



Este artículo se encuentra disponible
en acceso abierto bajo la licencia Creative
Commons Attribution 4.0 International License

Ciencia y Psique

Revista del Instituto de Investigación en Salud Mental

Vol. 2, n.º 2, enero-junio, 2023 • Publicación semestral. Lima, Perú

ISSN: 2961-2004 (En línea) • DOI: 10.59885/cienciaypsique.2023.v2n2.02

UN ESTUDIO PRELIMINAR DE PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS Y DIFERENCIAS DE GÉNERO DE LA ESCALA DE AMBIENTE INVALIDANTE INFANTIL (ICES) EN ADULTOS PERUANOS

**A preliminary study of psychometric properties and
gender differences of the Invalidating Child Environment
Scale (ICES) in Peruvian adults**

ALVARO OKUMURA CLARK

Universidad de Lima
(Lima, Perú)

Contacto: aokumura@ulima.edu.pe
<https://orcid.org/0000-0002-4132-8446>

LEONARDO PERCY HUERTAS MANTILLA

Universidad de Lima
(Lima, Perú)

Contacto: lhuestas@ulima.edu.pe
<https://orcid.org/0000-0002-4423-1105>

CLAUDIA PÉREZ MOSCOSO

Universidad de Lima
(Lima, Perú)

Contacto: cperezm@ulima.edu.pe
<https://orcid.org/0000-0002-3603-9797>

RESUMEN

Los contextos invalidantes en etapas infanto-juveniles son entornos promotores de dificultades en la regulación de emociones a futuro en el individuo. La Escala de Ambiente Invalidante Infantil (ICES) es una

herramienta que permite la identificación de indicadores asociados a experiencias de invalidación emocional de parte de ambos padres. El presente estudio buscó adaptar y conocer las propiedades psicométricas de la escala ICES en adultos peruanos. Se desarrolló un estudio preliminar de diseño instrumental, con la participación de 200 personas que presentaron como principal criterio de inclusión una crianza biparental (madre y padre). Evidencias de validez vinculadas con el contenido fueron obtenidas mediante la revisión de diez jueces expertos y coeficientes *V* de Aiken estadísticamente significativos. El análisis factorial exploratorio determinó una estructura latente de dos factores para la prueba ICES. Evidencias de validez convergente y divergente se estimaron a través de correlaciones con los puntajes de una prueba que evalúa procesos de regulación emocional. Coeficientes significativos de consistencia interna Omega fueron obtenidos para cada dimensión de la prueba. Finalmente, baremos percentilares fueron desarrollados para objetivos evaluativos. Se concluye que ICES es un instrumento que consta con propiedades psicométricas, las cuales van acorde con los estándares actuales de validación y adaptación psicométrica.

Palabras clave: Escala de Ambiente Invalidante Infantil (ICES); propiedades psicométricas; invalidación emocional; diferencias de género; adultos peruanos.

ABSTRACT

Disabling contexts in infant-juvenile stages are environments that promote difficulties in regulating emotions in the future of the individual. The Invalidating Child Environment Scale (ICES) is a tool that allows the identification of indicators associated with experiences of emotional invalidation of both parents. This study sought to adapt and learn about the psychometric properties of the ICES scale in Peruvian adults. A preliminary study of instrumental design was developed, with the participation of 200 people who presented biparental upbringing (mother and father) as the main inclusion criterion. Evidence of validity linked to the content was obtained through the review of ten expert judges and statistically significant Aiken's *V* coefficients. Exploratory

factor analysis determined a latent two-factors structure for the ICES test. Evidence of convergent and divergent validity was estimated through correlations with the scores of a test that evaluates emotional regulation processes. Significant internal consistency Omega coefficients were obtained for each dimension of the test. Finally, percentile scales were developed for evaluative purposes. It is concluded that ICES is an instrument that has psychometric properties, which are in accordance with current psychometric validation and adaptation standards.

Keywords: Invalidating Children's Environment Scale (ICES); psychometric properties; emotional invalidation; gender differences; Peruvian adults.

Recibido: 26/05/2023 Aceptado: 31/05/2023

1. INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas, el estudio del factor contextual dentro de la psicopatología y la psicología clínica ha cobrado una gran relevancia. Si bien es cierto que todavía se prioriza el análisis de los trastornos mentales bajo una visión médica y primordialmente descriptiva (American Psychiatric Association [APA], 2014), también han sido desarrolladas con mucho mayor énfasis posturas que consideran elementos ambientales y del historial del aprendizaje del sujeto como variables centrales para comprender la conducta dentro de su contexto. Frente a ello, Pérez (2014) señaló que diversos tratamientos (la Terapia de Aceptación y Compromiso [ACT], la Terapia Conductual Dialéctica [DBT], entre otras) han sido desarrollados bajo estos postulados, los cuales posteriormente fueron denominados como terapias contextuales.

Uno de los conceptos altamente estudiados dentro de estos marcos de referencia terapéuticos son aquellos contextos en los cuales predomina la invalidación. En función de ello, un ambiente emocionalmente invalidante podría definirse como un contexto en el cual los cuidadores (por ejemplo, la madre y el padre) desatienden, ignoran, minimizan y castigan las experiencias emocionales internas de un niño (Elzy & Karver, 2018). Entre las distintas consecuencias que acarrea para el infante, se

destaca la creencia de que las experiencias internas tales como pensamientos y emociones están equivocadas y que no se puede confiar en ellas (Linehan, 1993).

Diversas explicaciones teóricas han sido propuestas para la comprensión de este fenómeno y las repercusiones que generan a nivel de salud mental. La teoría biosocial es un planteamiento actual de base de la DBT, la cual describe que un ambiente invalidante desde etapas tempranas del desarrollo, sumado a las transacciones con ciertas predisposiciones biológicas para el manejo emocional de parte del sujeto (vulnerabilidad emocional), produce un patrón de desregulación emocional generalizado (Soler et al., 2016). Ello quiere decir que la persona presentará desregulación en diversos niveles: conductual (impulsividad e intentos suicidas), cognitivo (disociaciones, ideación paranoide y pensamiento dicotómico), interpersonal (relaciones interpersonales inestables) y de identidad (inestabilidad en la autoimagen) (Boggiano & Gagliosi, 2020; NEA BPD, 2012).

