

Escala Integral de Experiencias Adversas (EIEA): Desarrollo, Validación y Propiedades Psicométricas en Estudiantes Universitarios del Norte de Chile

Holistic Adverse Experiences Scale (HAES): Development, Validation, and Psychometric Properties in University Students from Northern Chile

Gabriel Peñaloza-Díaz¹, Cristián Pinto-Cortez² y Rodrigo Ferrer-Urbina³

Resumen

Evaluar adecuadamente las experiencias adversas es crucial para comprender su impacto en la salud mental. Este estudio presenta la validación inicial de la Escala Integral de Experiencias Adversas (EIEA), un instrumento de autoinforme que evalúa la adversidad en infancia, adolescencia y adultez, considerando tanto la frecuencia como el impacto subjetivo. La muestra estuvo compuesta por 115 estudiantes universitarios del Norte de Chile. Se realizaron análisis factoriales confirmatorios de segundo orden y modelos de ecuaciones estructurales para examinar la validez estructural y convergente. La versión final incluyó 16 ítems organizados en tres dimensiones y un factor global. Los modelos mostraron un buen ajuste, y las experiencias adversas predijeron síntomas de estrés, depresión y ansiedad en todas las etapas del desarrollo. Las variables ponderadas por impacto subjetivo mejoraron la capacidad predictiva del modelo, especialmente en etapas tempranas. La EIEA presenta evidencias iniciales de validez, y su diseño multidimensional podría mejorar la evaluación de la adversidad en contextos clínicos y de investigación.

Palabras-clave: experiencias adversas, análisis psicométrico, ciclo vital, salud mental, estudiantes universitarios

Abstract

Accurately assessing adverse experiences is essential for understanding their impact on mental health. This study presents the initial validation of the Holistic Adverse Experiences Scale (HAES), a self-report instrument that assesses adversity across childhood, adolescence, and adulthood, incorporating both frequency and subjective impact. The sample consisted of 115 university students from northern Chile. Second-order confirmatory factor analyses and structural equation modeling were conducted to examine structural and convergent validity. The final version included 16 items grouped into three dimensions and one global factor. The models demonstrated good model fit indices, and adverse experiences significantly predicted symptoms of stress, depression, and anxiety across all developmental stages. Variables weighted by subjective impact improved the model's predictive capacity, particularly during earlier life stages. The HAES provides initial evidence of validity, and its multidimensional design may enhance the precision of adversity assessment in both research and clinical practice.

Keywords: adverse childhood experiences, psychometric analysis, life course perspective, mental health, university students

¹Psicólogo, Licenciado en Psicología, Doctorando en Psicología, Escuela de Psicología y Filosofía, Universidad de Tarapacá, 18 de Septiembre 2022, Arica, Chile. Correo: gabriel.penaloza.diaz@alumnos.uta.cl (Autor de correspondencia)

²Doctor en Psicología, Académico, Escuela de Psicología y Filosofía, Universidad de Tarapacá, 18 de Septiembre 2022, Arica, Chile. Correo: cpinto@academicos.uta.cl

³Doctor en Metodología de las Ciencias del Comportamiento y de la Salud, Académico, Escuela de Psicología y Filosofía, Universidad de Tarapacá, 18 de Septiembre 2022, Arica, Chile. Correo: rferrer@academicos.uta.cl

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · N°79 · Vol.1 · 33-48 · 2026

ISSN: 1135-3848 print / 2183-6051 online

This work is licensed under CC BY-NC 4.0. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>

Introducción

Se ha evidenciado que las experiencias adversas en la infancia (EAI), comúnmente conocidas como "Adverse Childhood Experiences" (ACE por sus siglas en inglés), pueden tener repercusiones perjudiciales tanto en la salud física como mental de las personas (Graf et al., 2021; Hughes et al., 2017; Petrucci et al., 2019; Ramo-Fernández et al., 2019; Schroeder et al., 2021; Steptoe et al., 2019). Las ACE se refieren a eventos o circunstancias estresantes y potencialmente traumáticas vividas durante la infancia o adolescencia, tales como el abuso físico o sexual, la negligencia, la exposición a violencia doméstica, el maltrato emocional, entre otras (Felitti et al., 1998; Felitti, 2002). Dado que las ACE son importantes factores de riesgo para la salud, es fundamental utilizar instrumentos con evidencias de validez para interpretar sus puntuaciones.

Las experiencias que pueden modificar el desarrollo normativo de los niños, niñas y adolescentes (NNA) son claves para comprender los mecanismos que dan forma a sus trayectorias de vida, los cuales pueden variar según la etapa del desarrollo (Hawes et al., 2021). Aunque la adversidad en las primeras etapas de la vida puede tener más efectos significativos sobre el desarrollo neurobiológico en comparación con la etapa adulta, algunos estudios sugieren que las diferencias en los efectos sobre la salud física y mental pueden explicarse mediante la acumulación de las experiencias adversas a lo largo del ciclo vital (Green et al., 2000; Schnurr et al., 2002). En efecto, los modelos de respuesta al estrés indican que la experiencia de eventos potencialmente traumatizantes en etapas tempranas puede aumentar la probabilidad de consecuencias negativas en etapas posteriores, generando así una acumulación riesgosa de consecuencias desfavorables para la salud física y mental (Crielaard et al., 2021; Korkeila et al., 2010).

En este contexto, hasta la fecha, la investigación sobre las ACE ha seguido principalmente este enfoque de riesgo acumulativo, centrándose en medir la cantidad total de adversidades experimentadas por una persona antes de los 18 años. Sin embargo, ha surgido un creciente cuerpo de investigación que difiere con este enfoque acumulativo, especialmente al

considerar los complejos procesos transaccionales mediante los cuales las ACE impactan en la salud física y mental a lo largo del desarrollo normativo de los NNA (McLaughlin & Sheridan, 2016). Además, cabe destacar que el impacto de las ACE sobre los NNA en desarrollo puede variar según las edades específicas en las que se experimentan tales situaciones potencialmente traumatizantes (Dunn et al., 2019; Schroeder et al., 2018). Por ejemplo, en el estudio de Schroeder et al. (2018), se encontró que los síntomas externalizantes en la niñez media (9 años) podían ser explicados por el momento y la duración de las ACE durante la primera infancia (de 1 a 5 años), independientemente del efecto acumulado de las ACE. Por otro lado, el estudio de Dunn et al. (2019) ha demostrado que el momento en que ocurren las ACE puede explicar mejor la variabilidad en el ADN (efectos epigenéticos asociados a la salud mental) que la acumulación de la exposición a ACE.

Estos hallazgos tienen importantes implicaciones para los modelos teóricos sobre los efectos de las ACE en los problemas de salud física y mental, así como para los enfoques metodológicos para medir adecuadamente aquellas experiencias tempranas. Por lo tanto, las herramientas de medición deben ser capaces de proporcionar no solo información sobre el tipo de ACE, sino también sobre el momento específico de tales experiencias. Esta noción sobre las ACE no solo es una cuestión metodológica, sino también una preocupación tanto en entornos de investigación como en la práctica clínica (Lacey & Minnis, 2020).

Revisiones sistemáticas han destacado una serie de limitaciones en las medidas más utilizadas para evaluar las ACE (Barnes et al., 2020; Oh et al., 2018). Principalmente, señalan que estas herramientas no proporcionan información sobre el momento ni la duración de los eventos adversos. Por ejemplo, el Cuestionario de Experiencias Adversas en la Infancia para Adultos, desarrollado por el Departamento de Servicios Sanitarios de California (State of California Department of Health Care Services, n.d.), sólo evalúa la presencia y/o ausencia de 10 tipos de experiencias adversas utilizando puntuaciones dicotómicas entre 0 y 1. Otro ejemplo sería el Cuestionario de Experiencias de Cuidado y Abuso en la Infancia (CECA.Q; Bifulco et al., 2005), el cual puede

identificar las edades en que algunas adversidades (como el castigo físico y las experiencias sexuales no deseadas) comienzan por primera vez, pero no informa sobre la duración de estas experiencias.

