Experiencias Adversas en la Infancia en Población Universitaria: Propiedades Psicométricas Iniciales de la Versión Uruguaya adaptada del ACE-Q

Heidy Paz 5.430.996-5

Universidad de la República
Facultad de Psicología

Tutor: Prof. Dr. Alejandro Vásquez
Revisor: Prof. Adj. Dr. Victor Ortuño

Montevideo, 2026

Resumen

Las Experiencias adversas en la infancia (EAI) refieren a eventos negativos ocurridos antes de los 18 años, asociados a la falta de recursos individuales, familiares o ambientales para afrontarlos adecuadamente. La exposición a EAI se vincula con un mayor riesgo de desarrollar problemas de salud mental y física a lo largo del ciclo vital (Bellis et al., 2019). El presente estudio tuvo por objetivo analizar la estructura factorial y la consistencia interna de la versión uruguaya de 15 ítems del cuestionario de experiencias adversas en la infancia (EAI-15), así como describir la frecuencia de exposición reportada por estudiantes universitarios. Participaron 244 estudiantes de la Facultad de Psicología de la Universidad de la República (*M* = 24.6 años, *DE* = 8.4). Los resultados mostraron una solución de cinco factores que explicó el 58.2% de la varianza total. Asimismo, la escala presentó una consistencia interna adecuada, con un alfa de Cronbach de .70 y omega de McDonald de .74. Los hallazgos evidencian coincidencias con estudios internacionales en relación con la consistencia interna del instrumento, así como diferencias en la estructura factorial reportada en distintos contextos. Estas discrepancias apoyan la idea de que la estructura de las EAI es sensible al contexto sociocultural. En este sentido, la versión uruguaya del cuestionario presenta una estructura factorial interpretable y una fiabilidad adecuada. Si bien se requieren estudios adicionales para fortalecer la evidencia, este trabajo constituye un primer paso para la evaluación de la adversidad infantil en Uruguay.

Palabras clave: experiencias adversas en la infancia, estructura factorial, consistencia interna, Uruguay

1. Introducción

Las Experiencias adversas en la infancia (EAI) se refieren a una serie de eventos negativos ocurridos antes de los 18 años, los cuales pueden resultar potencialmente traumáticos. Estas experiencias se asocian a la falta de recursos individuales, familiares o ambientales para afrontarlas de forma adecuada. Entre las principales experiencias adversas en la infancia se incluyen el abuso sexual, la violencia física y la negligencia física y emocional. Estas también comprenden factores como la pobreza, la psicopatología parental y los conflictos en el hogar, además de la violencia en el contexto comunitario y social del niño (Cronholm et al., 2015; Wade et al., 2016). Esta ampliación del concepto de EAI permite considerar no sólo las experiencias ocurridas dentro del núcleo familiar, sino también aquellas vinculadas con el entorno comunitario y social en el que se desarrolla el niño (Cronholm et al., 2015). En este sentido, la noción EAI permite describir los diferentes tipos de adversidad experimentada, así como dimensionar sus posibles secuelas (Vega-Arce & Núñez-Ulloa, 2017). Dada la relevancia de estas experiencias para la salud a lo largo del ciclo vital (Felitti et al.,1998; Bellis et al.,2019), resulta fundamental contar con instrumentos válidos y confiables que permitan su adecuada evaluación en los distintos contextos socioculturales. En este marco, el presente estudio tiene como objetivo analizar la estructura factorial y la consistencia interna de la versión uruguaya del cuestionario de experiencias adversas en la infancia en población universitaria.

1.1. El Impacto de las Experiencias Adversas en la Infancia en la Salud Adulta

La exposición a la adversidad en la infancia se asocia a múltiples impactos a nivel individual y social. En este sentido, diversos estudios han señalado que las EAI generan importantes costos sanitarios. Según Hughes (2021) estas experiencias se vinculan a costos elevados en salud, estimándose un impacto del 2.7% del PBI en países europeos y del 3.5% en América del norte (Bellis et al., 2019). Asimismo, se estima que entre el 7.5% y el 27.6% de las problemáticas asociadas a estas experiencias podrían prevenirse si se eliminaran las mismas como factor de riesgo (Bellis et al., 2019).

Más allá de este impacto económico y social, en los últimos años, las investigaciones han puesto especial énfasis en la relación entre las EAI y la salud en la adultez. Se ha observado que las distintas categorías de exposición tienden a presentarse de manera interrelacionada, de modo que la exposición acumulada a múltiples experiencias incrementa significativamente el riesgo de desarrollar problemas de salud a lo largo del ciclo vital (Felitti et al., 1998). En particular, se ha evidenciado una asociación con la aparición de enfermedades crónicas, mentales y físicas (Bellis et al., 2019; Hughes et al., 2017; Mckay et al., 2022). En esta línea, se ha estimado que entre el 27.5% al 41.1% de los casos de depresión, ansiedad y consumo de sustancias psicoactivas en la población están vinculadas

a estas experiencias (Bellis et al., 2019). Asimismo, se estima que, las personas con cuatro o más categorías de EAI presentan un riesgo de salud de 4 a 12 veces mayor de trastornos psicológicos e intento de suicidio; un aumento de 2 a 4 veces de tabaquismo, enfermedades de transmisión sexual; y un aumento de 1.4 a 1.6 veces en inactividad física y obesidad (Hughes et al., 2017).

Además de los efectos sobre la salud física y mental, diversos estudios han evidenciado que las experiencias adversas en la infancia se asocian a alteraciones en el funcionamiento cognitivo, manifestadas en dificultades en la comprensión verbal, la atención, la memoria y la velocidad de procesamiento de la información (Sereno & Camelo, 2020; González et al., 2023). Estudios longitudinales han mostrado que la exposición a estas experiencias incrementa el riesgo de desarrollar trastornos psiquiátricos y deterioro cognitivo a lo largo del tiempo, mientras que a nivel neurobiológico, se ha sugerido que estos efectos podrían estar mediados por alteraciones en determinadas bandas de actividad cerebral, asociadas con un mayor riesgo de presentar dificultades neurocognitivas, incluyendo trastornos como el TDAH (Silverman et al., 1996;Lee et al., 2017). Por otra parte, la evidencia indica que estas alteraciones también se relacionan con el funcionamiento emocional, observándose mayor labilidad afectiva, ansiedad y depresión en la adultez (Jin et al., 2018). En esta línea, adolescentes con antecedentes de maltrato han reportado mayores niveles de ansiedad y retraimiento social, lo que podría vincularse con patrones específicos de actividad cerebral frontal (Lahat et al., 2018).

