

■ Adaptación y validación de la Escala de Tolerancia a la Frustración (ETF) en niños peruanos

José Ventura-León, Tomás Caycho-Rodríguez, Dina Vargas-Tenazoa, & Gianella Flores-Pino
Universidad Privada del Norte, Perú

Resumen

En Perú la tasa de acoso escolar es elevada. Entre los factores psicológicos implicados en la agresividad infantil está el nivel de frustración del niño. Sin embargo, son escasos los instrumentos disponibles para evaluar la frustración en niños peruanos. El propósito del presente artículo fue adaptar y validar la Escala de Tolerancia a la Frustración (ETF) para su uso en población infantil peruana. Se contó con la participación 796 niños entre 8 y 12 años ($M = 9.79$; $DE = 1.25$; 49.70% eran niñas), de cinco instituciones educativas privadas y públicas de Lima Metropolitana y Callao, en Perú. Se aplicó análisis factorial exploratorio (AFE) ($n = 160$), análisis factorial confirmatorio (AFC) ($n = 636$), análisis de fiabilidad e invarianza factorial para comprobar la equivalencia por género. El AFE reveló la unidimensionalidad de la escala, que explica el 48.68% de la varianza del modelo. Todas las cargas factoriales fueron superiores a .50. El análisis factorial confirmatorio corroboró esta estructura. El ajuste del modelo fue excelente ($CFI > .95$; $SRMR < .08$; $RMSEA < .06$). El coeficiente de consistencia interna fue adecuado ($\omega = .80$). La invarianza factorial indicó que la estructura unidimensional es estable para chicos y chicas. Se concluye que la versión peruana de la ETF cuenta con evidencias preliminares para ser considerada una medida precisa, válida e invariante para evaluar tolerancia a la frustración en niños y niñas peruanos.

Palabras clave: tolerancia; frustración; validación; invarianza factorial; niños.

Abstract

Adaptation and validation of the Frustration Tolerance Scale (ETF) in Peruvian children. The rate of bullying is high in Peru. Level of child frustration is one of the psychological factors involved in child aggression. However, there are few instruments available to assess frustration in Peruvian children. The purpose of this article was to adapt and validate the Frustration Tolerance Scale (FTS) for its use in the Peruvian child population. There were 796 children between 8 and 12 years old ($M = 9.79$, $SD = 1.25$, 49.70% were girls), from five private and public educational institutions in Metropolitan Lima and Callao, in Peru. Exploratory factor analysis (AFE) ($n = 160$), confirmatory factor analysis (CFA) ($n = 636$), reliability analysis and factorial invariance were used to verify the equivalence by gender. The AFE revealed the unidimensionality of the scale, which explained 48.68% of the variance of the model. All factor loadings were greater than .50. The confirmatory factor analysis corroborated this structure. The fit of the model was excellent ($CFI > .95$, $SRMR < .08$, $RMSEA < .06$). The omega coefficient was adequate ($\omega = .80$). The factorial invariance indicated that the one-dimensional structure is stable for boys and girls. It is concluded that the Peruvian version of the ETF has evidence to be considered an accurate, valid and invariant measure to assess tolerance to frustration in boys and girls.

Keywords: tolerance; frustration; validation; factorial invariance; children.

De acuerdo con cifras del Ministerio de Educación de Perú existen 16.773 casos de violencia escolar, de los que 9238 son agresión física y 6.113 ocurren en la educación primaria (Ministerio de Educación [MINEDU], 2017). Desde una perspectiva psicológica, el elevado número de casos de agresión estaría altamente vinculado con elevados niveles de frustración (Barker, Dembo, & Lewin, 1941; Dollard, Miller, Doob, Mowrer, & Sears, 1939; Sen & Mukherjee, 2014). Los modelos teóricos contemporáneos sobre la agresión (Berkowitz, 2012) señalan que la frustración, junto con otras expresiones de afecto negativo como la depresión e irritabilidad, son consideradas precipitantes de la ira y la agresión (Rodríguez, Russa, & Kircher, 2015; Sen & Mukherjee, 2014).

La frustración es considerada un estado negativo originado por el bloqueo o no satisfacción de una meta (Coon, 2001; Ríos et al., 2015). Mientras más intensa sea la motivación por lograr la meta, mayor será la frustración que se experimente si no se logra (Bisqueira, 2008). Por otro lado, la tolerancia indica la capacidad de resistir o soportar algo (Real Academia Española [RAE], 2014). En consecuencia, la tolerancia a la frustración es la capacidad para resistirse a eventos difíciles, adversos, estresantes, en la que el individuo demora su respuesta o impulso, y continúa a pesar de dichas contrariedades (Dryden & Matweychuk, 2009; Oliva et al., 2011) y donde la falta de tolerancia a la frustración es considerada un elemento importante

en el desarrollo de numerosos problemas emocionales (Ellis, 2000, 2006; Mustaca, 2015).