Otra consideración importante sobre las herramientas de medición de las ACE se refiere a su alcance para calificar e identificar aquellas experiencias potencialmente traumatizantes. Es decir, qué evento o situación puede ser denominado experiencia adversa. Si bien las ACE se han definido comúnmente a partir del inventario de 10 ítems de factores de riesgo propuesto en el estudio de Felitti et al. (1998), se ha señalado que dichos ítems no fueron seleccionados mediante un proceso sistemático (Finkelhor et al., 2015). Además, investigaciones posteriores han resaltado que otras experiencias podrían tener efectos similares, lo que pone en duda la definición operatoria para identificar las ACE. Por ejemplo, investigaciones como la de Finkelhor et al. (2015) han evidenciado que la victimización por pares, el aislamiento o rechazo social y la violencia comunitaria también pueden predecir resultados en salud mental, y que un bajo nivel socioeconómico puede predecir resultados en salud física con mayor fuerza que los 10 ítems originales de las ACE. También la literatura ha expuesto las limitaciones del instrumento original, ya que no considera otras experiencias como la discriminación, el estatus de refugiado y la exposición a conflictos bélicos, las cuáles también podrían ser consideradas como posibles ACE (Barnes et al., 2020; Mersky et al., 2017).

A pesar de la evidencia que muestra que los eventos estresantes ocurridos después de los 18 años tienen consecuencias negativas para la salud física y mental (Mersky et al., 2023; Stumbo et al., 2015; Wang et al., 2023), las medidas actuales sobre las ACE tienden a enfocarse únicamente en los eventos que ocurren antes de esta edad. Esta concepción puede limitar el alcance para evaluar aquellas experiencias que se han mantenido a lo largo del ciclo vital, así como aquellas que se presentan por primera vez en la adultez. Recientemente, han surgido investigaciones que han incorporado esta nueva perspectiva integral sobre las experiencias adversas y sus desencadenantes para la salud (Mersky et al., 2023; Wang et al., 2023), incorporando la medición de las experiencias adversas en la adultez (EAA). Estas

investigaciones consideran eventos o situaciones estresantes y perjudiciales que ocurren después de los 18 años, similares a las ACE, pero enfocadas en eventos característicos de la adultez emergente o la adultez, como la pérdida de un hijo y la violencia ejercida por un cónyuge o pareja, por nombrar algunos.

En efecto, la inclusión del enfoque de las EAA es un elemento adicional que puede incorporar una perspectiva integral sobre las consecuencias de las experiencias adversas a lo largo del ciclo vital, ampliando la concepción de los efectos directos de las ACE. Su participación como variable de control o explicativa (independiente) puede ser de gran ayuda tanto para diferenciar y comparar el efecto de las ACE, como también para considerar su efecto potenciador sobre las consecuencias negativas para la salud (Mersky et al., 2023). Por lo tanto, su medición conjunta con las experiencias tempranas resulta fundamental para entender con mayor precisión las complejas interacciones entre las experiencias adversas y el estado de salud física y mental de las personas.

En respuesta a la evidencia y las limitaciones previamente descritas, en el presente estudio, se desarrolló un nuevo instrumento de autoinforme denominado EIEA (Escala Integral de Experiencias Adversas). Este instrumento, no solo tiene la pertinencia de indexar el número y el tipo de ACE, sino también el momento cuando ocurren (antes de los 12 años, entre los 12 y 18 años, y después de los 18 años), así como la frecuencia de exposición a estas experiencias. Incluye una amplia gama de adversidades, que abarcan las 10 ACE del instrumento original, así como experiencias adicionales de victimización y abuso, adversidades relacionadas con minorías y eventos de vida adversos, basándose en la evidencia actual y en medidas validadas de ACE (Finkelhor et al., 2005, 2015; Gray et al., 2004; Zolotor et al., 2009). Además, la EIEA incluye una escala que mide el grado de afectación de las experiencias adversas en la vida del participante, con el objetivo de captar su impacto subjetivo. Este enfoque es esencial, ya que las adversidades no solo se definen por su ocurrencia objetiva, sino también por cómo son experimentadas e interpretadas por cada individuo (Francis et al., 2023; Kascakova et al., 2022; Morgado, 2024). Evaluar este impacto subjetivo permite comprender mejor las diferencias en las

respuestas emocionales, cognitivas y conductuales frente a los eventos adversos, lo que puede influir en el bienestar general y la salud mental a largo plazo. De esta manera, la EIEA proporciona una medida más completa de las experiencias adversas, al considerar tanto sus aspectos objetivos como las percepciones subjetivas sobre estos eventos.

En ese orden de ideas, la presente investigación tiene como objetivo proponer una nueva escala para medir experiencias adversas, con evidencias iniciales de fiabilidad y validez, de acuerdo con estándares psicométricos contemporáneos, a partir de una muestra de estudiantes universitarios. Al integrar tanto las ACE como las EAA, este estudio busca ofrecer una perspectiva más integral sobre el impacto de las experiencias adversas en la salud a lo largo del ciclo vital, considerando tanto su frecuencia como las percepciones subjetivas asociadas. De este modo, se proporciona una nueva herramienta para la investigación en salud y su aplicación en la práctica clínica.

Método

Muestra

La muestra estuvo compuesta por 115 estudiantes universitarios pertenecientes a una Universidad Regional del Estado, ubicada en una ciudad localizada al Norte de Chile. Tal ciudad se caracteriza por su diversidad cultural, en la que coexisten comunidades chilenas, aymaras y migrantes. De los participantes, 89 se identificaron como mujeres y 23 como hombres, con edades entre 18 y 28 años ($M=21.19$, $DE=2.09$). Todos los estudiantes pertenecían a la misma carrera universitaria.

El 97.4% de los participantes se identificó con la nacionalidad chilena, y el 39.1% declaró ascendencia étnica, lo que refleja la diversidad cultural propia de la región. En relación con la orientación sexual, el 54.8% ($n=63$) se identificó como heterosexual y el 37.4% como bisexual ($n=43$). En cuanto a la situación académica y económica, el 59.1% se dedicaba exclusivamente a estudiar, y el 26.1% declaró un ingreso económico familiar entre 500.000 y 700.000 pesos chilenos (aproximadamente 550 a 770 USD), lo que indica una diversidad de contextos socioeconómicos dentro de la muestra. Las características detalladas de los participantes se muestran en la Tabla 1.

Tabla 1. Características sociodemográficas

Características	Categorías	n (%) / Media $\pm$ SD
Experiencias adversas	Baja exposición (0-5)	10 (8.7%)
	Moderada-baja (6-10)	37 (32.2%)
	Moderada-alta (11-15)	28 (24.3%)
	Alta exposición (≥ 16)	40 (34.8%)
Género	Hombre	23 (20%)
	Mujer	89 (77.4%)
	Transgénero	1 (.9%)
	No binario	1 (.9%)
	Prefiere no decirlo	1 (.9%)
Orientación sexual	Heterosexual	63 (54.8%)
	Homosexual	4 (3.5%)
	Bisexual	43 (37.4%)
	Pansexual	1 (.9%)
	Prefiere no decirlo	4 (3.5%)
Origen étnico	Origen no indígena	70 (60.9%)
	Origen indígena	45 (39.1%)
Nacionalidad	Nacionalidad chilena	112 (97.4%)
	Extranjero	3 (2.7%)
Ocupación	Trabaja y estudia	33 (28.7%)
	Solo estudia	68 (59.1%)
	Busca trabajo y estudia	14 (12.2%)
Ingreso económico	Inferior a \$500.000 CLP	30 (26.1%)
	Entre \$500.000 y \$700.000 CLP	30 (26.1%)
	Entre \$700.000 y \$1.000.000 CLP	18 (15.7%)
	Superior a \$1.000.000 CLP	22 (19.1%)
	No sabe	15 (13%)
	DASS-21	
	Estrés	7.83 $\pm$ 5.50
	Depresión	5.51 $\pm$ 5.10
	Ansiedad	5.43 $\pm$ 5.37
Edad (años)		21.19 $\pm$ 2.09

Nota. n=Número de sujetos; %= Porcentaje; SD=Desviación estándar

Procedimiento

Primeramente, se llevó a cabo una evaluación interjueces para garantizar la validez de contenido del instrumento. Un grupo de expertos ($n=3$) en psicometría y en el área de experiencias adversas revisó los ítems del cuestionario para asegurarse de que cada uno reflejara adecuadamente los constructos propuestos. Durante esta fase, se utilizó el índice Kappa de Cohen para evaluar el nivel de acuerdo entre los jueces, lo que permitió realizar ajustes en los ítems basados en sus observaciones. Se estableció un umbral de $Kappa \geq .60$ para considerar un acuerdo satisfactorio entre los expertos, lo que indicó una buena consistencia en la evaluación de los ítems (Dettori & Norvell, 2020).