1.2. Medición de las Experiencias Adversas en la Infancia (ACE-Q)

El intento de evaluar de forma sistemática las experiencias adversas en la infancia se remonta al trabajo de Felitti et al. (1998) quienes desarrollaron una escala de 10 ítems denominada The Adverse Childhood Experiences Questionnaire (ACE-Q), con el objetivo de explorar las asociaciones entre los contextos de crianza adversos y los resultados de salud en la edad adulta. Este cuestionario evalúa el recuerdo del sujeto sobre la exposición a abuso psicológico, físico y sexual antes de los 18 años. Se identificaron siete categorías de experiencias adversas en la infancia: (1) abuso psicológico, (2) físico o (3) sexual; (4) violencia contra la madre; y (5) convivencia con miembros del hogar que abusaban de sustancias, (6) presentaban enfermedades mentales o ideación suicida, o (7) que habían estado en prisión (Felitti et al., 1998). Este estudio evidenció que puntuaciones más elevadas de EAI se asociaban con una mayor probabilidad de presentar adicción, depresión e intento de suicidio, así como enfermedades de transmisión sexual, cardiopatías, cáncer, enfermedades respiratorias crónicas, fracturas óseas y enfermedad hepática (Felitti et al., 1998).

En este marco, el estudio seminal de Felitti concitó la atención de los investigadores a nivel internacional y se produjeron múltiples validaciones internacionales del ACE-Q, las cuales muestran una notable variabilidad en su estructura factorial. En América Latina, se han reportado modelos de cuatro factores en contextos como Chile: (1) negligencia física y emocional, (2) abuso (físico, emocional y sexual), (3) disfunción familiar y (4) violencia fuera del hogar (Santelices et al., 2025). En Ecuador se obtuvo una estructura de dos factores centrada en abuso físico/emocional y abuso sexual (Ramírez et al., 2025). Asimismo, en Brasil se realizó una adaptación lingüística sin validación psicométrica (Pereira & Viana, 2021), mientras que en México se confirmó una estructura de dos factores (abuso infantil y disfunción familiar); sin embargo, se señaló como principal limitación la necesidad de considerar otras formas de adversidad psicosocial (Nevárez & Ochoa, 2022). En otros contextos, como Nigeria, se identificó una estructura de dos dimensiones que agrupa el abuso físico, emocional, sexual y la negligencia (Ojo et al., 2024). Por su parte, en Francia se reportó una solución de tres factores (adversidad intrafamiliar, abuso sexual y adversidad en el entorno social) que explican el 34% de la varianza total (Tarquinio et al., 2023). En China, la escala presentó propiedades psicométricas aceptables, aunque con una organización distinta a la versión original, la estructura factorial no se definió por factores de contenido, sino por una puntuación total de riesgo acumulado (21 ítems) y una organización cronológica diseñada para capturar la temporalidad de las experiencias (Zhao et al., 2024). Finalmente, World Health Organization desarrolló un cuestionario para evaluar la exposición a experiencias adversas en la infancia en todos los países. Este cuestionario (ACE-IQ) abarca preguntas de disfunción familiar; abuso físico, sexual y emocional, así como negligencia por parte de los padres o cuidadores, violencia escolar, violencia comunitaria y colectiva.

En este marco, los instrumentos destinados a la evaluación de las experiencias adversas en la infancia también han sido utilizados en población universitaria. Diversos estudios han recurrido al ACE-Q original o a versiones desarrolladas posteriormente para evaluar la exposición a estas experiencias en estudiantes universitarios. Cprek et al. (2021), analizaron la presencia de experiencias adversas y su relación con la violencia interpersonal en una muestra de estudiantes de Estados Unidos, utilizando el ACE-Q. Por su parte, Risso et al. (2024) estudiaron la prevalencia y los factores asociados a las EAI en 546 estudiantes de una universidad pública de Brasil, mediante el ACE-Q de 10 ítems. Asimismo, Hamilton et al. (2024) realizaron una revisión sistemática y metaanálisis de estudios sobre experiencias adversas en estudiantes universitarios del Reino Unido, incluyendo investigaciones que utilizaron diferentes instrumentos para evaluar este tipo de experiencias. Esta revisión permite observar la creciente producción de evidencia sobre EAI en población universitaria y la diversidad de instrumentos empleados para su evaluación. En

relación con la evaluación psicométrica, Michael et al. (2024) analizaron específicamente la estructura factorial y las propiedades psicométricas del ACE-Q en una muestra de 354 estudiantes universitarios de una universidad del sudeste de Estados Unidos, comparando diferentes modelos factoriales del instrumento. Finalmente, resulta particularmente relevante para el contexto regional el estudio internacional realizado por Inanoglu et al. (2026), que incluyó estudiantes universitarios de siete países —Estados Unidos, Argentina, España, Uruguay, Inglaterra, Canadá y Sudáfrica— provenientes de doce universidades. En este estudio se utilizó una medida de experiencias adversas para examinar su relación con diferentes indicadores de salud mental. La incorporación de estos antecedentes permite situar el estudio de las experiencias adversas en la infancia dentro de un campo de investigación que ha adquirido particular relevancia en población universitaria y que comprende tanto investigaciones centradas en la frecuencia de exposición como estudios orientados a la evaluación de las propiedades psicométricas de los instrumentos utilizados.