A nivel psicopatológico, la invalidación proveniente de etapas infanto-juveniles y actuales (adultas) ha demostrado ser una variable predictora importante. Se ha identificado que este tipo de interacciones con el ambiente pueden repercutir significativamente, generando manifestaciones asociadas a diversos trastornos mentales comórbidos, tales como el binomio depresión-ansiedad (Schreiber & Veilleux, 2022), el trastorno de conducta alimentaria (Camino, 2021), el trastorno de estrés postraumático y las conductas adictivas (Bedoya, 2021), además de manifestaciones propias del trastorno límite de personalidad (Bermúdez, 2019; Drago, 2020). Es decir, se ha identificado en diversos estudios la asociación de contextos invalidantes y manifestaciones relacionadas con la desregulación emocional (Linehan, 1993, 2020).

Se han realizado propuestas sobre la invalidación emocional, la desregulación emocional y las diferencias de género. Morrison et al. (2021) encontraron que los entornos infantiles emocionalmente invalidantes tenían un impacto igualmente significativo en la manifestación de conductas de ira y agresión sin interesar el género del individuo. En relación con estos hallazgos, se identificó el mismo patrón en minorías sexuales y de género sin diferenciación en sus roles (Cardona et al., 2022), en

el sentido de que la invalidación emocional presentó un impacto muy importante en sus vidas, promoviendo así mayores repercusiones cuando se utilizaban estrategias de afrontamiento de tipo evitativo frente al malestar emocional (por ejemplo, supresión emocional y evitación experiencial).

A nivel metodológico, para evaluar este constructo, diversas pruebas han sido creadas y validadas en diferentes contextos internacionales. Por ejemplo, en Europa, los investigadores ingleses Mountford et al. (2007) crearon la escala ICES para medir la invalidación infantil basada en el modelo biosocial de Linehan (1993). Además, le atribuyeron evidencias de validez relacionada con otras variables, puesto que los puntajes fueron correlacionados con aquellos provenientes de instrumentos afines que evalúan constructos como trastornos de conducta alimentaria y tolerancia al estrés. Por otro lado, en Latinoamérica, se aprecia que en Argentina se han hecho esfuerzos por no solo adaptar la ICES al español, sino también para obtener evidencias de validez vinculadas con la estructura interna según el análisis factorial exploratorio (Puddington et al., 2017). Años posteriores, Puddington et al. (2020) realizaron una continuación del estudio previo, a través de una técnica psicométrica más robusta, denominada análisis factorial confirmatorio, con el objetivo de reforzar las inferencias asociadas a las evidencias de validez vinculadas con la estructura interna de la escala ICES.

En el contexto peruano, no se han identificado herramientas de medición que evalúen este constructo y cumplan con los estándares básicos propuestos para los procesos de adaptación y validación psicométrica de instrumentos (American Educational Research Association [AERA], American Psychological Association [APA] & National Council on Measurement in Education [NCME], 2014; International Test Commission [ITC], 2017). En ese sentido, es relevante que se propongan acciones para que se cuenten con evidencias que permitan no solo transferir los hallazgos de la ICES sobre invalidación infantil de un contexto a otro, sino también reforzar el cimiento psicométrico para así tener herramientas adaptadas que puedan utilizarse en la realidad actual peruana. Finalmente, debido a que es fundamental la evaluación de la percepción de invalidación emocional desde etapas tempranas del desarrollo para el

diagnóstico situacional de casos clínicos, se requieren tests psicológicos que cumplan con los estándares psicométricos actuales, tal como previamente se ha referido.

En función de lo expuesto, el objetivo principal del presente estudio consiste en adaptar y obtener las propiedades psicométricas del ICES en una muestra de adultos peruanos con una crianza biparental. Se ha propuesto como objetivo secundario identificar diferencias de género a nivel de la invalidación infantil y en los procesos básicos de regulación emocional.

2. MÉTODO

2.1. PARTICIPANTES

La muestra total obtenida consistió en 282 participantes; sin embargo, debido al incumplimiento de los criterios de inclusión: (a) adultos que sean peruanos, (b) radiquen en Lima y (c) hayan tenido una crianza biparental (madre y padre), además de no haber brindado los datos necesarios en la ficha sociodemográfica ni haber marcado todas las opciones de respuestas de las pruebas, se descartaron 82 protocolos que fueron considerados como data perdida.

De este modo, la muestra final consistió en 200 participantes, de los cuales la mayoría fueron mujeres (68.5 %), mientras que el resto fueron hombres (31.5 %). Las edades oscilaron entre los 18 a 53 años ($M = 24.10$, $DS = 7.18$). Sobre el grado de instrucción, un poco más de la mitad reportaron tener educación superior incompleta (61.5 %); luego, se estipulan en menores porcentajes los grados de superior completo (17.5 %), secundaria completa (10.5 %), aquellos con estudios de posgrado (5.5 %) y, finalmente, en igual proporción, tanto técnico incompleto como técnico completo (2.5 %). Por otro lado, respecto al estado civil, cerca de tres cuartos tenían la condición de soltero (74 %), seguidos de los que son solteros pero con pareja (18.5 %), los casados (5.5 %), los divorciados (1.5 %) y una minoría de convivientes (0.5 %).

2.2. INSTRUMENTOS

2.2.1. Escala de Ambiente Invalidante Infantil (ICES)

ICES (Puddington et al., 2017) es un test de catorce ítems que pretende evaluar la invalidación percibida proveniente de la madre (por ejemplo: mi madre se enojaba si yo no estaba de acuerdo con ella) y del padre (por ejemplo: cuando estaba ansioso[a] o preocupado[a], mi padre se mostraba indiferente), de manera retrospectiva en personas adultas. Esta prueba fue adaptada al contexto argentino. Se obtuvieron evidencias suficientes en los ítems de invalidación percibida proveniente de la madre para realizar el AFE (KMO = .90, test de esfericidad de Bartlett, $p < .001$; cargas factoriales de los ítems mayores a .40 en los factores correspondientes), presentándose los mismos resultados en los ítems que evalúan la invalidación del padre (KMO = .88, test de esfericidad de Bartlett, $p < .001$; cargas factoriales de los ítems mayores a .40 en los factores correspondientes). Para identificar el número de factores, se utilizó un gráfico de sedimentación (*scree test*) en el cual se identificó la presencia de 2 componentes, además de considerar como método de rotación Varimax. Si bien no se estipulan claramente nombres a las dimensiones identificadas, se describen como respuestas negativas e invalidantes de parte de los padres (factor 1) y soporte de los padres frente a situaciones de adversidad (factor 2). El ítem 2 es el único que presenta cargas factoriales significativas en ambos factores, pero debido al contenido teórico se categorizó como parte del factor 1. Para evaluar la confiabilidad de las puntuaciones del test, se utilizó el coeficiente de consistencia interna de Alfa de Cronbach, identificándose coeficientes significativos tanto para los ítems de la invalidación materna (F1, $\alpha = .83$; F2, $\alpha = .82$) como para los de la invalidación paterna (F1, $\alpha = .83$; F2, $\alpha = .80$).