Además, se realizó una prueba piloto con 23 personas pertenecientes a la población objetivo, a

quienes se les pidió que compartieran observaciones y explicitaran su comprensión de cada ítem, cumpliendo así el rol de jueces del público objetivo. Esta prueba permitió identificar posibles problemas de comprensión de los ítems y evaluar la adecuación de las opciones de respuesta.

Posteriormente, el cuestionario fue administrado en su versión final en noviembre de 2024. Los participantes fueron seleccionados mediante un muestreo no probabilístico intencionado en estudiantes de una Universidad Regional del Estado.

La aplicación del instrumento se llevó a cabo de manera grupal en diversas salas de clases de forma presencial, utilizando el formato lápiz y papel. Las sesiones se realizaron en horario vespertino durante el horario de clases. Previo a la aplicación, un miembro del equipo de investigación explicó los objetivos y alcances del estudio. Antes de participar, los estudiantes proporcionaron su consentimiento informado y participaron de manera voluntaria. El tiempo promedio de aplicación fue de 30 minutos, y en cada sesión estuvo presente un miembro del equipo para supervisar la correcta administración del instrumento y resolver dudas o consultas.

Es importante señalar que este estudio de investigación fue aprobado el 12 de junio de 2024 por el Comité Ético Científico de la Universidad de Tarapacá, código C24-2024.

Instrumentos

Cuestionario sociodemográfico. Se diseñó un cuestionario con el propósito de recolectar información sociodemográfica de los participantes. El cuestionario incluye preguntas de opción múltiple, abarcando aspectos como la edad, el género, la orientación sexual, la pertenencia a un pueblo indígena, la nacionalidad, el ingreso económico familiar y la ocupación.

Escala Integral de Experiencias Adversas para adultos (EIEA). La EIEA es un cuestionario de autoinforme diseñado para evaluar diversas adversidades experimentadas a lo largo del ciclo vital, abarcando las etapas de infancia, adolescencia y adultez. Este instrumento consta de 34 ítems con respuestas dicotómicas (sí/no) orientados a medir la exposición a eventos

adversos específicos. Los ítems cubren una amplia variedad de experiencias adversas en diferentes contextos, incluyendo situaciones ambientales, educativas, socioemocionales, familiares, de violencia y digitales (por ejemplo, ciberacoso; la lista completa de ítems se presenta en la Tabla A1 del Anexo 1). Para cada ítem, se registra tanto la frecuencia del evento como el período del ciclo vital en el que ocurrió la exposición, categorizando los momentos en: antes de los 12 años, entre los 12 y 18 años, y después de los 18 años. Además, se incluye una escala tipo Likert para medir la frecuencia de la exposición, con 4 opciones de respuesta: *Nunca, Una vez, 2 o 3 veces, 4 o más veces*. Igualmente, se incluye una escala tipo Likert con 4 opciones de respuesta (*Nada, Poco, Moderadamente, Mucho*) para evaluar el impacto subjetivo o el grado de afectación de cada experiencia adversa en la vida del participante. Para fines exploratorios y con el objetivo de describir la distribución de la muestra, se dividió a los participantes en cuatro grupos según la cantidad total de experiencias adversas reportadas: baja exposición (0–5), moderada-baja (6–10), moderada-alta (11–15) y alta exposición (≥ 16). Esta clasificación no responde a puntos de corte previamente establecidos, sino que se basa en una agrupación empírica determinada por la dispersión observada en los datos.

Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21; Lovibond & Lovibond, 1995). Se utilizó la versión chilena abreviada de la Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21), traducida y adaptada por Antúnez y Vinet (2017). Este instrumento de autoinforme consta de 21 ítems diseñados para evaluar niveles de depresión, ansiedad y estrés en adultos. Las respuestas se presentan en formato Likert con cuatro alternativas, que van desde 0 ("No describe nada de lo que me pasó o sentí en la semana") hasta 3 ("Sí, esto me pasó mucho, o casi siempre"). La consigna solicita al participante indicar en qué medida cada frase describe su experiencia durante la última semana. Puntuaciones más altas reflejan mayor sintomatología. La escala cuenta con adecuadas propiedades psicométricas, ajustándose a un modelo de tres factores y mostrando coeficientes alfa de Cronbach de .85, .83 y .73 para las subescalas de depresión, ansiedad y estrés, respectivamente (Antúnez & Vinet, 2017). Esta

escala fue empleada para evaluar la validez convergente del instrumento de experiencias adversas, con el objetivo de examinar su poder predictivo en relación con los indicadores de salud mental.

Análisis de datos

Todos los análisis de datos se realizaron con Mplus en su versión 8.3 (Muthén & Muthén, 2017), a excepción de los análisis descriptivos y los análisis de fiabilidad del instrumento, que se llevaron a cabo con el programa Jamovi en su versión 2.3.21. Se utilizó el estimador Weighted Least Square Mean and Variance adjustment (WLSMV), ya que es adecuado para modelar variables categóricas (ordinales) y proporciona estimaciones de parámetros y errores estándar robustos en condiciones de no normalidad (Brown, 2015; Muthén & Muthén, 2017). Para evaluar y comparar la consistencia interna de los modelos de medida de la EIEA, se utilizó el coeficiente omega jerárquico de McDonald (ω), que es recomendado para datos ordinales, ya que permite que la varianza de los ítems varíe libremente (Dunn et al., 2014). También se estimó el alfa de Cronbach, ya que sigue siendo ampliamente utilizado en investigaciones sobre las propiedades psicométricas de instrumentos de medida. Esta aproximación es consistente con las prácticas recomendadas para la validación de instrumentos, como se observa en estudios que analizan la estructura interna de escalas en poblaciones universitarias (Bruna et al., 2017; López-Angulo et al., 2024).

Para los análisis descriptivos, las variables continuas se describieron mediante media y desviación estándar (DE), mientras que las variables categóricas se presentaron como frecuencias y porcentajes.

La estructura interna de la EIEA de sus tres periodos etarios se evaluó comparando dos modelos estadísticos: ESEM con rotación GEOMIN y AFC de segundo orden. Se utilizaron múltiples índices para evaluar y comparar la bondad del ajuste de los modelos, incluyendo el χ^2 (chi-cuadrado), CFI (Confirmatory Fit Index), TLI (Tucker-Lewis Index), y RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation). Se adoptaron los puntos de corte generalmente aceptados de $CFI > .95$, $TLI > .95$, y $RMSEA < .06$ como

indicadores de un buen ajuste del modelo (Hu & Bentler, 1999; Marsh et al., 2004).

Resultados

Análisis descriptivos

Como se presenta en la Tabla 1, la mayoría de los participantes, en la versión original de la escala (34 ítems), se ubicó en el grupo de alta exposición a experiencias adversas (≥ 16), lo que representa el 34.8% de la muestra. Le siguieron los grupos de exposición moderada-baja (6–10) con un 32.2%, moderada-alta (11–15) con un 24.3%, y baja exposición (0–5), con solo un 8.7%. Esta distribución refleja una alta carga acumulada de adversidades en la población evaluada, lo que respalda el uso de la muestra para la obtención de evidencias de validez del instrumento. En cuanto a los niveles de salud mental, la muestra presentó una media de 7.83 para el estrés, 5.51 para la depresión y 5.43 para la ansiedad.

Evidencias de validez basadas en la estructura interna

La depuración de la escala comenzó con un análisis ESEM con rotación GEOMIN para cada uno de los tres periodos etarios: infancia (antes de los 12 años), adolescencia (de 12 a 18 años) y adultez (mayores de 18 años). Esta técnica se empleó para explorar la estructura factorial de la EIEA, considerando también posibles cargas cruzadas. Durante los análisis ESEM, se eliminaron seis ítems considerando los siguientes criterios: baja variabilidad de respuesta (más del 90% de los casos en una sola categoría); saturaciones factoriales inferiores a .30; y falta de significancia estadística ($p > .05$). Estos procedimientos y los ítems eliminados se presentan en la Tabla A2 del Anexo 1. No obstante, a pesar de encontrar estructuras factoriales con adecuadas propiedades psicométricas y buenos índices de ajuste, se observaron diferencias en la configuración de los factores entre los modelos de cada periodo, lo que dificultaba su comparación directa. Ante esta heterogeneidad estructural y considerando que muchas aplicaciones del instrumento en la literatura se orientan hacia una puntuación global o interpretación unidimensional de la exposición a experiencias adversas (Anda et al., 2020; Felitti et al., 1998;

Koita et al., 2018; World Health Organization, 2018), se probó un modelo factorial de segundo orden. Este enfoque fue elegido dado que la acumulación de experiencias adversas a lo largo del ciclo vital puede tener un mayor impacto en la salud mental que la presencia aislada de experiencias individuales (Byansi et al., 2023; Gondek et al., 2021). Los AFC de segundo orden modelan las relaciones jerárquicas entre los factores de primer orden y el factor global, lo que permite una comprensión más precisa de la estructura subyacente de los constructos (Reise et al., 2010).