En relación con la estructura del instrumento, diversos estudios han señalado que la organización factorial original de tres factores no se replica consistentemente en diferentes contextos culturales. Por ejemplo, en la validación de Nigeria no se logró confirmar la estructura propuesta inicialmente, lo que llevó a la utilización del análisis factorial exploratorio para identificar nuevas soluciones más adecuadas a dicha población (Ojo et al., 2024). En este sentido, el análisis factorial exploratorio se presenta como una herramienta pertinente para examinar y refinar la estructura del instrumento en contextos socioculturales específicos. Junto con la variabilidad estructural identificada en las distintas validaciones, otro aspecto metodológico relevante refiere a los criterios de puntuación utilizados. En este sentido, la literatura reporta principalmente dos sistemas de puntuación: por un lado, un sistema binario, basado en respuestas dicotómicas (sí/no) que permiten identificar la presencia de experiencias adversas en la infancia (Felitti et al., 1998; Oláh et al., 2023; Tarquinio et al., 2023); por otro, un sistema de frecuencia, que evalúa la recurrencia o intensidad de dichas experiencias, incorporado en validaciones más recientes (Santelices et al., 2025; Ramírez et al., 2025). Asimismo, algunos estudios han optado por combinar ambos enfoques, utilizando la escala de frecuencia para el análisis psicométrico y la puntuación dicotómica para la estimación de prevalencias (Zhao et al., 2024).

1.3. Este Estudio

Si bien las experiencias adversas infantiles son universales, su manifestación depende del contexto social y cultural; por lo tanto, la estructura factorial no es universal. Países como Francia, Chile, Ecuador o Estados Unidos han encontrado estructuras factoriales distintas (Tarquinio et al., 2023; Felitti et al., 1998; Ramírez et al., 2025;

Santelices et al., 2025), lo cual evidencia la sensibilidad cultural del instrumento y la necesidad de contar con evidencia psicométrica adaptada.

En Uruguay, la evidencia disponible sobre experiencias adversas en la infancia es limitada, no registrándose estudios que aborden específicamente este fenómeno ni procesos de validación de instrumentos para su evaluación. Esta ausencia de evidencia cobra especial relevancia al considerar las particularidades sociales del contexto uruguayo, tales como una menor exposición a conflictos bélicos, elevadas tasas de divorcio, dificultades económicas (Borrás Ramos, 2023; Salas & Vigorito, 2021), violencia escolar (Brum y Noya, 2021) y violencia en el vecindario (Baudean y Rudnitzky, 2023), así como altas tasas de suicidios y homicidios (Hein et al., 2026).

El presente estudio analizará la adaptación uruguaya del cuestionario de Experiencias Adversas en la Infancia (EAI-15) realizada por Vásquez (2025) como parte del proyecto “Personalidad, Experiencias tempranas y Cognición” en el marco del Centro de Investigación Básica en Psicología (CIBPSI). Dicho proceso incluyó la traducción, la adaptación cultural y el ajuste de contenido, tomando como base el cuestionario ACE-Q de Felitti et al. (1998) y el ACE-IQ de la Organización Mundial de la Salud (2018).

El cuestionario adaptado contiene 15 ítems en base al contexto social, donde se utilizó una escala Likert del 1 al 4, con la finalidad de evaluar la frecuencia y duración de las EAI. En este sentido, la adaptación uruguaya del cuestionario de experiencias adversas en la infancia otorgó especial relevancia a las formas de adversidad vinculadas al contexto comunitario y social, incorporando ítems orientados a captar problemáticas como la violencia en el vecindario, la violencia escolar y situaciones de crisis que adquieren particular significado en esta población.

A partir de esta adaptación, el presente estudio tiene como objetivos (a) describir la frecuencia de exposición a experiencias adversas en la infancia reportada por estudiantes universitarios; (b) analizar la estructura factorial y la consistencia interna de la versión uruguaya del cuestionario de experiencias adversas en la infancia; (c) establecer asociaciones entre las EAI y las características sociodemográficas de la muestra, en concreto, la edad, el sexo, la situación económica y el nivel educativo de madre y padre.

2. Materiales y Métodos

2.1. Participantes y procedimiento

Participaron 244 estudiantes de la Facultad de Psicología, Universidad de la República (*M* = 24.6, *DE* = 8.4, rango = 18-63 años). La mayoría de los participantes se identificó como mujer (73.3%), mientras que el 26.7% se identificó como hombre. En cuanto a la etnia, el 86.4% se identificó como de origen étnico blanco. Adicionalmente, el 1.7%

reportó contar con título de posgrado, maestría o doctorado completo. El 99.6% indicó el español como lengua materna. Respecto a la situación socioeconómica, el 42.8% no percibía ingresos, el 18.9% percibía menos de 20.000 y el 19.8% entre 20.000 y 40.000. En relación con la dedicación académica y laboral, el 37.2% estudiaba a tiempo completo, mientras que el 24.8% trabajaba y estudiaba a tiempo parcial. En cuanto al procedimiento, la administración de los cuestionarios fue en formato papel, incluyendo la hoja de información y la firma de consentimiento informado, según la aprobación recibida por el Comité de Ética de Investigación de la Facultad de Psicología. El cuestionario formó parte de una batería que incluye otros instrumentos no analizados en el presente estudio, con una duración aproximada de 15 minutos.

2.2. Instrumento

2.2.1. Encuesta Sociodemográfica Ad Hoc

Se realizó una encuesta ad hoc de datos sociodemográficos para recopilar información sobre la edad, el sexo, nivel educativo, situación laboral, etnia de los participantes y nivel educativo de madre y padre.

2.2.2. Cuestionario de Experiencias Adversas en la Infancia

La adaptación uruguaya del cuestionario de experiencias adversas en la infancia se realizó en base al ACE-Q compuesto por 10 ítems (Felitti et al., 1998) y al cuestionario internacional de experiencias adversas desarrollado por la OMS que además de evaluar las ACE tradicionales, evalúa aquellas relacionadas a lo comunitario y colectivo, como parte del concepto de experiencias adversas extendidas (Cronholm et al., 2015; Wade et al., 2016). Esta adaptación consta de 15 ítems que evalúan la exposición a maltrato, humillaciones, violencia física, abuso sexual, falta de apoyo, discriminación, violencia entre adultos en el hogar, negligencia, consumo de sustancias y enfermedad mental en el hogar, separación/divorcio de los progenitores, violencia en el vecindario, pobreza, mudanzas forzadas por crisis y muerte de un familiar. Los participantes respondieron en función de experiencias ocurridas antes de los 18 años. Se utilizó una escala de frecuencia de cuatro opciones de respuesta: nunca (1), ocurrió puntualmente/un episodio (2), a veces sucedió/por períodos cortos (3) y frecuentemente/por períodos prolongados (4). En el sistema utilizado, la puntuación total oscila entre 15 y 60.