En la infancia, la frustración es considerada un problema común; sin embargo, algunos niños pueden presentar menores niveles de tolerancia a la frustración que otros (Perlman, Luna, Hein, & Huppert, 2014). Pese a ello, existe poca bibliografía al respecto de la tolerancia a la frustración en la etapa infantil, pues su abordaje ha girado en torno a estrategias de autocontrol, exclusión social y estrés (Kamenetzky et al., 2009). En este sentido, un punto importante para la comprensión de la tolerancia a la frustración se basa en su relación con la regulación emocional (Perlman et al., 2014). Diferentes estudios muestran una relación entre la baja tolerancia a la frustración, la pobre regulación emocional y los problemas psicopatológicos en la infancia y adolescencia (Blair, Denham, Kochanoff, & Whipple, 2004; Calkins, Dedmon, Gill, Lomax, & Johnson, 2002; Denham et al., 2011; Knaus, 2006). Asimismo, otras investigaciones señalan la importancia del estudio de la tolerancia a la frustración en la salud mental en la infancia, debido a su relación con diferentes variables como la depresión y ansiedad (Ijaz & Mahmood, 2009; Jibeen, 2013), problemas de conducta, competencia social, desarrollo moral (Zhou, Main, & Wang, 2010), satisfacción con uno mismo (Russián & Rodríguez, 2008), el éxito académico (Wilde, 2012) y el establecimiento de relaciones entre compañeros (Denham et al., 2011).

Existen instrumentos para la medida de la tolerancia a la frustración, como el Test Informatizado para la Evaluación de la Tolerancia a la Frustración (Moreno, Hernández, García, & Santecreu, 2000). El sujeto resuelve tareas perceptivas administradas por computadora, debiendo ordenar figuras que aparecen en la pantalla y perseverar a pesar de los sucesivos fracasos al intentar resolver las tareas. No obstante, son escasas las pruebas psicométricas para medir la tolerancia a la frustración en la población infantil. Uno de los instrumentos es el Escala de Tolerancia a la Frustración (ETF) de Oliva et al. (2011), que es una subescala del inventario de Coeficiente Emocional de BarOn (Bar-On & Parker, 2000), validada en una población de adolescentes españoles entre 12 a 17 años.

En contexto de Perú es necesario contar con un instrumento válido y fiable para evaluar la tolerancia a la frustración en la etapa infantil (Corral de Franco, 2009; Fernández, Pérez, Alderete, Richaud, & Fernández, 2010). Por lo que el objetivo de este estudio fue adaptar y validar la Escala de Tolerancia a la Frustración (ETF) de Oliva et al. (2011) en una muestra de niños peruanos. Se analizan la estructura factorial, evidencias de validez, fiabilidad e invarianza factorial por género. A nivel teórico, el estudio permitirá identificar la estructura factorial de la escala en población infantil y ver si existen diferencias con respecto a la estructura encontrada en estudios con población adolescente. A nivel práctico, la validación del ETF permitirá utilizarla en estudios correlacionales, predictivos, epidemiológicos y de intervención en niños acerca de la tolerancia a la frustración en el Perú, así como en el ámbito de la prevención y abordaje del acoso escolar.

Método

Participantes

Se contó con la participación de 796 niños, 400 chicas y 396 chicos, pertenecientes a cinco instituciones educativas privadas y públicas de nivel socioeconómico medio, con edades comprendidas entre los 8 y 12 años ($M = 9.79$; $DE = 1.26$). El muestreo fue no probabilístico de tipo intencional (Tabla 1). La muestra dividió la muestra en dos: una para

el análisis factorial exploratorio (AFE) ($n = 160$) y otra para el análisis factorial confirmatorio (AFC) y la invarianza factorial ($n = 636$).

Tabla 1. Características sociodemográficas de la muestra total y submuestras

Variables	Total ($n = 796$)		Total ($n = 160$)		Total ($n = 636$)	
	N	%	N	%	N	%
Sexo						
Mujer	400	50.3	87	54.4	313	49.2
Varón	396	49.7	73	45.6	323	50.8
Edades						
8	139	17.5	34	21.3	105	16.5
9	235	29.5	44	27.5	191	30
10	156	19.6	28	17.5	128	20.1
11	187	23.5	40	25	147	23.1
12	79	9.9	14	8.8	65	10.2
Instituciones educativas						
1	183	23	37	23.1	146	23
2	230	28.9	38	23.8	192	30.2
3	59	7.4	10	6.3	49	7.7
4	115	14.4	28	17.5	87	13.7
5	209	26.3	47	29.4	162	25.5
Grado escolar						
3	250	31.4	60	37.5	190	29.9
4	235	29.5	38	23.8	197	31
5	94	11.8	17	10.6	77	12.1
6	217	27.3	45	28.1	172	27

AFE = Análisis Factorial Exploratorio; AFC = Análisis Factorial Confirmatorio.