A continuación, y basándose en la organización teórica y temática de los 28 ítems restantes, se definieron seis dimensiones que estructuraron el modelo conceptual del instrumento (los detalles específicos, incluidos los nombres y el número de ítems por dimensión, se encuentran disponibles en la Tabla A3 del Anexo 1). Durante los AFC de segundo orden, se aplicaron criterios adicionales para refinar los modelos, eliminando aquellos ítems que continuaban mostrando problemas de variabilidad de respuesta, saturaciones factoriales insuficientes o que afectaban el ajuste global del modelo según los índices de modificación. Además, se detectaron problemas de alta colinealidad entre algunos factores, lo que llevó a su reestructuración y a la unificación de aquellos que no estaban suficientemente diferenciados o que generaban problemas de identificación. Estas unificaciones se realizaron considerando tanto la elevada correlación estadística como la coherencia teórica de los ítems agrupados.

Se consolidó una estructura factorial común, compuesta únicamente por aquellos ítems con un rendimiento psicométrico adecuado en los tres periodos, la que resultó en una estructura final de tres factores de primer orden y un factor global de segundo orden, con un total de 16 ítems. Esta estrategia permitió desarrollar un modelo consistente y comparable a lo largo del ciclo vital (los detalles adicionales sobre los procedimientos y resultados del proceso de validación están disponibles en la Tabla A4 del Anexo 1).

resultados del proceso de validación están disponibles en la Tabla A4 del Anexo 1).

La Tabla 2 presenta los índices de ajuste de los modelos AFC de segundo orden para cada periodo

etario. Los modelos fueron evaluados de manera independiente en la infancia, adolescencia y adultez. En todos los casos, los valores de CFI, TLI y RMSEA fueron consistentemente adecuados, lo que indica que la estructura factorial es sólida y apropiada para cada grupo etario. Además, los modelos presentaron saturaciones factoriales estadísticamente significativas y suficientemente representativas para cada factor específico ($\lambda > .30$; véase Tabla 3). Sin embargo, se identificaron algunas cargas factoriales deficientes en ciertos ítems.

En la infancia (antes de los 12 años), los índices reflejaron un ajuste aceptable, cercano a los estándares propuestos en la literatura ($\chi^2=152.349$, CFI=.945, TLI=.934, RMSEA=.066, SRMR=.096). Todas las cargas factoriales fueron estadísticamente significativas ($p < .05$) y presentaron valores representativos ($\lambda > .40$).

En la adolescencia (entre los 12 y los 18 años), el ajuste fue satisfactorio, ligeramente superior a los estándares propuestos en la literatura ($\chi^2=126.141$, CFI=.963, TLI=.957, RMSEA=.047, SRMR=.075), lo que respalda la interpretación de las puntuaciones de acuerdo al modelo teórico en esta etapa. Las cargas factoriales fueron estadísticamente significativas ($p < 0.05$) y en su mayoría superiores a .40, salvo el ítem 11 (¿Has experimentado la pérdida de una mascota significativa por fallecimiento, enfermedad grave u otras razones?), cuya saturación factorial fue .330.

En la adultez (después de los 18 años), el modelo mostró un ajuste óptimo, muy superior a los estándares propuestos en la literatura ($\chi^2=106.462$, CFI=.991, TLI=.989, RMSEA=.022, SRMR=.079), lo que confirma su solidez en este grupo. Todas las cargas factoriales fueron estadísticamente significativas ($p < .05$) y superaron el umbral de .40. No obstante, al igual que en la adolescencia, el ítem 11 mostró una saturación factorial baja ($\lambda = .33$).

Finalmente, los modelos demostraron adecuados valores de consistencia interna tanto para la escala global como para cada dimensión en los tres periodos etarios (véase Tabla 3). En resumen, el modelo de AFC de segundo orden cumple con los criterios de ajuste adecuados y demuestra evidencias de validez factorial, lo que lo convierte en la mejor opción para representar el constructo de la EIEA.

Tabla 2. Índices de ajuste del modelo para la EIEA

MODELOS AFC	χ^2 (df)	p	CFI	TLI	RMSEA [C.I. 90%]	SRMR
-12 años						
AFC de segundo orden	152.349 (101)	.001	.945	.934	.066 [.044, .087]	.096
AFC de segundo orden (Ponderado)	147.418 (101)	.002	.963	.956	.063 [.039, .084]	.064
12-18 años						
AFC de segundo orden	126.141 (101)	.047	.963	.957	.047 [.007, .071]	.075
AFC de segundo orden (Ponderado)	147.418 (101)	.002	.963	.956	.063 [.039, .084]	.064
+18 años						
AFC de segundo orden	106.462 (101)	.336	.991	.989	.022 [.000, .054]	.079
AFC de segundo orden (Ponderado)	133.540 (101)	.018	.975	.970	.053 [.024, .076]	.053

Nota. χ^2 =Prueba de ajuste chi-cuadrado; df=Grados de libertad; p=Valor de probabilidad; CFI=Comparative Fit Index; TLI=Tucker-Lewis Index; RMSEA=Root Mean Square Error of Approximation; SRMR=Standardized Root Mean Square Residual.

Tabla 3. Saturaciones estandarizadas de los modelos EIEA por periodo etario y confiabilidad

	Ítem/ Factor	-12 años		12-18 años		+18 años	
		No ponderado	Ponderado	No ponderado	Ponderado	No ponderado	Ponderado
(F1) Experiencias Adversas Socioemocionales	4	.486	.514	.513	.514	.669	.504
	5	.458	.479	.569	.479	.629	.521
	7	.673	.627	.699	.627	.682	.609
	9	.733	.693	.738	.693	.711	.693
	11	.483	.339	.330	.339	.330	.301
	12	.488	.456	.492	.456	.643	.533
	13	.680	.735	.770	.735	.523	.692
	20	.796	.827	.826	.827	.837	.841
(F2) Experiencias Adversas Indirectas	21	.746	.724	.756	.724	.632	.715
	16	.734	.596	.631	.596	.691	.587
	17	.727	.694	.723	.694	.695	.686
	18	.689	.705	.579	.705	.765	.739
	19	.859	.550	.543	.550	.610	.461
(F3) Experiencias Adversas en el Ámbito Sexual	26	.876	.784	.779	.784	.871	.798
	27	.959	.889	.937	.889	.905	.867
	28	.957	.996	.773	.996	.884	.922
ω de McDonald (α de Cronbach)	F1	.770 (.768)		.798 (.799)		.753 (.748)	
	F2	.706 (.653)		.636 (.632)		.687 (.677)	
	F3	.880 (.870)		.744 (.736)		.806 (.787)	
	Total	.846 (.837)		.862 (.858)		.842 (.834)	

Evidencias de validez convergente basadas en la relación con otras variables

Con el propósito de identificar evidencias de validez convergente del instrumento, se realizaron análisis mediante Modelos de Ecuaciones Estructurales (SEM) para evaluar su capacidad predictiva sobre indicadores de salud mental. Se probaron modelos SEM independientes para cada periodo etario, considerando la estructura factorial de segundo orden como variable predictora. Como variables dependientes, se incluyeron tres factores de primer orden

correlacionados, que evalúan síntomas de estrés, depresión y ansiedad. Los modelos SEM presentaron un ajuste adecuado considerando los estándares propuestos en la literatura (véase Tabla 4).

De acuerdo con los resultados, se observaron efectos estadísticamente significativos de las experiencias adversas sobre los indicadores de salud mental en los tres grupos etarios (véase Tabla 5). Sin embargo, la magnitud de estos efectos varió según la etapa del desarrollo.