2.2.3. Adaptación Cultural del Cuestionario

La escala fue traducida del inglés al español rioplatense y se realizó una adaptación cultural considerando el contexto uruguayo. Se incorporaron seis ítems: (1) acoso físico, verbal o cibernético reiterado en el ámbito escolar; (2) exposición a actos violentos en el vecindario; (3) trato injusto o discriminación por raza, religión o género; (4) carencia de vivienda estable o necesidades básicas debido a dificultades económicas extremas; (5) mudanza repentina o desplazamiento del hogar por violencia o crisis sociales o naturales; y (6) muerte repentina o inesperada de un familiar cercano. Asimismo, se eliminó el ítem referido a la presencia de miembros del hogar en prisión. Se adquirieron expresiones utilizadas previamente en otras validaciones (Santelices et al., 2025; Ramírez et al., 2025) con el objetivo de facilitar la comprensión, por ejemplo, “hogar” por “casa” y “abofeteaba” por “lastimaba fuertemente”. En el ítem de abuso sexual se incorporó la especificación de un adulto al menos 5 años mayor, mientras que en el ítem referido a enfermedades mentales se agregó la condición de diagnóstico.

2.3 Plan de análisis

Se utilizaron los softwares IBM SPSS statistics y Jamovi para el análisis de los datos. El instrumento fue aplicado en tipo likert y, posteriormente se realizó una transformación de las respuestas originales a formato dicotómico.

En primer lugar, se calcularon estadísticas descriptivas con el objetivo de caracterizar la muestra. Las variables categóricas se describieron mediante porcentajes, mientras que las variables cuantitativas se expresaron en términos de media y desvío estándar. Asimismo, se reportaron los porcentajes correspondientes a las categorías de la escala de frecuencia y de la escala dicotómica.

En segundo lugar, se realizó un análisis paralelo con el objetivo de determinar el número de factores a retener en el análisis factorial exploratorio. Este procedimiento compara los autovalores observados con aquellos obtenidos a partir de datos generados aleatoriamente (Horn, 1965). Para ello, se generaron 2000 matrices aleatorias mediante simulación Monte Carlo y se compararon los autovalores observados con la media de los autovalores obtenidos en las matrices simuladas. Se retuvieron aquellos factores cuyos autovalores observados superaron los correspondientes valores aleatorios. Posteriormente, la estructura interna de la escala se analizó mediante un análisis factorial exploratorio. Inicialmente, se utilizó la escala de frecuencia, ya que permite captar con mayor precisión la variabilidad en la intensidad de las experiencias reportadas. Luego, el análisis fue replicado utilizando la escala dicotómica, con el fin de evaluar la estabilidad de la solución factorial. Se empleó el método de factorización de ejes principales y una rotación oblicua (oblimin),

con el objetivo de facilitar la interpretación de las soluciones factoriales, considerando la posible correlación entre los factores (Fabrigar et al., 1999). Se consideraron como criterios orientativos cargas factoriales iguales o superiores a .30 como adecuadas, iguales o superiores a .50 como cargas con significancia práctica y cargas iguales o superiores a .70 indicativas de una estructura bien definida para interpretar la relevancia de los ítems, en línea con recomendaciones habituales en la literatura psicométrica (Hair et al., 2010). A partir del análisis factorial se procedió a la interpretación teórica de los factores definidos.

La consistencia interna se evaluó mediante los coeficientes Alfa de Cronbach y Omega de McDonald, tanto para la escala total como para cada una de las subescalas identificadas, adicionalmente, se analizaron los valores de alfa y omega si se elimina el ítem. Se consideraron adecuados valores de alfa y omega iguales o superiores a .70 (Cronbach, 1951; Nunnally & Bernstein, 1994). Asimismo, se analizaron las correlaciones ítem-total corregidas, considerando como referencia valores iguales o superiores a .30, como indicativo de una adecuada contribución del ítem a la escala, en línea con recomendaciones generales en el desarrollo de instrumentos (Nunnally & Bernstein, 1994). Asimismo, se examinaron las correlaciones inter-ítem mediante el coeficiente de Spearman, considerándose adecuadas aquellas comprendidas entre .15 y .50 (Clark y Watson, 1995). Las correlaciones negativas fueron interpretadas como indicativas de posible falta de homogeneidad conceptual entre los ítems.

Finalmente, se evaluó el supuesto de normalidad de las puntuaciones totales y de las subescalas mediante la inspección de los coeficientes de asimetría y curtosis, los gráficos Q-Q y las pruebas de Kolmogorov-Smirnov y Shapiro-Wilk. Dado que los resultados indicaron un incumplimiento del supuesto de normalidad ($p < .05$), se optó por emplear pruebas estadísticas no paramétricas en los análisis posteriores. Se compararon las puntuaciones de la escala según sexo mediante la prueba U de Mann-Whitney para muestras independientes. Asimismo, se analizó la asociación entre edad, ingreso mensual y nivel educativo materno y paterno con las puntuaciones de la escala (tanto dicotómica como de frecuencia) mediante el coeficiente de Spearman. Se consideraron estadísticamente significativos valores de $p < .05$ (Field, 2018). Asimismo, de acuerdo a criterios convencionales para la interpretación del coeficiente rho de Spearman, valores de .10, .30 y .50 pueden interpretarse como asociaciones pequeñas, moderadas y grandes, respectivamente, aunque estos valores deben interpretarse con cautela en función del contexto y el tamaño muestral (Cohen, 1988).

3. Resultados

3.1. Descriptivos

Las distribuciones de frecuencia permitieron identificar los ítems con mayor y menor prevalencia en la muestra. La tabla 1 presenta los porcentajes por categoría de respuesta

tanto para la escala de frecuencia como para la escala dicotómica. En la escala dicotómica, el ítem 1, referido a insultos y humillaciones por parte de adultos en el hogar, presentó la mayor proporción de respuestas afirmativas (62.9%). Le siguió el ítem 11, correspondiente a violencia en el vecindario, con un 55.4%. Por el contrario, el ítem con menor frecuencia de respuestas afirmativas fue el 14 (mudanza por violencia o desastres naturales) con un 9.9%, seguido de los ítems 5 (hambre y falta de cuidados) y 15 (muerte de un familiar), ambos con un 11.3%. En la escala de frecuencia, el ítem 9, referido a divorcio, presentó la mayor prevalencia, alcanzando el 33.5% de la muestra. En relación con la acumulación de experiencias adversas, en la escala dicotómica, el 4.9% de la muestra no reportó ninguna EAI, el 7.6% informó una EAI, el 12.9% declaró dos EAI, el 14.3% reportó tres EAI, mientras que el 60.2% presentó cuatro o más experiencias adversas.