Instrumentos

Se utilizó la *Escala de Tolerancia a la Frustración* (ETF), versión española de Oliva et al. (2011), que es derivada de la subescala del inventario de Coeficiente Emocional de BarOn (Bar-On & Parker, 2000). La ETF fue validada con una población de 2339 adolescentes entre 12 a 17 años y está conformada por ocho ítems, con alternativas de respuesta tipo Likert del 1 al 5 con las opciones: *Nunca*, *Pocas veces*, *A veces*, *Muchas veces*, *Siempre* (Apéndice 1). La validez fue realizada mediante el AFE, las medidas de adecuación de la muestra fueron óptimas ($KMO = .83$, $Bartlett p < .01$). Se utilizó la regla de Kaiser para determinar el número de factores, indicando que es un solo factor el que subyace a los ítems. El porcentaje de varianza que explicó el factor fue 39.5%. La fiabilidad de calculó con alfa de Cronbach y fue adecuada ($\alpha = .77$) (Bar-On & Parker, 2000).

Procedimiento

En un inicio y como parte de la adaptación cultural de la escala se efectuó una entrevista semi-estructurada con una muestra de diez niños con el propósito de verificar la comprensión de los ítems, porque aunque se utilice los mismos términos del idioma español, la interpretación de los ítems pueden ser distinto por aspectos culturales (Chahín-Pinzón & Briñez, 2011). A partir de esos resultados se modificaron el ítem 1 de "*Me resulta difícil controlar mi ira*" por "*Me resulta difícil controlar mi enojo*" y el ítem 4 "*Tengo mal genio*" por "*Tengo mal carácter*". De esta forma, se previno la ocurrencia de sesgo en el ítem a causa de un aspecto lingüístico (Van de Vijver & Hambleton, 1996).

La versión final de la escala fue administrada de manera colectiva en cinco instituciones educativas de Lima y Callao de zona urbana en

el horario y fecha acordada, de la modalidad presencial. Los investigadores coordinaron con las autoridades de las instituciones educativas para administrar las pruebas como parte de las evaluaciones psicológicas del departamento de psicología, de esa forma fue la institución que solicitó la autorización a los padres de los niños mediante un consentimiento informado aceptando en la totalidad de los casos. Con el fin de procurar la estandarización en el proceso de administración, se leyeron las instrucciones por igual en cada una de las instituciones educativas y fue necesaria la presencia de dos o tres evaluadores por aula para responder dudas e inquietudes y monitorear el proceso de administración.

Análisis de datos

El análisis de datos se realizó con el programa estadístico R versión 3.1.2 (R Development Core Team, 2007) de acceso libre. El análisis se efectuó en cuatro etapas: Primero, se examinó los estadísticos descriptivos de los ítems: media aritmética, desviación estándar, asimetría y curtosis (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 2005). En segundo lugar, se efectuó el AFE, técnica estadística que tiene como fin reducir datos en base a la correlación entre sus elementos (Reise, Waller, & Comrey, 2000). Con el fin de observar si los datos son factorializables se examinó las medidas de adecuación de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), cuyo valor próximo a uno sugieren la presencia de un factor latente (Kaiser, 1974), y el test de esfericidad de Barlett, cuya significancia estadística rechaza la hipótesis nula que los datos provienen de una matriz de identidad (Hair et al., 2005). El método de extracción fue mínimos cuadrados no ponderados (Costello & Osborne, 2005). La pertenencia de un ítem se considera con una carga superior a .30 (Kline, 2014; Nunnally, 1978). Para la determinación del número de factores se utilizó el Análisis Paralelo (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011).

En tercer lugar, se efectuó el AFC, comprobándose el supuesto de normalidad multivariada mediante el coeficiente de Mardia (1970) y el punto de corte inferior a 70 (Rodríguez & Ruiz, 2008) y se utilizó el estimador WLSMV por ser la mejor opción para datos ordinales (Brown, 2006). Asimismo, se siguió las recomendaciones de Mueller y Hancock (2008) acerca de los índices de bondad de ajuste del modelo reportando: Chi-cuadrado [χ^2], el coeficiente de Chi-cuadrado entre los grados de libertad [χ^2/gl]; el Error Cuadrático Medio de Aproximación [RMSEA], la raíz residual estandarizada cuadrática media [SRMR], el índice de ajuste incremental [CFI], se considera un buen ajuste del modelo cuando: $\chi^2/gl < 2$; CFI $> .95$ y RMSEA y SRMR $< .08$, brindan mayor evidencia de un buen ajuste entre el modelo hipotético y los datos empíricos (Browne & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1999; Tabachnick & Fidell, 2007).

En cuarto lugar, se analizó la invarianza de medida de acuerdo a lo postulado por Byrne (2008): Invarianza configural, que consiste en un modelo sin restricciones; luego se examinó la invarianza en dos niveles: métrica (cargas factoriales), fuerte (Cargas factoriales e interceptos) (Barrera-Barrera, Navarro-García & Peris-Ortiz, 2015). En vista, a que se consiguió una invarianza fuerte, se procedió a comparar las medias latentes (Dimitrov, 2010), calculándose la media, desviación estándar y tamaño del efecto mediante la *d* Cohen (Cohen, 1992). Finalmente, se estimó la fiabilidad de la escala a través del coeficiente omega (ω) (McDonald, 1999; Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017) con sus respectivos intervalos de confianza (Ventura-León, 2017a).