2.2.2. Cuestionario de Regulación Emocional adaptado al Perú (ERQ-P)

ERQ-P (Gargurevich & Matos, 2010) es un test que evalúa dos procesos básicos de regulación emocional: la reevaluación cognitiva y la supresión. Para cada dimensión, la prueba consta de 6 ítems (cuando quiero sentir

una emoción positiva con mayor intensidad [por ejemplo, más alegría], modifíco lo que pienso para hacerlo) y 4 ítems (mantengo ocultas mis emociones [las guardo solo para mí]), respectivamente. Presenta siete opciones de respuesta (1 = Totalmente en desacuerdo, 7 = Totalmente de acuerdo). Para identificar las evidencias de validez vinculadas con la estructura interna de la prueba, se utilizó el análisis factorial confirmatorio, estimándose índices de ajuste aceptables: $S-B\chi^2/df = 2.68$ ($S-B\chi^2 = 80.41$, $df = 30$), $RMSEA = .073$, $CFI = .90$, identificándose así la estructura de dos factores. Se obtuvieron coeficientes de consistencia interna por el método de Alfa de Cronbach también aceptables (reevaluación cognitiva, $\alpha = .72$; supresión, $\alpha = .74$).

2.2.3. Ficha sociodemográfica

Se aplicó una ficha de datos breve, donde se requerían variables sociodemográficas como psicológicas. En referencia a los datos sociodemográficos, se pidieron informaciones de género, edad, grado de instrucción, estado civil, distrito, lugar de residencia y ocupación actual. En cuanto a los datos psicológicos, se requirieron datos sobre qué personas se encargaron de la crianza del participante, la presencia de algún diagnóstico clínico y si en la actualidad recibía tratamiento psicológico y/o psiquiátrico; en caso de haberse respondido afirmativamente, se pedía clarificar el tiempo de tratamiento.

2.3. PROCEDIMIENTO DE ANÁLISIS

En primer lugar, el proyecto de investigación fue aprobado en diciembre de 2021 por el Comité de Investigación y Ética (CIE) de la Facultad de Psicología de la Universidad de Lima. De igual manera, se obtuvo el permiso correspondiente para utilizar la escala ICES; cabe señalar que el ERQ-P es considerado un instrumento de acceso libre según sus autores originales. Una vez realizados los procesos referidos, las pruebas fueron administradas en el mes de febrero de 2022, utilizando un formato virtual (Google Forms) y compartiéndolo a través de redes sociales (Facebook, WhatsApp, etc.). El muestreo fue de carácter no probabilístico, intencional. La duración de la aplicación fue entre 20 y 30 minutos por persona. La participación fue estrictamente voluntaria, estipulándose en el

consentimiento informado que podrían retirarse en cualquier momento cerrando la pantalla web, sin ningún tipo de consecuencia. Además, se respetaron los procesos éticos de consentimiento informado, confidencialidad y descripción de algún posible daño, el cual era de menor a nulo, ya que la función del participante era netamente llenar cuestionarios.

2.4. ANÁLISIS DE DATOS

El análisis psicométrico del test fue realizado tomando en cuenta los postulados del *Standards for educational and psychological testing* (AERA, APA & NCME, 2014) y *ITC guidelines for translating and adapting tests* (ITC, 2017). Todos los procedimientos y las explicaciones del uso de los diversos estadísticos son detallados en la parte de resultados. Es importante agregar que se emplearon diversos programas informáticos para obtener las evidencias psicométricas. Factor es un programa especializado para la obtención de evidencias de validez vinculadas con la estructura interna mediante el método de análisis factorial exploratorio; está recomendado para determinar la estructura de variables latentes (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2020). Para la obtención de evidencias de confiabilidad mediante el método de consistencia interna Omega, se utilizó el programa Jamovi. Finalmente, para la elaboración de los baremos, IBM SPSS (versión 26) fue utilizado como programa estadístico.

3. RESULTADOS

3.1. EVIDENCIAS DE VALIDEZ VINCULADAS CON EL CONTENIDO

En primer lugar, se realizó un proceso de adaptación lingüística del ICES. Ciertas expresiones de los ítems fueron modificadas en función de la terminología local de Lima (Perú). Posteriormente, se revisaron los ítems a través del criterio de diez jueces expertos (psicólogos clínicos y de investigación), considerando como dominios de valoración la representatividad, la claridad y la utilidad en una escala Likert del 1 al 5.

De esta forma, a partir de los puntajes obtenidos mediante la evaluación por criterio de jueces, coeficientes V de Aiken fueron calculados considerando como el puntaje mínimo aceptable .70 (Aiken, 1985). Así,

todos los ítems presentaron coeficientes estadísticamente significativos ($p < .05$) en todos los dominios, tal como se aprecia en la tabla 1.

Tabla 1

Coeficiente V de Aiken para los ítems de la Escala de Ambiente Invalidante Infantil

Ítems	V		
	Representatividad	Claridad	Utilidad
Ítem 1	1.00*	1.00*	1.00*
Ítem 2	1.00*	1.00*	1.00*
Ítem 3	.90*	.90*	.90*
Ítem 4	.98*	.98*	.98*
Ítem 5	.95*	.93*	.95*
Ítem 6	1.00*	.90*	.98*
Ítem 7	.95*	.90*	.95*
Ítem 8	.98*	.98*	.98*
Ítem 9	.95*	.93*	.95*
Ítem 10	.95*	.90*	.95*
Ítem 11	.93*	1.00*	.93*
Ítem 12	.98*	.98*	.98*
Ítem 13	1.00*	.98*	1.00*
Ítem 14	1.00*	1.00*	1.00*

Nota: * $p < .05$.

Fuente: Elaboración propia.

3.2. EVIDENCIAS DE VALIDEZ VINCULADAS CON LA ESTRUCTURA INTERNA A TRAVÉS DEL MÉTODO DE ANÁLISIS FACTORIAL EXPLORATORIO

Es importante referir que se recurrió a este método para obtener evidencias de validez, debido a que hasta la actualidad no se han identificado evidencias empíricas de la estructura interna del test en el contexto peruano, además de buscar satisfacer ciertos aspectos a nivel psicométrico de los estudios previos realizados en otros países (Muntford et al., 2007; Puddington et al., 2017). Con base en ello, se realizó el análisis factorial exploratorio con los 14 ítems de la prueba.

