment of distress intolerance. *Psychology of Addictive Behaviors, 25*, 745-749.
- McHugh, R. K. y Otto, M. W. (2012). Refining the measurement of distress intolerance. *Behavior Therapy, 43*, 641-651.
- Medrano, L. A. y Muñoz-Navarro, R. (2017). Aproximación conceptual y práctica a los Modelos de Ecuaciones Estructurales. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria, 11*, 219-239.
- Mimura, C. y Griffiths, P. (2008). A Japanese version of the Perceived Stress Scale: cross-cultural translation and equivalence assessment. *BMC Psychiatry, 8*, 85.
- Mustaca, A. (2013). "Siento un dolor en el alma": ¿metáfora o realidad? *Revista Argentina de Ciencias del comportamiento, 5*, 47-60.
- Neenan, M. y Dryden, W. (1999). *Rational emotive behavior therapy: advances in theory and practice*. Londres: Whurr.
- Ozer, B., Demir, A. y Harrington, N. (2012). Psychometric Properties of Discomfort scale frustration in a Turkish sample. *Psychological Reports: Measures y Statistics, 111*, 117-128.
- Pellegrini, S., Muzio, R., Mustaca, A. y Papini, M. (2004). Successive negative contrast after partial reinforcement in the consummatory behavior in rats. *Learning and Motivation, 35*, 303-321.
- Penfield, R. D. y Giacobbi, P. R., Jr. (2004) Applying a score confidence interval to Aiken's item content-relevance index. *Measurement in Physical Education and Exercise Science, 8*, 213-225.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Ruetti, E., González Jatuff, A., Justel, N., Torrecilla, M. y Mustaca, A. E. (2010). Estrés neonatal y frustración. *Revista Latinoamericana de Psicología, 42*, 279-288.
- Schmidt, N. B., Richey, J. A. y Fitzpatrick, K. K. (2006). Discomfort intolerance: development of a construct and measure relevant to panic disorder. *Journal of Anxiety Disorder, 20*, 263-280.
- Simons, J. S. y Gaher, R. M. (2005). The Distress Tolerance Scale: development and validation of a self-report measure. *Motivation and Emotion, 29*, 83-102.
- Soto, C. M. y Segovia, J. L. (2009). Intervalos de confianza asimétricos para el índice la validez de contenido: Un programa Visual Basic para la V de Aiken. *Anales de Psicología, 25*, 169-171.
- Stankovic, T. y Vukosavljevic-Gvozden, G. (2011). The relationship of a measure of frustration intolerance with emotional dysfunction in a student sample. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy, 29*, 17-34.
- Tinklepaugh, O. U. (1928). An experimental study of representative factors in monkeys. *Comparative Psychology, 8*, 197-136.
- Wilde, J. (2012). The relationship between frustration intolerance and academic achievement in college. *International Journal of Higher Education, 1*, 1-8.

RECIBIDO: 23 de febrero de 2017

ACEPTADO: 23 de octubre de 2017