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

En la Tabla 2 se presentan los estadísticos descriptivos de los ítems: la media aritmética, desviación estándar, asimetría y curtosis. Se observa que el ítem 2 presenta la media más alta ($M = 2.46$; $DE = 1.25$) y el ítem 3 ($M = 1.55$; $DE = .94$) la menor media y variabilidad. Respecto a la asimetría y curtosis existen valores próximos o superiores a ± 1.5 (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Pérez & Medrano, 2010).

Tabla 2. Análisis preliminar de los ítems de la Escala de Tolerancia a la Frustración

Ítems	M	DE	g^1	g^2
1. Me resulta difícil controlar mi enojo.	2.35	1.42	.60	-.98
2. Algunas cosas me enfadan mucho.	2.46	1.25	.62	-.59
3. Me peleo con la gente.	1.55	.94	1.73	2.21
4. Tengo mal carácter.	1.76	1.12	1.47	1.32
5. Me enfado con facilidad.	1.90	1.16	1.10	.14
6. Cuando me enfado con alguien lo hago durante mucho tiempo.	1.79	1.08	1.36	1.10
7. Me resulta difícil esperar mi turno.	2.20	1.34	.87	-.46
8. Cuando me enfado, actúo sin pensar.	2.10	1.33	1.02	-.16

$M =$ Media; $DE =$ Desviación Estándar; $g^1 =$ Asimetría; $g^2 =$ Curtosis.

Análisis factorial exploratorio

Previo al AFE, se revisó las medidas de adecuación muestral como el coeficiente KMO que fue .84; Bartlett = 321, $p < .001$. En consecuencia, se realizó el AFE mediante el método de extracción de mínimos cuadrados no ponderados (Costello & Osborne, 2005). La determinación del número de factores se realizó mediante el análisis paralelo (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) que sugirió que detrás de los ocho ítems subyace un solo factor. Este solo factor explica el 48.68% de la varianza del constructo. Respecto a las cargas factoriales fueron superiores .30 (Kline, 2014). Adicionalmente, la fiabilidad es considerada buena ($\omega = .80$) con intervalos de confianza al 95% ($IC = [.75, .85]$).

Tabla 3. Análisis exploratorio de la Escala de Tolerancia a la Frustración ($n = 160$)

Ítems	F1	h^2
1. Me resulta difícil controlar mi enojo.	.656	.43
2. Algunas cosas me enfadan mucho.	.61	.37
3. Me peleo con la gente.	.67	.44
4. Tengo mal carácter.	.64	.41
5. Me enfado con facilidad.	.77	.60
6. Cuando me enfado con alguien lo hago durante mucho tiempo.	.59	.34
7. Me resulta difícil esperar mi turno.	.60	.36
8. Cuando me enfado, actúo sin pensar.	.61	.37
Carga/ h^2 media	.64	.42
Autovalor	3.89	
% de varianza	48.68%	
ω	.80	
$IC\omega$.75, .85	

$F1 =$ Tolerancia a la frustración; $h^2 =$ Comunalidad antes de rotación; $IC\omega =$ Intervalos de Confianza al 95% del Coeficiente Omega.

Análisis factorial confirmatorio

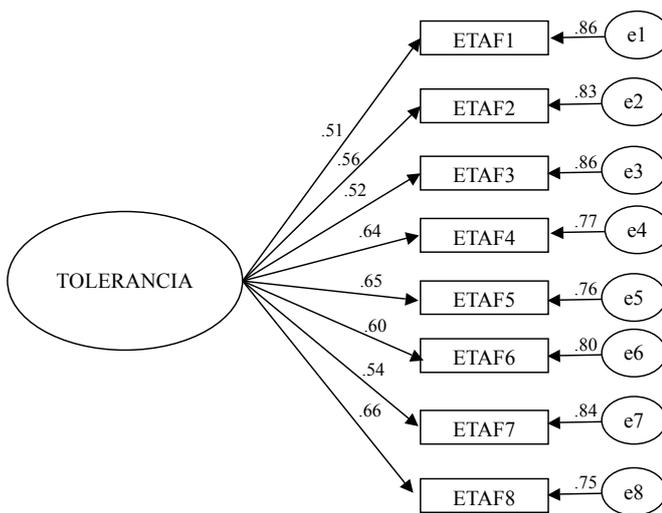
Para la confirmación de los resultados del AFE se realizó el AFC con una estructura unidimensional con los ocho ítems de la escala (Modelo 1). Asimismo, se calculó el coeficiente de Mardia (1970) que indicó con valor de 32.85, cumpliendo el supuesto de normalidad multivariada al ser < 70 (Rodríguez & Ruiz, 2008), no siendo necesario atenuar los datos. En la Tabla 4 se presenta el Modelo 1 que reportó excelentes valores de bondad de ajuste (χ^2 (20) = 59.33; χ^2/gl = 2.96; CFI = .97; RMSEA = .05 [.04, .07]; SRMR = .03).