En el caso de los ítems que evalúan la invalidación infantil proveniente de la madre, se identificó que la matriz de correlación era adecuada para realizar el AFE, obteniéndose un test de esfericidad de Bartlett ($X^2_{(91)} = 1837.5$, $p < .001$) y una medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olsen ($KMO = .88$) satisfactorios (Field, 2013). Debido a que los ítems son variables de carácter ordinal, utilizar una matriz de correlación policórica sería la mejor alternativa en comparación con los coeficientes de Pearson (Loehlin & Beaujen, 2017). Como método de extracción, se utilizó aquel denominado Unweighted Least Squares (ULS) (Jöreskog, 1977), puesto que ha tenido buenos resultados en procesos de análisis con variables de carácter ordinal y correlaciones policóricas, además de demostrar su efectividad en estudios de simulación (Fabrigar et al., 1999; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Para identificar el número de factores, se utilizó el análisis paralelo, pues es el más recomendado en comparación con otros métodos como el *scree test*, el cual es catalogado como una estrategia ambigua y que posibilita interpretaciones subjetivas (Brown, 2015; Costello & Osborne, 2005). A través del análisis paralelo se identificó una propuesta de dos factores, la cual explica el 64.21 % de la varianza única. Se utilizó el método de rotación oblicuo promin, identificado en la actualidad como la estrategia más adecuada en diversos estudios de simulación (Mair, 2018). En la tabla 2 se estipulan las cargas factoriales de los ítems categorizados en función de la dimensión. Debido a que los ítems 2 y 9 obtuvieron cargas factoriales significativas, a saber, mayores a .40 (Hair et al., 2014), en ambas dimensiones se optó por que estos fueran eliminados.

Se procedió a realizar un segundo análisis factorial con las mismas condiciones previamente establecidas y se obtuvieron los siguientes resultados en lo que se refiere al test de esfericidad de Bartlett ($X^2_{(66)} = 1565.9$, $p < .001$) y adecuación muestral ($KMO = .86$). Se utilizaron los mismos métodos de extracción (ULS) para la identificación del número de factores (análisis paralelo) y de rotación (promin). La propuesta bidimensional identificada explica el 66.40 % de la varianza única. En la tabla 3 se aprecia que tanto las cargas factoriales como los ítems encajan con la estructura interna del test en el contexto argentino, siendo estos factores denominados respuestas validantes (F1) e invalidantes (F2) de parte de la madre (Puddington et al., 2017).

Tabla 2

Cargas factoriales de los ítems de ICES-versión madre del primer análisis factorial

Ítems	F1	F2
1. Mi madre se enojaba si yo no estaba de acuerdo con ella.		.75
2. Cuando estaba ansioso/a o preocupado/a, mi madre se mostraba indiferente.	-.44	.41
3. Si estaba contento/a, mi madre era sarcástica y me decía cosas como, por ejemplo: «Y tú ¿de qué te ríes?».		.60
4. Si yo me sentía mal, mi madre decía cosas como: «Ya te voy a dar motivos para que llores de verdad».		.70
5. Mi madre me hacía sentir bien si le decía que no entendía algo difícil la primera vez.	.78	
6. Si yo estaba satisfecho/a porque me había ido bien en el colegio, mi mamá me decía cosas como: «Bueno, tampoco es para tanto».		.49
7. Si decía que no podía hacer algo, mi madre me respondía cosas como: «Lo estás haciendo a propósito».		.79
8. Mi mamá me entendía y ayudaba si no me salía algo en el primer intento.	.97	
9. Mi madre solía decirme cosas como: «Llorar no va a solucionar nada».	.46	.78
10. Si no lograba hacer algo, pese a mi esfuerzo, mi madre me decía que era un/a vago/a.		.59
11. Mi madre se enojaba mucho si tomaba decisiones sin consultarle primero.		.80
12. Cuando estaba muy triste, mi madre me preguntaba qué me pasaba para ayudarme.	.91	
13. Si no podía resolver un problema, mi madre me decía cosas como: «¡No seas tonto/a, cualquiera lo puede hacer!».		.73
14. Cuando hablaba de mis planes para el futuro, mi madre me escuchaba y me daba ánimo.	.85	

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 3

Cargas factoriales de los ítems de ICES-versión madre del segundo análisis factorial

Ítems	F1	F2
1. Mi madre se enojaba si yo no estaba de acuerdo con ella.		.85
3. Si estaba contento/a, mi madre era sarcástica y me decía cosas como, por ejemplo: «Y tú ¿de qué te ríes?».		.67
4. Si yo me sentía mal, mi madre decía cosas como: «Ya te voy a dar motivos para que llores de verdad».		.71
5. Mi madre me hacía sentir bien si le decía que no entendía algo difícil la primera vez.	.77	
6. Si yo estaba satisfecho/a porque me había ido bien en el colegio, mi mamá me decía cosas como: «Bueno, tampoco es para tanto».		.58
7. Si decía que no podía hacer algo, mi madre me respondía cosas como: «Lo estás haciendo a propósito».		.84
8. Mi mamá me entendía y ayudaba si no me salía algo en el primer intento.	.99	
10. Si no lograba hacer algo, pese a mi esfuerzo, mi madre me decía que era un/a vago/a.		.62
11. Mi madre se enojaba mucho si tomaba decisiones sin consultarle primero.		.87
12. Cuando estaba muy triste, mi madre me preguntaba qué me pasaba para ayudarme.	.90	
13. Si no podía resolver un problema, mi madre me decía cosas como: «¡No seas tonto/a, cualquiera lo puede hacer!».		.78
14. Cuando hablaba de mis planes para el futuro, mi madre me escuchaba y me daba ánimo.	.84	

Fuente: Elaboración propia.

Para los ítems que evaluaron la invalidación infantil de parte del padre, se realizó el mismo proceso estadístico (método de extracción, método para identificar factores y método de rotación). Los indicadores para certificar la viabilidad de utilizar una matriz de correlación para el AFE fueron satisfactorios (test de esfericidad de Bartlett, $X^2_{(91)} = 1921.0$, $p < .001$; KMO = .87). El análisis paralelo identificó una propuesta de dos factores, la cual explica el 64.39 % de la varianza única. En la tabla 4

se aprecian las cargas factoriales de los ítems en función de la dimensión. Debido a que el ítem 9 obtuvo cargas factoriales significativas cruzadas (mayores a .40) y en ambas dimensiones (Hair et al., 2014), se optó por eliminarlo.