Tabla 1

Descripción porcentual de las respuestas al Cuestionario EAI-15 en escala de frecuencia y escala dicotómica

	Frecuencia				Dicotómica	
Ítem	Nunca (%)	Punt. (%)	A veces (%)	Frec. (%)	No (%)	Sí (%)
1. Insultos/humillación	37.1	26.7	22.6	13.6	37.1	62.9
2. Golpes	65.8	18.9	9.9	5.4	65.8	34.2
3. Abuso sexual	84.3	9.4	5.4	0.9	84.3	15.7
4. Falta de apoyo	57.7	18.6	17.7	5.9	57.7	42.3
5. Negligencia	88.7	5	5	1.4	88.7	11.3
6. Golpes entre adultos	74.2	9	9	7.7	74.2	25.8
7. Abuso de sustancias	69.2	5.4	10.3	15.2	69.2	30.8
8. Enfermedad mental	61.1	13.1	13.1	12.7	61.1	38.9
9. Divorcio/separación	53.8	10.4	2.3	33.5	53.8	46.2
10. Acoso escolar	53.6	20.3	14.4	11.7	53.6	46.4
11. Violencia vecindario	44.6	22.5	19.8	13.1	44.6	55.4
12. Discriminación	73.1	13.9	8.5	4.5	73.1	26.9
13. Dificultades econ.	84.8	8.9	4	2.2	84.8	15.2
14. Mudanza repentina	90.1	5.4	2.7	1.8	90.1	9.9
15. Muerte de un familiar	88.7	7.2	0.9	3.2	88.7	11.3

Nota. Frec. = Frecuentemente; punt. = puntualmente; Econ. = económicas

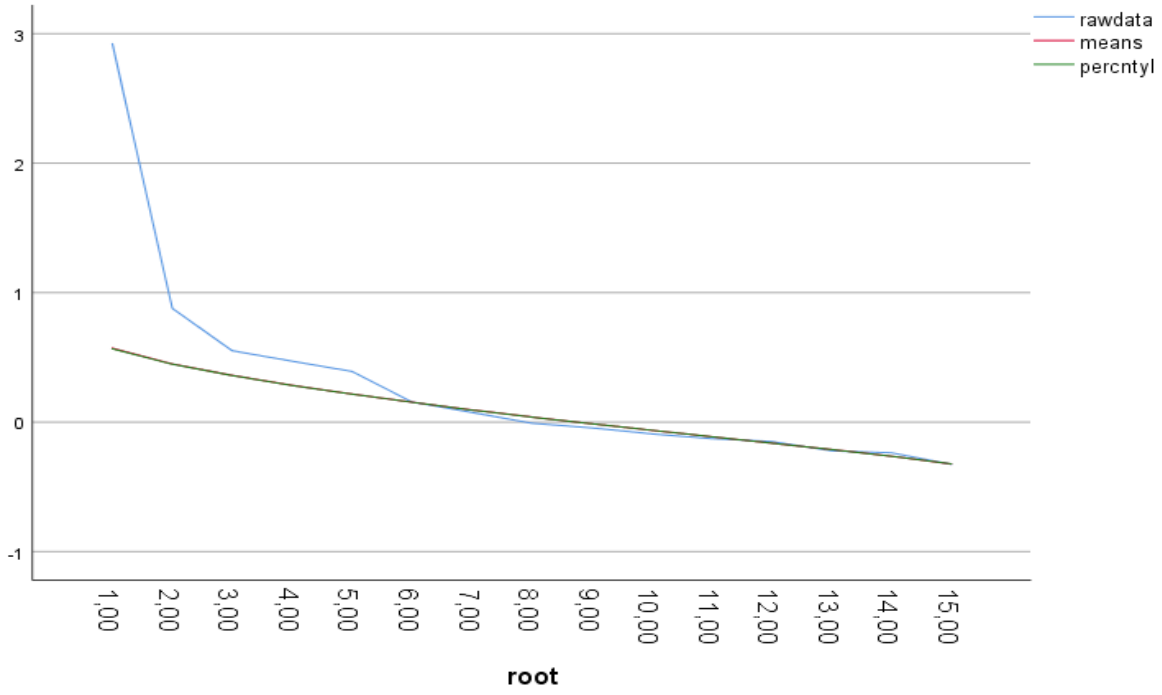
3.2. Análisis Factorial Exploratorio

3.2.1. Análisis paralelo

Se realizó un análisis paralelo con el objetivo de determinar el número de factores a retener. Los resultados sugirieron la retención de seis factores (véase Figura 1). Los autovalores empíricos y aleatorios para el primer factor fueron 2.9 y .57 respectivamente, en el sexto factor se obtuvo .154 para el valor empírico y .153 para el valor aleatorio.

Figura 1

Gráfico de sedimentación y análisis paralelo del EAI-15



3.2.2. Análisis Factorial Exploratorio

A partir de los resultados del análisis paralelo, se exploraron distintas soluciones factoriales. Si bien el análisis paralelo sugirió la retención de seis factores, se optó por una solución de cinco factores debido a criterios de interpretabilidad teórica, dado que la solución de seis factores presentó dificultades de interpretación y factores con escasa consistencia conceptual. El análisis factorial exploratorio fue realizado mediante el método de factorización de ejes principales con rotación oblicua (oblimin), considerando la posible correlación entre los factores. La solución de cinco factores explicó el 58.2% de la varianza total. En porcentaje acumulativo, el factor 1 explicó el 23.6% de la varianza total, el segundo

factor el 33.7%, el factor 3 el 42.4%, el cuarto factor el 50.7% y el quinto factor el 58.2%, mientras que el sexto factor explica el 6.3% de la varianza. El índice KMO fue de .70, indicando una adecuación muestral aceptable. Asimismo, la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ($p < .001$), confirmando la pertinencia del análisis factorial. Las cargas negativas observadas en algunos factores responden a la orientación arbitraria del eje factorial y no modifican la interpretación de la solución, ya que la dirección del factor puede invertirse sin alterar la estructura factorial ni las relaciones entre los ítems. Las cargas factoriales obtenidas se presentan en la Tabla 2 y 3.