Tabla 4. Índices de bondad de ajuste estadístico de la Escala de Tolerancia a la Frustración (n = 636)

	χ^2 (gl)*	χ^2/gl	SRMR	CFI	RMSEA (IC 90%)
Modelo 1	59.33 (20)	2.96	.03	.97	.05 (.04, .07)

χ^2 = Chi cuadrado; gl = Grados de libertad; SRMR = raíz residual estandarizada cuadrática media; RMSEA = Error Cuadrático Medio de Aproximación; CFI = índice de ajuste comparativo; IC = Intervalos de confianza.

Figura 1. Estructura factorial de la escala de tolerancia a la frustración



Fiabilidad

La fiabilidad calculada por medio del coeficiente omega fue buena (ω = .80; IC = .77, .82). Asimismo, las cargas factoriales oscilaron entre .51 a .66, que pueden ser consideradas fuertes (Costello & Osborne, 2005).

Invarianza factorial de acuerdo con el género

La Tabla 5 presenta los resultados del análisis de la invarianza configuracional (M1), invarianza métrica (M2), invarianza fuerte (M3), e invarianza estricta (M4). Los resultados indicaron que el modelo M1 y el modelo M2 son equivalentes (Cheung & Rensvold, 2002). El modelo M3 presentó adecuados índices de ajuste, observándose que la diferencia entre M3 y M2 no excede el criterio requerido (ΔCFI < .01) (Cheung & Rensvold, 2002), lo que es evidencia de invarianza fuerte. Finalmente, la diferencia entre M4 y M2 es mínima estando en el rango esperado (ΔCFI < .01) (Cheung & Rensvold, 2002).

Comprobada la invarianza fuerte, se comparó las medias latentes (Dimitrov, 2010). Los resultados brindan evidencia que las mujeres (M = 2.40; DE = .72) presentaron un mayor valor que los hombres (M = 2.36; DE = .73). No obstante, la diferencia de medias no fue estadísticamente significativa y el tamaño del efecto muy bajo ($t_{(631.95)}$ = .65, p = .51, d = .05).

Discusión

En el Perú, la tolerancia a la frustración es una variable que resulta relevante debido a su relación con la agresividad (Sen & Mukherjee, 2014) y el elevado número de los casos de acoso escolar reportados en instituciones educativas (MINEDU, 2017). Por lo tanto, adaptar y validar la ETF en la población infantil peruana fue oportuno. Así, el presente artículo tuvo como objetivo analizar la evidencia de validez, fiabilidad de las puntuaciones e invarianza factorial de acuerdo con el sexo de la versión peruana del ETF (Oliva et al., 2011) en una muestra de niños peruanos. Los principales hallazgos sugieren que la ETF debe ser interpretada como una escala unidimensional, con adecuada fiabilidad de puntuaciones e invariante de acuerdo con el género.

La validación se efectuó mediante el enfoque factorial. Primero, se analizaron los datos de forma exploratoria. El análisis paralelo sugirió que una sola dimensión subyace a los ocho ítems. Estos resultados son coherentes con la versión original (Oliva et al, 2011) con adolescentes entre 12 a 17 años. Luego, en una muestra diferente se confirmó la estructura unidimensional mediante el AFC, que ostento adecuadas bondades de ajuste.

Tabla 5. Invarianza de medición de la Escala de Tolerancia a la Frustración (n = 636)

Modelo	χ^2 (gl)	$\Delta \chi^2$ (Δgl)	RMSEA (IC 90%)	p	SRMR	CFI	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Mujeres	59.79 (20)	-	.08 (.05, .10)	< .001	.04	.95	-	-
Hombres	48.53 (20)	-	.06 (.04, .09)	< .001	.04	.97	-	-
M1	108.33 (40)	-	.07 (.05, .09)	< .001	.04	.94	-	-
M2	114.67 (47)	6.34 (7)	.06 (.05, .08)	.50	.05	.94	.001	.006
M3	123.58 (54)	8.90 (7)	.06 (.04, .07)	.25	.05	.94	.002	.004
M4	131.21 (62)	7.63 (8)	.05 (.04, .07)	.47	.05	.94	.001	.004

M1 = Configuracional; M2 = Métrica; M3 = Fuerte; M4 = Estricta.

La fiabilidad de las puntuaciones fue estimada por medio del coeficiente omega (McDonald, 1999; Ventura-León & Caycho, 2017). Los hallazgos sugieren que la versión peruana cuenta con adecuados niveles de fiabilidad, siendo corroborando tanto a nivel exploratorio ($\omega = .80$; IC [.75, .85]), como confirmatorio ($\omega = .80$; IC [.77, .82]). El nivel de fiabilidad es parecido al estudio original (Oliva et al, 2011). A pesar de haberse utilizado omega y no alfa, los hallazgos son sólidos y relevan la adecuada consistencia interna de los ítems en la escala.