Se procedió a realizar un segundo análisis factorial con las mismas condiciones previamente establecidas y se obtuvieron los siguientes resultados en lo que se refiere al test de esfericidad de Bartlett ($X^2_{(78)} = 1840.2$, $p < .001$) y adecuación muestral (KMO = .88). Se utilizaron el mismo método de extracción (ULS), el método para identificar el número de factores (análisis paralelo) y el método de rotación (promin). La propuesta bidimensional identificada explica el 66.44 % de la varianza única. En la tabla 5 se observa que tanto las cargas factoriales como los ítems encajan con la estructura interna del test al compararse con la versión argentina. Estos factores podrían ser denominados respuestas validantes (F2) e invalidantes (F1) de parte del padre (Puddington et al., 2017).

Tabla 4

Cargas factoriales de los ítems de ICES-versión padre del primer análisis factorial

Ítems	F1	F2
1. Mi padre se enojaba si yo no estaba de acuerdo con él.	.72	
2. Cuando estaba ansioso/a o preocupado/a, mi padre se mostraba indiferente.	.47	
3. Si estaba contento/a, mi padre era sarcástico y me decía cosas como, por ejemplo: «Y tú ¿de qué te ríes?».	.78	
4. Si yo me sentía mal, mi padre decía cosas como: «Ya te voy a dar motivos para que llores de verdad».	.70	
5. Mi padre me hacía sentir bien si le decía que no entendía algo difícil la primera vez.		.71
6. Si yo estaba satisfecho/a porque me había ido bien en el colegio, mi papá me decía cosas como: «Bueno, tampoco es para tanto».	.57	
7. Si decía que no podía hacer algo, mi padre me respondía cosas como: «Lo estás haciendo a propósito».	.85	
8. Mi papá me entendía y ayudaba si no me salía algo en el primer intento.		.87

9. Mi padre solía decirme cosas como: «Llorar no va a solucionar nada».	.71	.44
10. Si no lograba hacer algo, pese a mi esfuerzo, mi padre me decía que era un/a vago/a.	.79	
11. Mi padre se enojaba mucho si tomaba decisiones sin consultarle primero.	.79	
12. Cuando estaba muy triste, mi padre me preguntaba qué me pasaba para ayudarme.		.75
13. Si no podía resolver un problema, mi padre me decía cosas como: «¡No seas tonto/a, cualquiera lo puede hacer!».	.74	
14. Cuando hablaba de mis planes para el futuro, mi padre me escuchaba y me daba ánimo.		.86

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 5

Cargas factoriales de los ítems de ICES-versión padre del segundo análisis factorial

Ítems	F1	F2
1. Mi padre se enojaba si yo no estaba de acuerdo con él.	.74	
2. Cuando estaba ansioso/a o preocupado/a, mi padre se mostraba indiferente.	.47	
3. Si estaba contento/a, mi padre era sarcástico y me decía cosas como, por ejemplo: «Y tú ¿de qué te ríes?».	.81	
4. Si yo me sentía mal, mi padre decía cosas como: «Ya te voy a dar motivos para que llores de verdad».	.74	
5. Mi padre me hacía sentir bien si le decía que no entendía algo difícil la primera vez.		.69
6. Si yo estaba satisfecho/a porque me había ido bien en el colegio, mi papá me decía cosas como: «Bueno, tampoco es para tanto».	.61	
7. Si decía que no podía hacer algo, mi padre me respondía cosas como: «Lo estás haciendo a propósito».	.92	
8. Mi papá me entendía y ayudaba si no me salía algo en el primer intento.		.85
10. Si no lograba hacer algo, pese a mi esfuerzo, mi padre me decía que era un/a vago/a.	.93	

11. Mi padre se enojaba mucho si tomaba decisiones sin consultarle primero.	.77
12. Cuando estaba muy triste, mi padre me preguntaba qué me pasaba para ayudarme.	.81
13. Si no podía resolver un problema, mi padre me decía cosas como: «¡No seas tonto/a, cualquiera lo puede hacer!».	.76
14. Cuando hablaba de mis planes para el futuro, mi padre me escuchaba y me daba ánimo.	.85

Fuente: Elaboración propia.

Al identificarse la propuesta factorial de la prueba ICES, se procedió a la obtención de los estadísticos descriptivos por dimensión (ver tabla 6).

Tabla 6

Estadísticos descriptivos de las dimensiones de ICES

Versión	Dimensiones	Media	Mediana	Desviación estándar	Asimetría	Curtosis	Mínimo	Máximo
Madre	Respuestas validantes	14.38	15.00	4.00	-.45	-.60	4	20
	Respuestas invalidantes	15.20	13.00	6.43	1.36	1.56	8	37
Padre	Respuestas validantes	12.89	13.00	4.36	-.16	-.96	4	20
	Respuestas invalidantes	16.46	14.00	7.11	1.23	1.23	9	42

Fuente: Elaboración propia.

3.3. EVIDENCIAS DE VALIDEZ VINCULADAS CON LA RELACIÓN CON OTRAS VARIABLES

Posteriormente, se buscó reconocer si la distribución de todas las puntuaciones respetaba la ley de la normalidad poblacional. Para ello se utilizó la prueba de bondad/normalidad de Shapiro-Wilk (Field, 2013). Las respuestas validantes e invalidantes de ambos padres (p 's < .001) y las estrategias de regulación emocional (p 's < .05) no presentaban suficientes evidencias empíricas para que la distribución fuese normalmente a nivel

de población. Ante ello, se utilizaron pruebas no paramétricas para identificar el grado de relación entre las puntuaciones de ambas pruebas.

Se utilizó la prueba rho de Spearman para identificar el grado de asociación entre variables. Las respuestas validantes de ambos padres obtuvieron el mismo grado de asociación positiva ($r_s = .20$, $p < .01$) con la reevaluación cognitiva, mientras que las respuestas invalidantes de la madre se asociaron de manera directa en mayor grado con la supresión emocional ($r_s = .27$, $p < .001$) en comparación con las respuestas invalidantes del padre ($r_s = .15$, $p < .05$). Por último, la reevaluación cognitiva presentó una correlación negativa con las respuestas invalidantes provenientes del padre ($r_s = -.15$, $p < .05$).

Tabla 7

Relaciones entre variables de estudio

Versión	Dimensión	Reevaluación cognitiva	Supresión emocional
Madre	Respuestas validantes	.20**	-.13
	Respuestas invalidantes	-.13	.27***
Padre	Respuestas validantes	.20**	-.06
	Respuestas invalidantes	-.15*	.15*

Nota: * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$.

Fuente: Elaboración propia.