Tabla 4. Índices de ajuste del modelo SEM para la EIEA

MODELOS SEM	$\chi^2 (df)$	p	CFI	TLI	RMSEA [C.I. 90%]	WRMR	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
-12 años								
AFC-SO $\times$ DASS-21	707.311 (620)	.008	.971	.968	.035 [.019, .047]	.849		
AFC-SO (Ponderado) $\times$ DASS-21	673.169 (585)	.006	.974	.972	.036 [.020, .048]	.817	.003	.001
12-18 años								
AFC-SO $\times$ DASS-21	695.948 (620)	.018	.974	.972	.033 [.015, .045]	.820		
AFC-SO (Ponderado) $\times$ DASS-21	706.044 (620)	.009	.975	.973	.035 [.019, .047]	.818	.001	.002
+18 años								
AFC-SO $\times$ DASS-21	731.787 (620)	.001	.962	.959	.040 [.026, .051]	.847		
AFC-SO (Ponderado) $\times$ DASS-21	730.110 (620)	.002	.971	.969	.039 [.026, .050]	.856	.009	-.001

Nota. AFC-SO=AFC de segundo orden; χ^2 =Prueba de ajuste chi-cuadrado; df =Grados de libertad; p =Valor de probabilidad; CFI=Comparative Fit Index; TLI=Tucker-Lewis Index; RMSEA=Root Mean Square Error of Approximation; WRMR=Weighted Root Mean Square Residual; ΔCFI =Cambio en CFI; $\Delta RMSEA$ =Cambio en RMSEA.

Tabla 5. Modelos SEM para predecir síntomas psicopatológicos (DASS-21): Modelos Ponderados vs. No Ponderados

MODELOS SEM	β	$\Delta\beta$	SE	p
-12 años				
AFC-SO $\times$ Estrés	.487		.091	< .001
AFC-SO (Ponderado) $\times$ Estrés	.528	.041	.085	< .001
AFC-SO $\times$ Depresión	.401		.101	< .001
AFC-SO (Ponderado) $\times$ Depresión	.450	.049	.085	< .001
AFC-SO $\times$ Ansiedad	.500		.092	< .001
AFC-SO (Ponderado) $\times$ Ansiedad	.561	.061	.079	< .001
12-18 años				
AFC-SO $\times$ Estrés	.512		.084	< .001
AFC-SO (Ponderado) $\times$ Estrés	.530	.018	.084	< .001
AFC-SO $\times$ Depresión	.445		.094	< .001
AFC-SO (Ponderado) $\times$ Depresión	.439	-.006	.085	< .001
AFC-SO $\times$ Ansiedad	.516		.089	< .001
AFC-SO (Ponderado) $\times$ Ansiedad	.556	.040	.079	< .001
+18 años				
AFC-SO $\times$ Estrés	.551		.083	< .001
AFC-SO (Ponderado) $\times$ Estrés	.547	-.004	.076	< .001
AFC-SO $\times$ Depresión	.495		.089	< .001
AFC-SO (Ponderado) $\times$ Depresión	.467	-.028	.077	< .001
AFC-SO $\times$ Ansiedad	.570		.083	< .001
AFC-SO (Ponderado) $\times$ Ansiedad	.567	-.003	.070	< .001

Nota. AFC-SO=AFC de segundo orden; β =Coeficiente de regresión estandarizado; $\Delta\beta$ =Cambio en β ; SE=Error estándar.

En la infancia las experiencias adversas se asociaron positivamente con los síntomas de estrés ($\beta=.487$, $SE=.091$, $p<.001$), depresión ($\beta=.401$, $SE=.101$, $p<.001$) y ansiedad ($\beta=.500$, $SE=.092$, $p<.001$). De manera similar, en la adolescencia se mantuvo esta asociación con los síntomas de estrés ($\beta=.512$, $SE=.084$, $p<.001$), depresión ($\beta=.445$, $SE=.094$, $p<.001$) y ansiedad ($\beta=.516$, $SE=.089$, $p<.001$). Por último, en la adultez, los efectos fueron más pronunciados, observándose coeficientes mayores en estrés ($\beta=.551$, $SE=.083$, $p<.001$), depresión ($\beta=.495$, $SE=.089$, $p<.001$) y ansiedad ($\beta=.570$, $SE=.083$, $p<.001$). Los hallazgos confirman una asociación consistente entre las experiencias adversas y la salud mental a lo largo del ciclo vital,

evidenciando que una mayor exposición a adversidades se asocia sistemáticamente con un incremento en los indicadores de salud mental. Sin embargo, si bien los efectos son significativos en todas las etapas, se observa un aumento progresivo en la magnitud de los coeficientes desde la infancia hasta la adultez, lo que sugiere que la acumulación de experiencias adversas podría intensificar su impacto sobre la salud mental en etapas posteriores de la vida.

Impacto subjetivo y modelo ponderado en la EIEA

La EIEA además de registrar la frecuencia de las experiencias adversas en diferentes periodos del ciclo vital, la escala incorpora un ítem específico

que evalúa el impacto subjetivo percibido por los participantes. La inclusión de esta dimensión responde a la necesidad de capturar la heterogeneidad en los efectos de las experiencias adversas, dado que, desde la perspectiva del trauma, la presencia de una experiencia en sí misma no siempre se traduce en un impacto uniforme en la salud mental de los individuos (Zhang et al., 2021). Diferencias en la percepción, el afrontamiento y los recursos de apoyo pueden modular la manera en que una experiencia adversa afecta el bienestar psicológico de las personas (Morgado, 2024; Zhang et al., 2021).

Con el fin de incorporar el impacto subjetivo de cada experiencia adversa, se probó un modelo alternativo (ponderado) que integra esta perspectiva para cada rango etario. Para ello, se crearon nuevas variables que reflejan la interacción entre la frecuencia de la experiencia adversa (e.g., ÍTEM_1) y su evaluación subjetiva del impacto (e.g., IS_1) en cada grupo etario. Específicamente, se calcularon variables ponderadas (PND_1) mediante la multiplicación de cada indicador de experiencia adversa por su correspondiente valor de impacto subjetivo (ÍTEM_1 * IS_1). Dado que estas variables presentaron menos de 10 categorías, fueron tratadas como categóricas en los análisis. La creación de estas variables ponderadas permitió considerar el impacto subjetivo percibido por los participantes, incorporando un componente diferencial en la medición de las experiencias adversas. Este enfoque complementa la medición de la presencia y la frecuencia de tales eventos, en línea con modelos actuales de estrés y trauma que reconocen la importancia de la vivencia subjetiva en sus efectos sobre la salud mental (Morgado, 2024).

Los modelos ponderados para cada periodo etario presentaron índices de ajuste adecuados, superiores a los estándares de la literatura (véase Tabla 2), lo que indica una representación robusta de la estructura factorial propuesta en todas las etapas del ciclo vital. Asimismo, las saturaciones factoriales fueron estadísticamente significativas y superiores al umbral recomendado ($\lambda > .30$), lo que evidencia una contribución sustancial de cada factor específico a la medición del constructo de la EIEA (véase Tabla 3).

A partir de las variables ponderadas, se estimaron modelos SEM para evaluar la relación entre las experiencias adversas y los

indicadores de salud mental en cada grupo etario. Se realizaron comparaciones entre los modelos SEM no ponderado y ponderado para determinar el efecto de la inclusión del impacto subjetivo de las experiencias adversas, lo que permitió evaluar su adecuación y comparabilidad (los índices de ajuste de ambos modelos se presentan en la Tabla 4). Para evaluar el impacto del modelo ponderado se analizaron los coeficientes de regresión estandarizados (β) en cada grupo etario.

Como se observa en la Tabla 5, el modelo ponderado mostró coeficientes más altos en la infancia (β estrés = .528; β depresión = .450; β ansiedad = .561) en comparación con el modelo no ponderado, con diferencias de $\Delta\beta$ de .041, .049 y .061 para estrés, depresión y ansiedad, respectivamente. En la adolescencia, los efectos fueron mayores en el modelo ponderado, aunque de manera parcial. Los coeficientes para estrés (β =.530) y ansiedad (β =.556) fueron superiores en comparación con los obtenidos en el modelo no ponderado ($\Delta\beta$ estrés=.018; $\Delta\beta$ ansiedad=.040). Sin embargo, en el caso de la depresión, el modelo ponderado presentó un efecto menor (β =.439) en comparación con el modelo no ponderado ($\Delta\beta$ depresión=-.006). En cuanto a la adultez, las diferencias fueron mínimas. Los coeficientes para estrés (β =.547), depresión (β =.467) y ansiedad (β =.567) en el modelo ponderado fueron ligeramente menores que los del modelo no ponderado, pero las diferencias no fueron sustanciales ($\Delta\beta$ estrés=-.004; $\Delta\beta$ depresión=-.028; $\Delta\beta$ ansiedad=-.003).