En base a la evidencia proporciona por el AFC, se revisó la invarianza de medida de acuerdo al género. El estudio reveló que la estructura unidimensional resulta equivalente para chicos y chicas. En ese sentido, se puede afirmar que el modelo con una sola dimensión es sólido y robusto para ambos y no presenta sesgo hacia alguno de estos grupos (Ventura-León, Barboza-Palomino, & Caycho, 2017). Además, algunas propiedades métricas se mantienen invariantes, tales como las cargas factoriales, interceptos y residuos. Estos hallazgos revelan la propiedad invariante del instrumento (Van De Schoot et al., 2015).

El estudio presenta ciertas limitaciones a tomar en cuenta, como la selección no probabilista de la población de estudio. Segundo, sólo se ha analizado una fuente de validez basada en la estructura interna (Ventura-León, 2017b). Finalmente, la confiabilidad fue estimada solamente mediante el método de consistencia interna. La ausencia de estudios similares a éste en el Perú y Latinoamérica no permitió la comparación de los resultados con otros trabajos con población infantil latina.

A pesar de las limitaciones, se concluye que la ETF cuenta con evidencia de validez basada en la estructura interna y fiabilidad de las puntuaciones en niños escolarizados de Lima Metropolitana. Los hallazgos de este estudio tienen implicaciones prácticas. Primero, contar con una escala de tolerancia a la frustración adaptada a la población infantil peruana permitirá realizar investigaciones comparativas, relacionales y epidemiológicas. En los ámbitos escolar y clínico, profesores, educadores y psicólogos, pueden beneficiarse de esta escala con fines de prevención e intervención del acoso escolar. Por último, las implicaciones teóricas radican en el incremento de estudios sobre la tolerancia a la frustración y la creación de modelos explicativos que permitan una mejor comprensión de este fenómeno.

Conflicto de intereses

Los autores de este trabajo declaran que no existe conflicto de intereses.

Financiación

José Ventura-León, Mg. ha recibido apoyo financiero del área de investigación de la Universidad Privada del Norte para la elaboración de este estudio con código 20174001.

Artículo recibido: 11/09/2017

Aceptado: 10/03/2018

Referencias

- Barker, R. G., Dembo, T., & Lewin, K. (1941). *Frustration and regression: An experiment with young children*. Iowa: University of Iowa Studies in Child Welfare.
- Bar-On, R., & Parker, J. D. A. (2000). *The BarOn Emotional Quotient Inventory: Youth Version (EQ-i:YV)*: Technical manual. Toronto, Canada: Multi-Health Systems.
- Barrera-Barrera, R., Navarro-García, A., & Peris-Ortiz, M. (2015). El papel de la invarianza factorial en la validación del constructo calidad de servicio electrónico. *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, 24(1), 13-24. doi:10.1016/j.redde.2014.07.001
- Berkowitz, L. (2012). A cognitive-neoassociation theory of aggression. In P. A. M. Van Lange, A. W. Kruglanski, & E. T. Higgins (Eds.), *Handbook of theories of social psychology* (pp. 99-117). Thousand Oaks: Sage.
- Bisquerra, R. (2008). *Educación emocional y bienestar*. (6ª Ed.). España: Wolters Kluwer.
- Blair, K. A., Denham, S. A., Kochanoff, A., & Whipple, B. (2004). Playing it cool: Temperament, emotion regulation, and social behavior in preschoolers. *Journal of School Psychology*, 42, 419-443. doi:10.1016/j.jsp.2004.10.002
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guildford.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen y J. S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp. 136-162). Thousand Oaks: Sage.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882. Recuperado de <http://www.redalyc.org/html/727/72720455/>
- Calkins, S. D., Dedmon, S. E., Gill, K. L., Lomax, L. E., & Johnson, L. M. (2002). Frustration in Infancy: Implications for Emotion Regulation, Physiological Processes, and Temperament. *Infancy*, 3, 175-197. doi:10.1207/S15327078IN0302_4
- Chahín-Pinzón, N., & Briñez, B. (2011). Frecuencia en la práctica de actividad física en la adolescencia y su relación con los niveles de agresividad, impulsividad, y el uso de la Internet y los videojuegos. *Psicología: Avances en la Disciplina*, 5(1), 9-23. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=297224114002>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, 9(2), 233-255. doi:10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112, 155-159.
- Coon, D. (2001). *Introduction to psychology: Gateways to mind and behavior* (9th Ed.). Belmont: Wadsworth.
- Corral de Franco, Y. J. (2009). Validez y confiabilidad de los instrumentos de investigación para la recolección de datos. *Revista Ciencias de la Educación*, 19(33), 229-247. Recuperado de <http://www.riuc.bc.uc.edu.ve/handle/123456789/1949>
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7), 1-9. Recuperado de <http://pareonline.net/getvn.asp?v=10&n=7>
- Denham, S. A., Bassett, H. H., Way, E., Mincic, M., Zinsser, K., & Graling, K. (2011). Preschoolers' emotion knowledge: Self-regulatory foundations, and predictions of early school success. *Cognition & Emotion*, 26(4), 667-679. doi:10.1080/02699931.2011.602049
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. doi:10.1177/0748175610373459
- Dollard, J., Miller, N. E., Doob, L. W., Mowrer, O. H., & Sears, R. R. (1939). *Frustration and aggression*. New Haven: Yale University Press.
- Dryden, W., & Matweychuk, W. (2009). *Cómo superar las adicciones*. Barcelona: Editorial Hispano Europea.
- Ellis, A. (2000). *Cómo controlar la ansiedad antes de que le controle a usted*. Barcelona: Paidós