3.4. EVIDENCIAS DE CONFIABILIDAD

Para identificar el grado de consistencia interna de las puntuaciones derivadas del ICES se utilizó el coeficiente Omega. Si bien en versiones anteriores (Mountford et al., 2007; Puddington et al., 2017) se ha utilizado el coeficiente Alfa de Cronbach para estimar esta evidencia de confiabilidad, en la actualidad, presenta muchas críticas, principalmente por la gran cantidad de supuestos a cumplirse para que pueda ser utilizado correctamente (McNeish, 2018). Se ha identificado que el Alfa

de Cronbach funciona mejor en pruebas que tengan una estructura unidimensional; además, al basarse en correlaciones de Pearson para la obtención de sus covarianzas, las variables deberían ser de carácter continuo y basadas en una distribución normal, lo cual no cumplen los ítems de un test, al ser variables ordinales. Finalmente, se requiere de la tau-equivalencia, es decir, que las cargas factoriales de los ítems sean prácticamente iguales, lo cual es muy poco común en el desarrollo de instrumentos psicométricos (McNeish, 2018).

Ante ello, se decidió utilizar otro método de consistencia interna denominado Omega. Tanto las dimensiones de la versión que evalúa las respuestas validantes ($\omega = .86$) e invalidantes ($\omega = .87$) de la madre como las del padre (respuestas validantes [$\omega = .85$] e invalidantes [$\omega = .87$]) demostraron coeficientes altamente significativos según los estándares actuales para la investigación (Kline, 2020).

3.5. BAREMOS

Se procedió a la elaboración de baremos percentilares. Estos son herramientas fundamentales dentro del análisis psicométrico, sobre todo cuando son utilizadas en espacios de evaluación (Valero, 2013).

Tabla 8

Baremos percentiles de dimensiones de ICES

Pc	Madre		Padre	
	Respuestas validantes	Respuestas invalidantes	Respuestas validantes	Respuestas invalidantes
1	4	--	--	--
2	--	--	4	--
3	6	--	--	--
4	--	--	--	--
5	7	8	5	--
10	9	--	7	9
15	10	9	--	--
20	11	10	8	10
25	--	11	9	--

30	12	--	10	11
35	--	--	11	12
40	13	12	--	13
45	14	--	12	--
50	15	13	13	14
55	--	14	14	15
60	16	15	--	16
65	--	--	15	18
70	17	16	--	19
75	--	18	16	20
80	18	20	17	21
85	19	21	18	25
90	--	25	19	27
95	--	31	--	30
96	--	32	--	31
97	--	33	--	35
98	--	34	--	36
99	20	36	20	42

Fuente: Elaboración propia.

3.6. DIFERENCIAS DE GÉNERO

Se realizaron comparaciones de las variables de estudio en función del género. No se identificaron diferencias estadísticamente significativas en las respuestas validantes ($U = 4159.00$, $p = .68$) ni invalidantes ($U = 6234.00$, $p = .80$) de parte de la madre, ni en los procesos básicos de regulación emocional denominados reevaluación cognitiva ($U = 4273.00$, $p = .91$) y supresión emocional ($U = 4083.50$, $p = .54$). En el caso de la versión de la prueba que evalúa las interacciones con el padre, no se identificaron diferencias ni en el componente de respuestas validantes ($U = 3952.00$, $p = .34$) ni en las respuestas invalidantes ($U = 3688.50$, $p = .10$).

Tabla 9*Diferencias de género entre las variables de estudio*

Versión	Dimensiones	U	Z
Madre	Respuestas validantes	4159.00	-.413
	Respuestas invalidantes	6234.00	-.257
Padre	Respuestas validantes	3952.00	-.958
	Respuestas invalidantes	3688.50	-1.654
Regulación emocional	Reevaluación cognitiva	4273.00	-.112
	Supresión emocional	4083.50	-.611

Nota: * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$.

Fuente: Elaboración propia.

4. DISCUSIÓN

La invalidación emocional es una variable sumamente importante, sobre todo por el gran impacto que ha tenido en las personas que buscan ayuda psicológica y manifiestan una diversidad de problemáticas y trastornos mentales (Linehan, 1993). Durante las últimas décadas, los contextos invalidantes tanto del historial del aprendizaje como de la vida actual del sujeto han sido considerados como variables fundamentales para la comprensión de las conductas manifestadas altamente complejas, además de considerarse como elementos de base para la posterior propuesta de estrategias de intervención. Entre ellas destacan la validación, la compasión y la aceptación del malestar inherente frente a un ambiente altamente aversivo (Boggiano & Gagliesi, 2020).

Al ser un constructo importante de evaluar, se consideró como objetivo principal obtener las propiedades psicométricas de la Escala de Ambiente Invalidante Infantil (ICES) en adultos peruanos provenientes de una crianza biparental. ICES es un test que ha sido adaptado y

utilizado en países latinoamericanos (Puddington et al., 2017) y europeos (Mountford et al., 2007). A su vez, en la coyuntura peruana, difícilmente se realizan procesos de adaptación y validación de instrumentos psicométricos, especialmente en espacios clínicos y de salud, los cuales requieren herramientas que posean las bases psicométricas necesarias para cumplir con sus objetivos de medición (Espinoza et al., 2020). Al existir una gran prevalencia de trastornos mentales en la población adulta peruana, entre ellos los trastornos de personalidad (Nieto-Preciado et al., 2017; Zegarra-Valdivia et al., 2016), se requieren con mayor prioridad instrumentos que evalúen factores contextuales y ambientales, entre ellos la crianza y la relación parental, tal como lo hace ICES.

En primer lugar, se evaluó la representatividad, la claridad y la utilidad de los ítems a través de la revisión por el criterio de jueces expertos. Se escogieron a diez profesionales psicólogos que realizaban actividades laborales dentro del ámbito clínico (terapias contextuales) y de la investigación. Si bien los ítems presentaron coeficientes *V* de Aiken estadísticamente significativos en todos los criterios evaluados ($V > .80$, $p < .05$) (Davis, 1992), se realizaron pequeñas modificaciones a nivel de palabras y frases en función de las observaciones de los jueces y estas fueron adaptadas a la terminología local.

La estructura interna de la prueba fue identificada a través de la aplicación del análisis factorial exploratorio. Se optó por este método, debido a que, si bien investigaciones anteriores certifican la estructura bidimensional de la prueba, ello no ha sido comprobado en el Perú. Basándonos en la definición de validez, esta consiste en la obtención de interpretaciones e inferencias en función de los resultados provenientes de una muestra específica. Es decir, solo se pueden derivar interpretaciones considerando exclusivamente las características del grupo normativo. Por ello, no se podría concluir que la prueba ICES en la coyuntura peruana vaya a presentar la misma estructura factorial que en otros contextos (Meneses et al., 2013). De otro lado, otros investigadores refieren que el AFE es una estrategia óptima para la identificación de la estructura interna de un test, ya que realmente permite identificar cómo se comportan las variables (ítems), sin tener en cuenta propuestas previamente establecidas (Marsh et al., 2014).