Los resultados obtenidos sugieren que el modelo ponderado tiene un impacto significativo en la relación entre las experiencias adversas y los indicadores de salud mental, particularmente en la infancia y la adolescencia. En estos periodos, el modelo ponderado mostró coeficientes más altos en las variables de estrés, depresión y ansiedad en comparación con el modelo no ponderado, lo que indica que la inclusión del impacto subjetivo de las experiencias adversas mejora considerablemente la capacidad predictiva del modelo. No obstante, en la adultez, las diferencias entre los dos modelos fueron mínimas, lo que podría reflejar una disminución del impacto relativo del componente subjetivo en la salud mental conforme aumenta la edad de las personas. Este hallazgo sugiere que, en

las etapas más avanzadas de la vida, otros factores podrían tener un papel más relevante en la determinación de la salud mental. En conjunto, estos resultados destacan la relevancia de incorporar la percepción subjetiva del impacto de las experiencias adversas, especialmente durante las primeras etapas del ciclo vital, a fin de lograr una comprensión más integral de sus efectos a largo plazo sobre la salud mental.

Discusión

Los resultados obtenidos en este estudio aportan evidencias iniciales de validez estructural y convergente de la Escala Integral de Experiencias Adversas (EIEA), posicionándola como un instrumento innovador para evaluar la exposición a experiencias adversas a lo largo del ciclo vital. Un hallazgo central fue que el modelo de análisis factorial confirmatorio (AFC) de segundo orden mostró un ajuste óptimo en el grupo correspondiente a la adultez (posterior a los 18 años), en comparación con los grupos de infancia y adolescencia. Esta diferencia podría explicarse por la naturaleza retrospectiva del instrumento, ya que los eventos ocurridos en el corto plazo tienden a ser recordados con mayor claridad, lo que reduce el sesgo de recuerdo (Hardt & Rutter, 2004). A su vez, esto puede indicar que los datos autorreportados sobre adversidades recientes ofrecen mayor consistencia interna y ajuste factorial.

A pesar del mejor ajuste observado en la adultez, las investigaciones previas coinciden en que la exposición a adversidades en etapas tempranas del desarrollo conlleva un riesgo más elevado para la salud mental a largo plazo, incluyendo alteraciones en la regulación emocional, el desarrollo neurobiológico y la respuesta al estrés (Al'Absi et al., 2021; Cecil et al., 2022; McLaughlin et al., 2020). En línea con esto, el presente estudio mostró asociaciones significativas entre la exposición a experiencias adversas y síntomas de estrés, depresión y ansiedad, particularmente más acentuadas en aquellos que reportaron experiencias tempranas. Este hallazgo respalda la hipótesis de un efecto acumulativo, en donde la exposición reiterada o prolongada a

adversidades aumenta el riesgo de psicopatología a largo plazo (Björkenstam et al., 2017; Hughes et al., 2017; Narayan et al., 2017).

Una contribución destacada del presente estudio es la incorporación del impacto subjetivo percibido de las experiencias adversas como un componente clave en la evaluación. Al considerar cómo las personas interpretan y se ven afectadas por estos eventos, la EIEA se alinea con enfoques contemporáneos en psicotraumatología que reconocen que no todos los eventos potencialmente adversos tienen el mismo efecto en todos los individuos (Francis et al., 2023; Kascakova et al., 2022; Morgado, 2024; Zhang et al., 2021). La inclusión de variables ponderadas que combinan frecuencia e impacto subjetivo mejoró la capacidad predictiva del modelo, especialmente en la infancia y adolescencia, lo que sugiere que las respuestas emocionales ante los eventos adversos son especialmente significativas en estas etapas del desarrollo.

En términos teóricos, este estudio contribuye al debate sobre la medición de las ACE, alineándose con propuestas recientes que abogan por un enfoque dimensional, en contraposición al modelo acumulativo tradicional (McLaughlin & Sheridan, 2016). La estructura factorial de la EIEA, organizada en dimensiones temáticas y analizada por rangos etarios, permite una evaluación más matizada y sensible al desarrollo, superando las limitaciones de los instrumentos tradicionales que solo consideran la presencia o ausencia de las experiencias adversas (Felitti et al., 1998). Diversos estudios han señalado que esta aproximación dicotómica ofrece una representación excesivamente reduccionista, ya que no considera la naturaleza, cronicidad, edad de inicio ni gravedad de las experiencias (Ford et al., 2014). Además, dificulta la identificación de los tipos específicos de adversidad que más contribuyen al impacto sobre la salud mental, y puede carecer de estabilidad psicométrica cuando se analizan ítems de manera aislada.

En este contexto, se han propuesto alternativas dimensionales que agrupan las experiencias en factores más específicos. Por ejemplo, Ford et al. (2014) identificaron una estructura de tres factores correlacionados que mostró ventajas psicométricas, como mayor consistencia interna y especificidad temática, lo que permite realizar análisis diferenciales

por tipo de adversidad. Sin embargo, nuestro estudio se aparta parcialmente de esta aproximación, al proponer y validar un modelo de segundo orden en el que las dimensiones temáticas se integran en un factor global que representa la exposición general a experiencias adversas infantiles.

Este enfoque jerárquico permite retener la riqueza conceptual del enfoque dimensional, al reconocer patrones diferenciados de adversidad, al tiempo que aporta evidencia empírica a favor de una estructura acumulativa más organizada, sustentada en un constructo latente superior. Así, nuestros hallazgos sugieren que es posible reconciliar la crítica al enfoque acumulativo tradicional con una concepción dimensional integrada, que preserve tanto la coherencia psicométrica como la utilidad clínica y epidemiológica de una medida global. Además, esta estrategia resulta especialmente útil para estudios comparativos o longitudinales, al facilitar el uso de un índice sintético con respaldo estructural robusto.

Adicionalmente, nuestros hallazgos están en consonancia con la propuesta de adaptar los instrumentos de medición a contextos socioculturales específicos. Por ejemplo, el estudio de Reyes-Gaspar y Charry-Mendez (2023) validó un instrumento que mide experiencias adversas en universitarios colombianos que, además de las dimensiones tradicionales, identificó una dimensión específica de “violencia sociopolítica y desastres naturales”, respondiendo a las condiciones propias del entorno. En una línea similar, la EIEA incluye adversidades poco consideradas en instrumentos tradicionales, como el ciberacoso, la discriminación o el aislamiento social, lo que lo convierte en una herramienta culturalmente más sensible.

Desde una perspectiva aplicada, la EIEA constituye un recurso útil tanto en contextos clínicos como investigativos. Su diseño permite identificar patrones de riesgo específicos según el momento del ciclo vital, así como capturar diferencias individuales en la percepción de las experiencias adversas. Esto facilita el diseño de intervenciones psicológicas más focalizadas y culturalmente sensibles, además de ofrecer insumos para políticas públicas orientadas a la prevención de la adversidad temprana y la promoción de la salud mental. Cabe destacar que la

EIEA se distingue de otros instrumentos existentes al incluir experiencias adversas ocurridas en la adultez, una dimensión frecuentemente ignorada en las mediciones tradicionales centradas exclusivamente en la infancia, lo que amplía su utilidad en el estudio de los efectos de las experiencias adversas a lo largo del ciclo vital.

Pese a sus fortalezas, este estudio presenta limitaciones que deben ser consideradas. En primer lugar, la muestra utilizada fue intencionada y se limitó a estudiantes universitarios de una única institución del Norte de Chile, lo que restringe la generalización de los hallazgos a otras poblaciones, especialmente a jóvenes que no acceden a la educación superior o pertenecen a otros contextos geográficos y socioculturales.

En segundo lugar, el carácter transversal del diseño impide establecer relaciones causales entre las experiencias adversas y los indicadores de salud mental. Si bien se observaron asociaciones consistentes, futuros estudios longitudinales serían necesarios para comprender cómo las experiencias adversas y su impacto subjetivo influyen en el desarrollo psicológico a lo largo del tiempo.

Además, el uso de autoinformes puede estar sujeto a sesgos de deseabilidad social o errores en el recuerdo, especialmente en relación con experiencias ocurridas en la infancia. Aunque se considera que las experiencias más recientes (como las de la adultez) son más accesibles a la memoria, esto no garantiza una precisión completa en los reportes. Por lo tanto, sería recomendable complementar la aplicación de la EIEA con entrevistas clínicas o triangulación de datos cuando sea posible.

Por último, si bien el instrumento mostró un ajuste factorial satisfactorio en las tres etapas del ciclo vital, algunos ítems presentaron saturaciones limitadas en ciertos grupos etarios, lo que sugiere la necesidad de seguir refinando los ítems para maximizar la consistencia interna del modelo en diferentes subpoblaciones.