- Ellis, A. (2006). *El Camino de la tolerancia: la filosofía de la terapia racional emotivo-conductual*. Madrid: Obelisco.
- Fernández, A., Pérez, E., Alderete, A. M., Richaud, M. C., & Liporace, M. F. (2010). ¿Construir o Adaptar Tests Psicológicos? Diferentes Respuestas a una Cuestión Controvertida. *Evaluar*, 10, 60-74. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar/article/view/459/428>
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. Recuperado de <http://www.redalyc.org/html/778/77812441003/>
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (2005). *Análisis Multivariante*. Madrid: Pearson.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi:10.1080/10705519909540118
- Ijaz, T., & Mahmood, Z. (2009). Relationship between perceived parenting styles and levels of depression, anxiety, and frustration tolerance in female students. *Pakistan Journal of Psychological Research*, 24(1/2), 63. Recuperado de <http://www.pjprnip.edu.pk/pjpr/index.php/pjpr/article/view/72/59>
- Jibein, T. (2013). Frustration intolerance beliefs as predictors of emotional problems in university undergraduates. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 31, 16-26. doi:10.1007/s10942-012-0154-8
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36. doi:10.1007/BF02291575
- Kamenetzky, G. V., Cuenya, L., Elgier, A. M., López Seal, F., Fosacheca, S., Martin, L., & Mustaca, A. E. (2009). Respuestas de frustración en humanos. *Terapia Psicológica*, 27(2), 191-201. doi:10.4067/S0718-48082009000200005
- Kline, P. (2014). *An Easy Guide To Factor Analysis*. New York: Routledge.
- Knaus, W. (2006). Frustration tolerance training for children. En A. Ellis & M. E. Bernard (Ed.), *Rational emotive behavioral approaches to childhood disorders theory, practice and research* (pp. 133-155). New York: Springer.
- Mardia, K.V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519-530.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Ministerio de Educación (2017). *Número de casos reportados en el SíseVe a nivel nacional*. Recuperado de <http://www.siseve.pe/Seccion/Estadisticas>
- Moreno, L., Hernández, J. M., García, O., & Santacreu, J. (2000). Un test informatizado para la evaluación de la tolerancia a la frustración. *Anales de Psicología*, 16(2), 143-155. Recuperado de <http://www.redalyc.org/html/167/16716204/>
- Mueller, R. O., & Hancock, G. R. (2008). Best practices in structural equation modeling. In J. W. Osborne (Ed.), *Best practices in quantitative methods* (pp. 488-508). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Mustaca, A. E. (2015). Terapias con apoyo empírico. Relaciones con la ciencia básica. *PSIENCIA. Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica*, 7(1), 80-87. doi: 10.5872/psiencia.v7i1.147.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory*. New York: McGraw-Hill.
- Oliva, A., Antolin, L., Pertegal, M., Rios, M., Parra, A., Hernando, A., & Reina, M. (2011). *Instrumentos para la evaluación de la salud mental y el desarrollo positivo adolescente y los activos que lo promueven*. Sevilla: Consejería de Salud. Recuperado de http://personal.us.es/oliva/DESARROLLO%20POSITIVO_2010_v6.pdf
- Pérez, E. R., & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66. Recuperado de <http://www.redalyc.org/html/3334/333427068006/>
- Perlman, S. B., Luna, B., Hein, T. C., & Huppert, T. J. (2014). fNIRS evidence of prefrontal regulation of frustration in early childhood. *Neuroimage*, 85(1), 326-334. doi: 10.1016/j.neuroimage.2013.04.057
- R Development Core Team (2007). *R: A language and environment for statistical computing*. Viena, Austria: R Foundation for Statistical Computing.
- Real Academia Española (2014). Diccionario de la Lengua Española Recuperado de <http://dle.rae.es/?id=ZyWPzRW>
- Reise, S. P., Waller, N. G., & Comrey, A. L. (2000). Factor analysis and scale revision. *Psychological Assessment*, 12(3), 287-297. doi:10.1037/1040-3590.12.3.287
- Ríos, A., Flores, D., Ángeles, M., Monroy, J., Sánchez, M., & Fernández, G. (2015). *Resiliencia Nómica*. Recuperado de <https://www.edx.org/course/resiliencia-nomica-mexicox-iiidrn101x#!>