Tabla 2

Análisis Factorial Exploratorio mediante factorización de ejes principales (matriz de patrón) en la escala de frecuencia

	Factor				
	1	2	3	4	5
Ítem 1	.68				
Ítem 2	.85				
Ítem 3					
Ítem 4					-.43
Ítem 5		.71			
Ítem 6	.56				
Ítem 7			.66		
Ítem 8				.47	
Ítem 9			.36		
Ítem 10					-.48
Ítem 11					
Ítem 12					-.34
Ítem 13		.77			
Ítem 14		.51			
Ítem 15				.55	

Nota. Se omiten cargas menores a .30.

Tabla 3

Análisis Factorial Exploratorio mediante factorización de ejes principales (matriz de patrón) en la escala dicotómica

	Factor				
	1	2	3	4	5
Ítem 1		-.71			
Ítem 2		-.68			
Ítem 3					
Ítem 4		-.44			
Ítem 5	.72				
Ítem 6		-.46			
Ítem 7				.55	
Ítem 8				.33	
Ítem 9				.33	
Ítem 10			-.55		
Ítem 11					
Ítem 12			-.42		
Ítem 13	.66				
Ítem 14	.38				
Ítem 15					.54

3.3. Fiabilidad

3.3.1. Consistencia interna de la escala

La escala total mostró una consistencia interna adecuada. Para la escala de frecuencia, el coeficiente Alfa de Cronbach fue de α = .70, mientras que el coeficiente Omega de McDonald alcanzó un valor de ω = .74. Como se observa en la tabla 4, los valores de alfa si el ítem se elimina oscilaron entre .67 y .72, mientras que los valores del coeficiente Omega de McDonald si se descarta el elemento oscilaron entre .72 y .76. Asimismo, se observó un incremento del coeficiente Alfa al eliminar el ítem 9 (divorcio/separación), lo que sugiere que este podría estar afectando negativamente la consistencia interna de la escala y, por tanto, presentar un comportamiento psicométrico problemático.

Tabla 4

Correlación del elemento con la escala total, alfa de Cronbach y McDonald si se descarta el elemento

		Si se descarta el elemento	
	Correlación	Alfa de Cronbach	ω de McDonald
Ítem 1	.47	.67	.72
Ítem 2	.41	.68	.73
Ítem 3	.16	.71	.75
Ítem 4	.47	.67	.73
Ítem 5	.48	.69	.72
Ítem 6	.50	.67	.72
Ítem 7	.23	.70	.75
Ítem 8	.33	.69	.74
Ítem 9	.18	.72	.75
Ítem 10	.27	.70	.74
Ítem 11	.23	.71	.75
Ítem 12	.35	.69	.74
Ítem 13	.38	.69	.73
Ítem 14	.41	.69	.73
Ítem 15	.14	.71	.76

3.3.2. Correlaciones entre ítems

En la tabla 5 se presentan las interrelaciones entre ítems, las cuales mostraron en general, asociaciones positivas de magnitud baja a moderada. No obstante, algunos ítems, particularmente el ítem 15, presentaron correlaciones bajas o cercanas a cero con varios elementos, lo que podría reflejar menor cohesión conceptual.

Tabla 5

Correlaciones de Spearman entre los ítems del EAI-15 (respuestas de frecuencia).

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1. Ít. 1	-													
2.Ít. 2	.55**													
3.Ít. 3	.23**	.24**												
4.Ít. 4	.53**	.30**	.23**											
5.Ít. 5	.26**	.30**	.18**	.24**										
6.Ít. 6	.40**	.46**	.33**	.33**	.32**									
7.Ít. 7	.14*	-.05	.09	.17**	.14*	.16*								
8.Ít. 8	.13	.11	.11	.15*	.14*	.17*	.21**							
9.Ít. 9	.14*	.05	-.02	.07	.12	.23**	.25**	.13						
10.Ít. 10	.16*	.12	.15*	.25**	.31**	.10	.02	.16*	-.05					
11.Ít. 11	.14*	.14*	.05	.15*	.22**	.15*	.16*	.18**	.02	.15*				
12.Ít. 12	.21**	.23**	.17*	.19**	.24**	.18**	.06	.20**	.06	.28**	.21**			
13.Ít. 13	.05	.23**	.13*	.20**	.49**	.23**	.19**	.12	.22**	.13	.17*	.28**		
14.Ít. 14	.29**	.20**	.19**	.22**	.43**	.29**	.28**	.20**	.19**	.20**	.17**	.20**	.31**	
15.Ít. 15	.02	.07	.09	.05	.06	.11	.07	.18**	.01	.01	.19**	.01	.19**	.07

Nota. *$p < .05$, **$p < .01$.

3.3.3. Matriz de correlaciones factorial

A partir de la solución factorial de cinco factores, se analizaron las correlaciones entre las dimensiones (Tabla 6).

Tabla 6

Correlaciones de Pearson entre factores con escala de frecuencia

Factor	1	2	3	4
1				
2	.30			
3	.18	.21		
4	.07	.22	.11	
5	-.32	-.21	-.11	-.17

3.3.4. Consistencia interna de las subdimensiones

A partir de la solución factorial de cinco factores presentada en la tabla 2, cada subdimensión fue analizada como una subescala independiente.

Factor 1: Violencia Intrafamiliar

La subescala 1, denominada Violencia Intrafamiliar, reúne experiencias asociadas a violencia y agresión dentro del entorno familiar. Esta denominación se fundamenta en que los ítems que la componen refieren a insultos y humillaciones, violencia física directa y violencia entre adultos del hogar, representando distintas manifestaciones de maltrato interpersonal en el contexto familiar. Presentó niveles adecuados de consistencia interna, con $\alpha = .75$ y $\omega = .77$. Se observó una disminución en el coeficiente alfa al eliminar el ítem 6 ($\alpha = .71$). Las correlaciones ítem-total oscilaron entre .56 (ítem 1) y .66 (ítem 2), evidenciando una adecuada homogeneidad interna.