En conclusión, la presente investigación aporta evidencia inicial sobre la validez y utilidad de la EIEA como herramienta para evaluar, de forma más integral, la exposición a experiencias adversas a lo largo del ciclo vital. Al integrar dimensiones objetivas y subjetivas, así como considerar el momento evolutivo en que ocurren las experiencias. Además, la EIEA responde a

importantes vacíos en la literatura y en la práctica clínica. Los resultados presentados no solo confirman la relación entre la adversidad y la salud mental, sino que subrayan la relevancia del impacto subjetivo y la frecuencia de tales experiencias. En conjunto, la EIEA representa un avance metodológico que puede enriquecer futuras investigaciones y contribuir a estrategias de evaluación e intervención más precisas, sensibles y contextualizadas.

Referencias

- Al'Absi, M., Ginty, A. T., & Lovallo, W. R. (2021). Neurobiological mechanisms of early life adversity, blunted stress reactivity and risk for addiction. *Neuropharmacology*, 188, Article 108519. <https://doi.org/10.1016/j.neuropharm.2021.108519>
- Anda, R. F., Porter, L. E., & Brown, D. W. (2020). Inside the ACE score: Strengths, limitations, and misapplications of adverse childhood experiences screening. *American Journal of Preventive Medicine*, 59(2), 293–295. <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2020.01.009>
- Antúnez, Z., & Vinet, E. (2017). Escalas de depresión, ansiedad y estrés (DASS – 21): Validación de la versión abreviada en estudiantes universitarios chilenos. *Terapia Psicológica*, 30(3), 49–55. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-48082012000300005>
- Barnes, A. J., Anthony, B. J., Karatekin, C., Lingras, K. A., Mercado, R., & Thompson, L. A. (2020). Identifying adverse childhood experiences in pediatrics to prevent chronic health conditions. *Pediatric Research*, 87(2), 362–370. <https://doi.org/10.1038/s41390-019-0613-3>
- Bifulco, A., Bernazzani, O., Moran, P. M., & Jacobs, C. (2005). The childhood experience of care and abuse questionnaire (CECA.Q): Validation in a community series. *British Journal of Clinical Psychology*, 44(4), 563–581. <https://doi.org/10.1348/014466505X35344>
- Björkenstam, E., Hjern, A., & Vinnerljung, B. (2017). Adverse childhood experiences and disability pension in early midlife: Results from a Swedish National Cohort Study. *European Journal of Public Health*, 27(3), 472–477. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckw233>
- Brown, T. A. (2015). Confirmatory factor analysis for applied research (2nd ed.). The Guilford Press.
- Bruna, D., Pérez, M. V., Bustos, C., & Núñez, J. C. (2017). Propiedades psicométricas del inventario de procesos de autorregulación del aprendizaje en estudiantes universitarios chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 44(2), 77–91. <https://doi.org/10.21865/RIDEP44.2.07>
- Byansi, W., Galvin, M., Chiwaye, L., Luvuno, Z., Kim, A. W., Sundararajan, R., Tsai, A. C., & Moolla, A. (2023). Adverse childhood experiences, traumatic events, and mental health among adults at two outpatient psychiatric facilities in Johannesburg, South Africa: A cross-sectional analysis. *BMC Psychiatry*, 23(1), 581. <https://doi.org/10.1186/s12888-023-05085-0>
- Cecil, C. A. M., Neumann, A., & Walton, E. (2022). Epigenetics applied to child and adolescent mental health: Progress, challenges and opportunities. *JCPP Advances*, 3(1), Article e12133. <https://doi.org/10.1002/jcv2.12133>
- Crielaard, L., Nicolaou, M., Sawyer, A., Quax, R., & Stronks, K. (2021). Understanding the impact of exposure to adverse socioeconomic conditions on chronic stress from a complexity science perspective. *BMC Medicine*, 19(1), Article 242. <https://doi.org/10.1186/s12916-021-02106-1>
- Dettori, J. R., & Norvell, D. C. (2020). Kappa and beyond: Is there agreement? *Global Spine Journal*, 10(4), 499–501. <https://doi.org/10.1177/2192568220911648>
- Dunn, E. C., Soare, T. W., Zhu, Y., Simpkin, A. J., Suderman, M. J., Klengel, T., Smith, A. D. A. C., Ressler, K. J., & Relton, C. L. (2019). Sensitive periods for the effect of childhood adversity on DNA methylation: Results from a prospective, longitudinal study. *Biological Psychiatry*, 85(10), 838–849.

- <https://doi.org/10.1016/j.biopsycho.2018.12.023>
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412.
<https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Felitti, V. J., Anda, R. F., Nordenberg, D., Williamson, D. F., Spitz, A. M., Edwards, V., Koss, M. P., & Marks, J. S. (1998). Relationship of childhood abuse and household dysfunction to many of the leading causes of death in adults. The Adverse Childhood Experiences (ACE) study. *American Journal of Preventive Medicine*, 14(4), 245–258.
[https://doi.org/10.1016/s0749-3797\(98\)00017-8](https://doi.org/10.1016/s0749-3797(98)00017-8)
- Felitti, V. J. (2002). The relation between adverse childhood experiences and adult health: Turning gold into lead. *The Permanente Journal*, 6(1), 44–47.
<https://doi.org/10.7812/TPP/02.994>
- Finkelhor, D., Ormrod, R. K., Turner, H. A., & Hamby, S. L. (2005). Measuring poly-victimization using the Juvenile Victimization Questionnaire. *Child Abuse & Neglect*, 29(11), 1297–1312.
<https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2005.06.005>
- Finkelhor, D., Shattuck, A., Turner, H., & Hamby, S. (2015). A revised inventory of Adverse Childhood Experiences. *Child Abuse & Neglect*, 48, 13–21.
<https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2015.07.011>
- Ford, D. C., Merrick, M. T., Parks, S. E., Breiding, M. J., Gilbert, L. K., Edwards, V. J., Dhingra, S. S., Barile, J. P., & Thompson, W. W. (2014). Examination of the factorial structure of adverse childhood experiences and recommendations for three subscale scores. *Psychology of Violence*, 4(4), 432–444.
<https://doi.org/10.1037/a0037723>
- Francis, E. R., Tsaligopoulou, A., Stock, S. E., Pingault, J. B., & Baldwin, J. R. (2023). Subjective and objective experiences of childhood adversity: A meta-analysis of their agreement and relationships with psychopathology. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, and Allied Disciplines*, 64(8), 1185–1199. <https://doi.org/10.1111/jcpp.13803>
- Gondek, D., Patalay, P., & Lacey, R. E. (2021). Adverse childhood experiences and multiple mental health outcomes through adulthood: A prospective birth cohort study. *SSM Mental Health*, 1, Article 100013.
<https://doi.org/10.1016/j.ssmmh.2021.100013>
- Graf, G. H.-J., Chihuri, S., Blow, M., & Li, G. (2021). Adverse childhood experiences and justice system contact: A systematic review. *Pediatrics*, 147(1), Article e2020021030.
<https://doi.org/10.1542/peds.2020-021030>
- Gray, M. J., Litz, B. T., Hsu, J. L., & Lombardo, T. W. (2004). Psychometric properties of the Life Events Checklist. *Assessment*, 11(4), 330–341.
<https://doi.org/10.1177/1073191104269954>
- Green, B. L., Goodman, L. A., Krupnick, J. L., Corcoran, C. B., Petty, R. M., Stockton, P., & Stern, N. M. (2000). Outcomes of single versus multiple trauma exposure in a screening sample. *Journal of Traumatic Stress*, 13(2), 271–286.
<https://doi.org/10.1023/A:1007758711939>
- Hardt, J., & Rutter, M. (2004). Validity of adult retrospective reports of adverse childhood experiences: Review of the evidence. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, and Allied Disciplines*, 45(2), 260–273.
<https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.2004.00218.x>
- Hawes, D. J., Allen, J. L., Essau, C. A., & Fisher, C. (2021). The role of the family in child and adolescent psychopathology. En J. L. Allen, D. J. Hawes, & C. A. Essau (Eds.). *Family-based intervention for child and adolescent mental health: A core competencies approach* (pp. 14–28). Cambridge University Press.
<https://doi.org/10.1017/9781108682053.003>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Hughes, K., Bellis, M. A., Hardcastle, K. A., Sethi, D., Butchart, A., Mikton, C., Jones, L., & Dunne, M. P. (2017). The effect of multiple adverse childhood experiences on health: A systematic review and meta-analysis. *The Lancet Public Health*, 2(8), e356–e366.