- Rodríguez, C. M., Russa, M. B., & Kircher, J. C. (2015). Analog assessment of frustration tolerance: Association with self-reported child abuse risk and physiological reactivity. *Child Abuse & Neglect*, 46, 121-131. doi:10.1016/j.chiabu.2015.02.017
- Rodríguez, M. N., & Ruiz, M. A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205-227. Recuperado de <http://www.redalyc.org/html/169/16929206/>
- Ruiz, M. A., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45. Recuperado de <http://www.redalyc.org/html/778/77812441004/>
- Russión, G. C., & Rodríguez, L. M. (2008). *Influencia de la satisfacción de sí mismo y la autorregulación emocional, en cuanto a la tolerancia a la frustración, control de impulsos y flexibilidad del yo, sobre las actitudes pro-sociales ante situaciones de agravio en adolescentes*. Recuperado de <http://bibliotecadigital.uca.edu.ar/repositorio/tesis/influenciasatisfaccion-auto-regulacion-emocional.pdf>.
- Sen, A., & Mukherjee, T. (2014). Personality traits, nature of aggression and frustration tolerance in children with conduct disorder. *Indian Journal of Social Psychiatry*, 30(1-2), 61-65. Recuperado de [http://iasp.org.in/oldsite/public_html/vol30\(1-2\)/IJSPP%202014,%2030\(1-2\),%2061-65.pdf](http://iasp.org.in/oldsite/public_html/vol30(1-2)/IJSPP%202014,%2030(1-2),%2061-65.pdf)
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5th ed.). New York: Allyn and Bacon.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. doi:10.1037/a0023353
- Van De Schoot, R., Schmidt, P., De Beuckelaer, A., Lek, K., & Zondervan-Zwijenburg, M. (2015). Measurement invariance. *Frontiers in Psychology*, 6, 1-4. doi:10.3389/fpsyg.2015.01064
- Van de Vijver, F. J. R., & Hambleton, R. K. (1996). Translating tests: Some practical guidelines. *European Psychologist*, 1, 89-99. doi:10.1027/1016-9040.1.2.89
- Ventura-León, J. L. (2017a). Intervalos de confianza para coeficiente Omega: Propuesta para el cálculo [carta al Editor]. *Adicciones*. Publicación en línea anticipada. doi:10.20882/adicciones.962
- Ventura-León, J. L. (2017b). ¿Existen los instrumentos validos? Un debate necesario. *Gaceta Sanitaria*, 31(1), 71-71. doi:10.1016/j.gaceta.2016.09.007
- Ventura-León, J. L., Barboza-Palomino, M., & Caycho, T. (2017). ¿Son necesarios los instrumentos equitativos? *Educación Médica*. Publicación en línea anticipada. doi:10.1016/j.edumed.2017.03.022
- Ventura-León, J. L., & Caycho, T. (2017). El coeficiente omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627. Recuperado de <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77349627039>
- Wilde, J. (2012). The Relationship between Frustration Intolerance and Academic Achievement in College. *International Journal of Higher Education*, 1(2), 1-8. Recuperado de <https://eric.ed.gov/?id=EJ1057184>
- Zhou, Q., Main, A., & Wang, Y. (2010). The relations of temperamental effortful control and anger/frustration to Chinese children's academic achievement and social adjustment: A longitudinal study. *Journal of Educational Psychology*, 102(1), 180-196. doi:10.1037/a0015908

Apéndice 1

Escala de Tolerancia a la Frustración (ETF)

Nombre y apellidos: _____

Colegio: _____ Distrito: _____ Edad : _____

Sexo: Varón Mujer / Grado escolar: 3 4 5 6 / Sección: _____

Lee cada una de las siguientes frases y selecciona UNA de las 5 respuestas, la que sea más apropiada para ti. Selecciona el número (del 1 al 5) que corresponde a la respuesta que elegiste y márcala. Si alguna de las frases no tiene nada que ver contigo, igualmente responde teniendo en cuenta cómo te sentirías, pensarías o actuarías en esa situación

Nunca	Pocas veces	A veces	Muchas veces	Siempre
1	2	3	4	5

1	Me resulta difícil controlar mi enojo.	1	2	3	4	5
2	Algunas cosas me enfadan mucho	1	2	3	4	5
3	Me peleo con la gente.	1	2	3	4	5
4	Tengo mal carácter.	1	2	3	4	5
5	Me enfado con facilidad.	1	2	3	4	5
6	Cuando me enfado con alguien lo hago durante mucho tiempo.	1	2	3	4	5
7	Me resulta difícil esperar mi turno.	1	2	3	4	5
8	Cuando me enfado, actúo sin pensar.	1	2	3	4	5