Factor 2: Vulnerabilidad Socioeconómica

La subescala 2, denominada Vulnerabilidad Socioeconómica, agrupa experiencias vinculadas a carencias económicas y dificultades en las condiciones de vida durante la infancia. Esta denominación responde a que los ítems incluidos hacen referencia a falta de cuidados básicos, dificultades económicas severas y mudanzas forzadas o inestabilidad habitacional asociada a situaciones de crisis, reflejando condiciones de precariedad socioeconómica y vulnerabilidad contextual. Asimismo, presentó índices adecuados de consistencia interna, con $\alpha = .72$ y $\omega = .73$. El coeficiente alfa mostró un leve incremento al eliminar el ítem 14 ($\alpha = .74$). Las correlaciones ítem-total oscilaron entre .45 (ítem 14) y .62 (ítem 5). El ítem 14 presentó el desempeño más bajo dentro de la subescala, lo que podría sugerir una menor integración con la dimensión evaluada.

Factor 3: Disfunción Familiar

La subescala 3, denominada Disfunción Familiar, incluye experiencias relacionadas con alteraciones en la dinámica y funcionamiento del entorno familiar. Esta denominación se fundamenta en que los ítems que la integran refieren al consumo problemático de sustancias por parte de un adulto del hogar y a la separación o divorcio de los padres, situaciones que pueden afectar la estabilidad y cohesión familiar. Presentó niveles bajos de consistencia interna, con $\alpha = .41$ y $\omega = .42$. No se observaron variaciones relevantes en el coeficiente alfa al eliminar los ítems. Las correlaciones ítem-total fueron de .26 para ambos

reactivos que integran la subescala (ítems 7 y 9). Los bajos índices de consistencia interna observados en esta dimensión podrían explicarse, en parte, por el reducido número de ítems que la componen, aspecto que tiende a disminuir los coeficientes de fiabilidad (Cortina, 1993). Asimismo, aunque ambos reactivos se enmarcan dentro del funcionamiento familiar, representan experiencias adversas conceptualmente diferentes, lo que podría traducirse en una menor homogeneidad entre los ítems y, en consecuencia, en menores niveles de consistencia interna.

Factor 4: Eventos Traumáticos Familiares

La subescala 4, denominada Eventos Traumáticos Familiares, agrupa experiencias potencialmente traumáticas ocurridas en el contexto familiar. Esta denominación responde a que los ítems incluidos hacen referencia a la presencia de enfermedad mental grave en un integrante del hogar y a la muerte repentina o inesperada de un familiar cercano, eventos que pueden generar un impacto significativo en el bienestar emocional y en la dinámica familiar. Presentó niveles bajos de consistencia interna, con $\alpha = .36$ y $\omega = .41$. Las correlaciones ítem-total fueron de .26 para ambos ítems que componen la dimensión (ítems 8 y 15). De forma similar, la baja consistencia interna podría atribuirse tanto al reducido número de ítems como a la heterogeneidad de las experiencias evaluadas. Mientras un reactivo hace referencia a la presencia de enfermedad mental grave en un integrante del hogar, el otro evalúa la muerte repentina de un familiar cercano. Aunque ambos constituyen acontecimientos potencialmente traumáticos en el contexto familiar, no necesariamente coocurren, lo que podría explicar la menor asociación entre los ítems y los bajos coeficientes de fiabilidad obtenidos.

Factor 5: Violencia Social

La subescala 5, denominada Violencia Social, comprende experiencias de violencia, exclusión o vulneración ocurridas fuera del núcleo familiar. Esta denominación se sustenta en que los ítems que la integran incluyen acoso escolar, discriminación por raza, género o religión y falta de apoyo o protección percibida, reflejando experiencias de rechazo interpersonal que pueden afectar el desarrollo psicosocial del individuo. La subescala presentó niveles limitados de consistencia interna, con $\alpha = .50$ y $\omega = .51$. Las correlaciones ítem-total oscilaron entre .31 (ítems 4 y 12) y .35 (ítem 10).

3.4. Evaluación del supuesto de normalidad

Previamente a los análisis de asociación y comparación entre grupos, se evaluó la normalidad de las puntuaciones de la escala total y de las subescalas. Tanto los coeficientes

de asimetría y curtosis como las pruebas de Kolmogorov-Smirnov y Shapiro-Wilk indicaron desviaciones respecto a una distribución normal en todas las variables analizadas ($p < .001$). En consecuencia, se utilizaron pruebas no paramétricas, empleándose el coeficiente rho de Spearman para los análisis de correlación y la prueba U de Mann-Whitney para la comparación de puntuaciones según sexo.

3.5. Análisis De Las Puntuaciones Según Variables Sociodemográficas

Se compararon las puntuaciones de la escala según sexo mediante la prueba U de Mann-Whitney. No se observaron diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres en las puntuaciones totales de la escala ($U = 3323.00$, $Z = -.64$, $p = .52$). A su vez, se examinó la asociación entre la edad y las puntuaciones de la escala mediante el coeficiente de correlación rho de Spearman. No se observó una relación significativa entre ambas variables ($\rho = .07$, $p = .32$), lo que indica que las puntuaciones se mantuvieron relativamente estables a lo largo de las diferentes edades de la muestra.

Tal como se muestra en la Tabla 7, el puntaje total de la escala de frecuencia mostró correlaciones negativas de magnitud media baja con el nivel educativo materno ($\rho = -.15$, $p < .05$) y paterno ($\rho = -.24$, $p < .01$). Asimismo, el puntaje total de la escala dicotómica presentó correlaciones negativas bajas con el nivel educativo materno ($\rho = -.20$, $p < .01$) y paterno ($\rho = -.27$, $p < .01$), sugiriendo una menor exposición a experiencias adversas en participantes cuyos padres presentaban un mayor nivel educativo. No se observaron asociaciones estadísticamente significativas entre las puntuaciones de la escala y el ingreso mensual.