En referencia al análisis de la estructura interna del test, se implementaron estrategias para el análisis psicométrico del instrumento en comparación con la versión previa argentina (AERA et al., 2014; Puddington et al., 2017). En primer lugar, el *scree test* como estrategia para identificar el número de factores ha demostrado varias limitaciones, entre ellas la obtención de resultados ambiguos y la derivación de interpretaciones que podrían ser consideradas subjetivas (Brown, 2015). En cambio, para el presente estudio se utilizó el análisis paralelo, el cual ha demostrado gran efectividad en determinar el número de factores latentes en estudios de simulación (Finch & French, 2015). Por otro lado, se consideró el *promin* como método de rotación oblicua, pues tiene como supuesto de base la existencia de relación entre factores, en comparación con los métodos ortogonales (Brown, 2015). Además, *promin* ha funcionado mejor en estudios de simulación, por lo que es el método más recomendado en la actualidad (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Como resultado del AFE, ambas versiones de la prueba ICES presentaron una estructura interna latente de dos factores. Debido a que ciertos ítems tuvieron cargas cruzadas, es decir, presentaron cargas factoriales significativas (mayores a .40) en ambas dimensiones, se optó por eliminarlos, ya que no permitían la evaluación representativa del factor (Costello & Osborne, 2005). Se concluyó que ambas versiones finales de la prueba ICES (madre y padre) estarían compuestas de una estructura subyacente de dos factores, denominados respuestas validantes y respuestas invalidantes provenientes de cada progenitor.

Diversas evidencias de validez convergente y divergente fueron identificadas entre las variables de invalidación emocional durante las etapas infanto-juveniles y estrategias de regulación emocional. En primer lugar, la reevaluación cognitiva es considerada como un factor protector y se encuentra altamente asociada a variables como el bienestar psicológico y la satisfacción con la vida (Jazaieri et al., 2017). A nivel teórico, contextos que son denominados validantes promueven conductas vinculadas con la activación conductual y la resolución de problemas, dos conceptos también asociados con estrategias de regulación emocional adaptativas, entre ellas la reevaluación cognitiva (Boggiano & Gagliesi, 2020). De otro lado, la supresión emocional consiste en los intentos de eliminar o evitar el malestar emocional frente a experiencias aversivas (Gross & John,

2003). Ello se relacionaría significativamente y de manera directa con contextos que sean poco agradables, incluyéndose a aquellos espacios de la infancia y la juventud donde se ha expresado poco soporte emocional y afectivo (Schreiber & Veilleux, 2022).

Se obtuvieron evidencias de confiabilidad a través del coeficiente de consistencia interna Omega. Este coeficiente presenta una serie de ventajas en comparación con el Alfa de Cronbach, al considerarse que, para su uso, se requiere el cumplimiento de un conjunto de supuestos teóricos poco accesibles para los estudios en Psicología. Entre ellos, cabe destacar la tau-equivalencia (cargas factoriales iguales de los ítems en un mismo factor), la unidimensionalidad del test y la distribución normal de puntuaciones de variables continuas, siendo los ítems de un test de carácter discreto (McNeish, 2018). Se obtuvieron coeficientes de consistencia interna Omega mayores a .70, que es lo ideal para contextos investigativos (Kline, 2020).

En referencia a las diferencias de género, estas no se identificaron entre las variables de invalidación emocional y regulación emocional. Ello va acorde con los resultados de diversas investigaciones (Cardona et al., 2022). Las experiencias de invalidación emocional repercuten en todas las personas que las hayan vivido, sin considerar factores de género u otros componentes sociodemográficos. Es decir, estos elementos personales no tendrían un impacto para generar diferencias en la manifestación emocional como consecuencia de contextos invalidantes (Morrison et al., 2021).

Este estudio presenta una serie de limitaciones importantes de mencionar. En primer lugar, se ha realizado una investigación preliminar con una muestra relativamente pequeña en comparación con otros estudios psicométricos, además de utilizar un muestreo de tipo no probabilístico y por conveniencia, lo cual no permitiría la generalización de resultados. Tampoco se ha considerado la obtención de otras propiedades psicométricas, entre ellas la imparcialidad de la prueba, a través del análisis de invarianza factorial en función de alguna variable específica (por ejemplo, género y condición de ser muestra clínica/no clínica). Finalmente, se podrían haber utilizado otras herramientas de medición para así poder realizar propuestas de investigación aplicada, y no solo considerar el análisis psicométrico de un instrumento.

A pesar de estas limitaciones, este estudio presenta ciertos aspectos de relevancia y justificación como investigación. Es el primer trabajo psicométrico dentro del contexto peruano en el cual se adapta y valida una herramienta cuyo objetivo es medir el constructo de invalidación en etapas infanto-juveniles. Por otro lado, se han desarrollado procedimientos psicométricos que cumplen con los estándares actuales para el desarrollo y la adaptación de pruebas psicológicas (AERA et al., 2014; ITC, 2017). Se puede concluir que este trabajo es una primera propuesta para el desarrollo de futuras investigaciones en las cuales se considere la medición de la invalidación.

REFERENCIAS

- Aiken, L. R. (1985). Three coefficients for analyzing the reliability and validity of ratings. *Educational and Psychological Measurement*, 45(1), 131-142. <https://doi.org/10.1177/0013164485451012>
- American Educational Research Association, American Psychological Association & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. AERA Publications.
- American Psychiatric Association. (2014). *Guía de consulta de los criterios diagnósticos del DSM-5*. American Psychiatric Publishing.
- Bedoya, C. (2021). *Adicción a las redes sociales y autoestima en adolescentes* [Trabajo de suficiencia profesional para optar el título profesional de licenciado en Psicología, Universidad de Lima]. <https://hdl.handle.net/20.500.12724/13803>
- Bermúdez, S. (2019). *Experiencia de trabajo en el Departamento de Psicología de un proyecto social* [Trabajo de suficiencia profesional para optar el título profesional de licenciado en Psicología, Universidad de Lima]. <http://doi.org/10.26439/ulima.tesis/8689>
- Boggiano, J. P., & Gagliesi, P. (2020). *Terapia dialéctico conductual. Introducción al tratamiento de consultantes con desregulación emocional*. Tres Olas Ediciones.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis applied research*. The Guilford Press.