- [https://doi.org/10.1016/S2468-2667\(17\)30118-4](https://doi.org/10.1016/S2468-2667(17)30118-4)
- Kascakova, N., Furstova, J., Trnka, R., Hasto, J., Geckova, A. M., & Tavel, P. (2022). Subjective perception of life stress events affects long-term pain: The role of resilience. *BMC Psychology*, 10(1), Article 54. <https://doi.org/10.1186/s40359-022-00765-0>
- Koita, K., Long, D., Hessler, D., Benson, M., Daley, K., Bucci, M., Thakur, N., & Burke Harris, N. (2018). Development and implementation of a pediatric adverse childhood experiences (ACEs) and other determinants of health questionnaire in the pediatric medical home: A pilot study. *PLoS ONE*, 13(12), Article e0208088. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0208088>
- Korkeila, J., Vahtera, J., Korkeila, K., Kivimäki, M., Sumanen, M., Koskenvuo, K., & Koskenvuo, M. (2010). Childhood adversities as predictors of incident coronary heart disease and cerebrovascular disease. *Heart*, 96(4), 298–303. <https://doi.org/10.1136/hrt.2009.188250>
- Lacey, R. E., & Minnis, H. (2020). Practitioner review: Twenty years of research with adverse childhood experience scores – Advantages, disadvantages and applications to practice. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 61(2), 116–130. <https://doi.org/10.1111/jcpp.13135>
- López-Angulo, Y., Sáez-Delgado, F., Mella-Norambuena, J., Vergara-Morales, J., Bernardo, A. B., & Díaz-Mujica, A. (2024). Validación de la escala cognitivo-conductual de autoeficacia social en estudiantes universitarios chilenos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 73(3), 19-35. <https://doi.org/10.21865/RIDEP73.3.02>
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33(3), 335–343. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00075-U](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-U)
- Marsh, H. W., Wen, Z., & Hau, K.-T. (2004). Structural equation models of latent interactions: Evaluation of alternative estimation strategies and indicator construction. *Psychological Methods*, 9(3), 275–300. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.3.275>
- McLaughlin, K. A., Colich, N. L., Rodman, A. M., & Weissman, D. G. (2020). Mechanisms linking childhood trauma exposure and psychopathology: A transdiagnostic model of risk and resilience. *BMC Medicine*, 18(1), 96. <https://doi.org/10.1186/s12916-020-01561-6>
- McLaughlin, K. A., & Sheridan, M. A. (2016). Beyond cumulative risk: A dimensional approach to childhood adversity. *Current Directions in Psychological Science*, 25(4), 239–245. <https://doi.org/10.1177/0963721416655883>
- Mersky, J. P., Janczewski, C. E., & Topitzes, J. (2017). Rethinking the measurement of adversity: Moving toward second-generation research on adverse childhood experiences. *Child Maltreatment*, 22(1), 58–68. <https://doi.org/10.1177/1077559516679513>
- Mersky, J., Plummer Lee, C., & Janczewski, C. (2023). Adverse adult experiences and health outcomes: Racial and ethnic differences in a low-income sample. *Stress and Health*, 39(3), 627–637. <https://doi.org/10.1002/smi.3212>
- Morgado, A. M. (2024). Trauma Exposure Checklist: Preliminary results show promising psychometric properties to assess subjective perceptions of exposure to potentially traumatic events. *Behavioral Sciences*, 14(10), Article 892. <https://doi.org/10.3390/bs14100892>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus user's guide (8th ed.)*. Muthén & Muthén.
- Narayan, A. J., Kalstabakken, A. W., Labella, M. H., Nerenberg, L. S., Monn, A. R., & Masten, A. S. (2017). Intergenerational continuity of adverse childhood experiences in homeless families: Unpacking exposure to maltreatment versus family dysfunction. *American Journal of Orthopsychiatry*, 87(1), 3–14. <https://doi.org/10.1037/ort0000133>
- Oh, D. L., Jerman, P., Silvério Marques, S., Koita, K., Purewal Boparai, S. K., Burke Harris, N., & Bucci, M. (2018). Systematic review of pediatric health outcomes associated with childhood adversity. *BMC Pediatrics*, 18(1), Article 83. <https://doi.org/10.1186/s12887-018-1037-7>

- Petrucelli, K., Davis, J., & Berman, T. (2019). Adverse childhood experiences and associated health outcomes: A systematic review and meta-analysis. *Child Abuse & Neglect*, 97, Article 104127.
<https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2019.104127>
- Ramo-Fernández, L., Boeck, C., Koenig, A. M., Schury, K., Binder, E. B., Gündel, H., Fegert, J. M., Karabatsiakakis, A., & Kolassa, I.-T. (2019). The effects of childhood maltreatment on epigenetic regulation of stress-response associated genes: An intergenerational approach. *Scientific Reports*, 9(1), Article 983.
<https://doi.org/10.1038/s41598-018-36689-2>
- Reise, S. P., Moore, T. M., & Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544–559.
<https://doi.org/10.1080/00223891.2010.496477>
- Reyes-Gaspar, P. L., & Charry-Mendez, S. (2023). Validación de un instrumento para medir experiencias infantiles adversas en estudiantes universitarios colombianos. *Revista Ciencia y Cuidado*, 20(3), 62–73.
<https://doi.org/10.22463/17949831.3882>
- Schnurr, P. P., Spiro III, A., Vielhauer, M. J., Findler, M. N., & Hamblen, J. L. (2002). Trauma in the lives of older men: Findings from the Normative Aging Study. *Journal of Clinical Geropsychology*, 8(3), 175–187.
<https://doi.org/10.1023/A:1015992110544>
- Schroeder, A., Slopen, N., & Mittal, M. (2018). Accumulation, timing, and duration of early childhood adversity and behavior problems at age 9. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 49(1), 36–49.
<https://doi.org/10.1080/15374416.2018.1496440>
- Schroeder, K., Schuler, B. R., Kobulsky, J. M., & Sarwer, D. B. (2021). The association between adverse childhood experiences and childhood obesity: A systematic review. *Obesity Reviews*, 22(7), Article e13204.
<https://doi.org/10.1111/obr.13204>
- State of California Department of Health Care Services. (n.d.). *Screening tools in multiple languages*. ACEs Aware.
<https://www.acesaware.org/learn-about-screening/screening-tools/screening-tools-additional-languages/>
- Steptoe, A., Marteau, T., Fonagy, P., & Abel, K. (2019). ACEs: Evidence, gaps, evaluation and future priorities. *Social Policy and Society*, 18(3), 415–424.
<https://doi.org/10.1017/S1474746419000149>
- Stumbo, S. P., Yarborough, B. J. H., Paulson, R. I., & Green, C. A. (2015). The impact of adverse child and adult experiences on recovery from serious mental illness. *Psychiatric Rehabilitation Journal*, 38(4), 320–327.
<https://doi.org/10.1037/prj0000141>
- Wang, W., Liu, Y., Yang, Y., Jiang, W., Ni, Y., Han, X., Lu, C., & Guo, L. (2023). Adverse childhood and adulthood experiences and risk of new-onset cardiovascular disease with consideration of social support: A prospective cohort study. *BMC Medicine*, 21(1), 297.
<https://doi.org/10.1186/s12916-023-03015-1>
- World Health Organization. (2018). *Adverse childhood experiences international questionnaire (ACE-IQ)*.
[https://www.who.int/publications/m/item/adverse-childhood-experiences-international-questionnaire-\(ace-iq\)](https://www.who.int/publications/m/item/adverse-childhood-experiences-international-questionnaire-(ace-iq))
- Zhang, L., Fang, J., Zhang, D., Wan, Y., Gong, C., Su, P., Tao, F., & Sun, Y. (2021). Poly-victimization and psychopathological symptoms in adolescence: Examining the potential buffering effect of positive childhood experiences. *Journal of Affective Disorders*, 282, 1308–1314.
<https://doi.org/10.1016/j.jad.2021.01.011>
- Zolotor, A. J., Runyan, D. K., Dunne, M. P., Jain, D., Péters, H. R., Ramirez, C., Volkova, E., Deb, S., Lidchi, V., Muhammad, T., & Isaeva, O. (2009). ISPCAN Child Abuse Screening Tool Children's Version (ICAST-C): Instrument development and multi-national pilot testing. *Child Abuse & Neglect*, 33(11), 833–841.
<https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2009.09.004>