- Camino, M. C. (2021). *Funcionamiento familiar y desarrollo de la bulimia y anorexia nerviosa en mujeres jóvenes y adolescentes* [Trabajo de suficiencia profesional para optar el título profesional de licenciado en Psicología, Universidad de Lima]. <https://hdl.handle.net/20.500.12724/13147>
- Cardona, N., Madigan, R., & Sauer-Zavala, S. (2022). How minority stress becomes traumatic invalidation: An emotion-focused conceptualization of minority stress in sexual and gender minority people. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 29(2), 185-195. <https://doi.org/10.1037/cps0000054>
- 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.
- Davis, L. (1992). Instrument review: Getting the most from a panel of experts. *Clinical Methods*, 5(4), 194-197. [https://doi.org/10.1016/S0897-1897\(05\)80008-4](https://doi.org/10.1016/S0897-1897(05)80008-4)
- Drago, V. (2020). *Reducción de conductas que atentan contra la vida en adolescentes con la terapia dialéctico conductual* [Trabajo de suficiencia profesional para optar el título profesional de licenciado en Psicología, Universidad de Lima]. <https://hdl.handle.net/20.500.12724/12116>
- Elzy, M., & Karver, M. (2018). Behaviour vs. perception: An investigation into the components of emotional invalidation. *Personality and Mental Health*, 12(1), 59-72. <https://doi.org/10.1002/pmh.1403>
- Espinoza, M. C., Burga, A., & Okumura, A. (2020). Estructura Factorial de la Escala de Riesgo de Violencia de Plutchik (ERVP): Propiedades psicométricas y diferencias en función a variables sociodemográficas en universitarios limeños. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 12(2), 59-68. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v12.n2.26387>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, R. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299. <http://dx.doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272>

- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33. <https://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1793.pdf>
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics*. Sage Publications.
- Finch, W. H., & French, B. F. (2015). *Latent variable modeling with R*. Routledge.
- Gargurevich, R., & Matos, L. (2010). Propiedades psicométricas del cuestionario de autorregulación emocional adaptado para el Perú (ERQP). *Revista de Psicología*, 12, 192-215. <https://revistas.ucv.edu.pe/index.php/revpsi/article/view/628/614>
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(2), 348-362. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348>
- Hair, J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2014). *Multivariate data analysis*. Pearson Education.
- International Test Commission. (2017). *ITC guidelines for translating and adapting tests*. https://www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptation_2ed.pdf
- Jazaieri, H., Goldin, P. R., & Gross, J. J. (2017). Treating social anxiety disorder with CBT: Impact on emotion regulation and satisfaction with life. *Cognitive Therapy and Research*, 41(3), 406-416. <https://doi.org/10.1007/s10608-016-9762-4>
- Jöreskog, K. (1977). Factor analysis by least-squares and maximum-likelihood methods. En K. Enslein, A. Ralston & H. Wilf (Eds.), *Statistical methods for digital computers* (pp. 125-153). John Wiley and Sons.
- Kline, R. B. (2020). *Becoming a behavioral science researcher. A guide to producing research that matters*. The Guilford Press.
- Linehan, M. (1993). *Cognitive-behavioral treatment of borderline personality disorder*. The Guilford Press.

- Linehan, M. (2020). *Building a life worth living. A memoir*. Random House.
- Loehlin, J. C., & Beaujean, A. A. (2017). *Latent variable models: An introduction to factor, path and structural equation analysis*. Taylor & Francis.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2020). *Factor* (versión 10.10.03) [Software]. Universitat Rovira i Virgili. <http://psico.fcep.urv.es/utilitats/factor/index.html>
- Mair, P. (2018). *Modern Psychometrics with R*. Springer International. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-93177-7>
- Marsh, H. W., Morin, A. J. S., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology, 10*(1), 85-110. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods, 23*(3), 412-433. <https://doi.org/10.1037/met0000144>
- Meneses, J., Barrios, M., Bonillo, A., Cosculluela, A., Lozano, L., Turbany, J., & Valero, S. (2013). *Psicometría*. Editorial UOC.
- Morrison, J., Elzy, M., & Jelsone-Swain, L. (2021). Sex differences in anger states after violent video game play and the relationship of empathy and emotional invalidation as pre-aggressive predictors in young adults. *Personality and Individual Differences, 182*, 111060. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.111060>
- Mountford, V., Corstorphine, E., Tomlinson, S., & Waller, G. (2007). Development of a measure to assess invalidating childhood environments in the eating disorders. *Eating Behaviors, 8*(1), 48-58. <http://dx.doi.org/10.1016/j.eatbeh.2006.01.003>
- NEA BPD. (2012, 21 de noviembre). *Understanding validation in families-Alan E. Fruzzetti, PhD* [Video]. YouTube. https://www.youtube.com/watch?v=EDSIYTQX_dk

- Nieto-Preciado, D., Corona-Figueroa, B., Ortiz-Sánchez, D., Venegas-Peña, H., & Meda-Lara, R. (2017). Prevalencia de trastornos de la personalidad y su asociación con la recaída post-tratamiento en pacientes policonsumidores de sustancias en una unidad de tratamiento residencial. *Revista de Investigación en Psicología*, 20(1), 29-41. <https://doi.org/10.15381/rinvp.v20i1.13521>
- Pérez, M. (2014). *Las terapias de tercera generación como terapias contextuales*. Síntesis.
- Puddington, M., Duthu, F., & Gagliesi, P. (2017). Adaptación al español de la escala de ambiente invalidante infantil. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 26(3), 307-312. <https://doi.org/10.24205/03276716.2017.1029>
- Puddington, M., Wright, E., & Gagliesi, P. (2020). Confirmatory factor analysis of the Invalidating Childhood Environment Scale in Spanish (ICES). *Universitas Psychologica*, 19, 1-9. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy19.cfai>
- Schreiber, R. E., & Veilleux, J. C. (2022). Perceived invalidation of emotion uniquely predicts affective distress: Implications for the role of interpersonal factors in emotional experience. *Personality and Individual Differences*, 184, 111191. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.111191>
- Soler, J., Elices, M., & Carmona, C. (2016). Terapia dialéctica conductual: aplicaciones clínicas y evidencia empírica. *Análisis y Modificación de Conducta*, 42(165-166), 35-49. <http://dx.doi.org/10.33776/amc.v42i165-66.2793>
- Valero, S. (2013). *Transformación e interpretación de las puntuaciones*. Universitat Oberta de Catalunya.
- Zegarra-Valdivia, J., Cazorla Pérez, E., & Chino Vilca, B. (2016). Perfil clínico y epidemiológico de pacientes atendidos en el Centro de Salud Mental «Moisés Heresi» de Arequipa-Perú, entre los años 2011 y 2013. *Revista de Neuropsiquiatría*, 79(2), 98-107. <http://www.scielo.org.pe/pdf/rnp/v79n2/a04v79n2.pdf>