Tabla 7

Correlaciones de Spearman entre las puntuaciones de la escala de frecuencia, la escala dicotómica y las variables sociodemográficas

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1.Total Frec.	-									
2.Total Dic.	.95**									
3.Factor 1	.69**	.73**								
4.Factor 2	.52**	.57**	.32**							
5.Factor 3	.54**	.48**	.20**	.34**						
6.Factor 4	.48**	.47**	.17**	.20**	.21**					
7.Factor 5	.64**	.67**	.43**	.33**	.14*	.20**				
8.Edad	.07	.01	.04	.13	-.06	.05	.06			
9.Ingreso	.04	.02	.06	.10	-.08	.05	.08	.62**		
10.Ed. madre	-.15*	-.20**	-.12	-.27**	-.02	-.02	-.16*	-.08	-.03	
11.Ed. padre	-.24**	-.27**	-.20**	-.28**	-.04	-.02	-.17*	-.06	.16	.61**

Nota. *p<.05, **p<.01, ***p < .001. Frec = Frecuencia, Dic = Dicotómico, Ed = Educación

4. Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo analizar el patrón de respuestas, la estructura factorial y la consistencia interna de la versión uruguaya del cuestionario de experiencias adversas en la infancia en estudiantes universitarios. Asimismo, se exploró la asociación entre las puntuaciones obtenidas y diversas variables sociodemográficas. A partir de estas características, los resultados permiten discutir tanto el funcionamiento psicométrico del instrumento como la relevancia del contexto sociocultural en su aplicación. En términos generales, los hallazgos aportan evidencia favorable sobre el funcionamiento global de la escala, aunque también señalan diferencias en la consistencia de algunas subescalas y en la cohesión de ciertos ítems.

4.1. Frecuencias de respuesta y prevalencia de las EAI en población universitaria uruguaya

En relación al principal objetivo del estudio, se analizó el patrón de respuestas y la prevalencia de las experiencias adversas en la infancia en estudiantes universitarios. En cuanto a las distribuciones de frecuencia, el ítem con mayor proporción de respuestas afirmativas en la escala dicotómica fue el ítem 1 (insultos y humillaciones por parte de adultos en el hogar) con un 62.9%. Este hallazgo resulta consistente con los datos reportados por UNICEF (2025), que indican que en Uruguay el 39,3 % de niños entre 2 y 14 años ha sido expuesto a violencia física o psicológica en el hogar. En segundo lugar, se ubicó el ítem 11, correspondiente a violencia en el vecindario, con un 55.4%, lo cual refuerza la relevancia de incorporar dimensiones contextuales y comunitarias a la evaluación de las EAI, ya que la acumulación de experiencias adversas no se limita necesariamente a aquellas ocurridas dentro del ámbito familiar. Cronholm et al. (2015) plantean una ampliación del concepto tradicional de EAI, incorporando experiencias adversas vinculadas al contexto comunitario y social, además de las formas de adversidad presentes en el entorno familiar. En esta línea, Wade et al. (2016) analizaron conjuntamente experiencias adversas a nivel del hogar y de la comunidad, encontrando que ambas se asociaban con resultados de salud en la adultez. Esta perspectiva resulta especialmente relevante para el presente estudio, dado que el instrumento utilizado incorpora experiencias que trascienden el núcleo familiar, como la violencia en el vecindario, permitiendo una aproximación más amplia a las condiciones adversas experimentadas durante la infancia. Por el contrario, los ítems con menor frecuencia de respuestas afirmativas fueron el ítem 14 referido a mudanza repentina (9.9%), seguido del ítem 5 y 15, referidos a negligencia y muerte repentina de un familiar consecutivamente (11.3%). La menor prevalencia de estas experiencias podría estar asociada a características específicas de la muestra, como determinadas condiciones de acceso educativo y recursos que modulan la exposición a ciertos tipos de adversidad. Por otro lado, en la escala de frecuencia, el ítem 9, relativo al divorcio o separación parental, evidenció la mayor prevalencia, alcanzando el 33.5% de la muestra. Este resultado coincide con lo reportado por Cprek et al. (2021) en población universitaria, donde la categoría más frecuente también fue separación o divorcio parental (27%), mientras que el abuso emocional presentó una respuesta afirmativa del 15.1%. Asimismo, estos autores hallaron que el 9.8% de la muestra había experimentado cuatro o más categorías de adversidad, lo cual aporta un antecedente relevante para interpretar la acumulación de EAI observada en el presente estudio.

En relación con la acumulación de experiencias adversas, el 4.9% de la muestra no reportó ninguna EAI, mientras que el 60.2% presentó cuatro o más experiencias adversas.

Este resultado difiere de lo reportado por Cprek et al. (2021) en una muestra de estudiantes universitarios de Estados Unidos, quienes encontraron diferencias entre la población universitaria y los datos de la población general a nivel nacional. Mientras que en la población general el 36.1% de las personas no registró ninguna ACE, en la muestra universitaria este porcentaje ascendió al 54.3%. Los autores plantean que estas diferencias podrían indicar que las personas que acceden a la educación universitaria presentan características demográficas diferentes de aquellas que no lo hacen, lo que podría estar relacionado con factores vinculados a las oportunidades educativas y al contexto socioeconómico. Este resultado adquiere especial relevancia a la luz de la literatura clásica sobre las ACEs, dado que Felitti et al. (1998) encontraron una relación dosis-respuesta entre el número de categorías de exposición infantil y los comportamientos de riesgo para la salud, las personas que habían experimentado cuatro o más categorías de exposición, tenían más riesgo de padecer adicción, depresión e intento de suicidio; enfermedades de transmisión sexual; y diversas enfermedades físicas asociadas a las principales causas de muerte en la adultez. Asimismo, se ha estudiado que la exposición crónica al estrés en la infancia puede provocar cambios en el desarrollo. Esto puede resultar en una alteración del funcionamiento cognitivo y emocional generando daño fisiológico crónico, lo que hace a los individuos más susceptibles a enfermedades (Hughes et al., 2017).

En esta línea, los hallazgos de Felitti et al. (1998) mostraron que las categorías de experiencias adversas tienden a presentarse de manera interrelacionada, de modo que la exposición a una categoría incrementa significativamente la probabilidad de exposición a otras formas de adversidad. Específicamente, los autores señalaron que, entre quienes reportaron una única categoría de exposición, la probabilidad de haber estado expuestos a una categoría adicional osciló entre el 65 % y el 93 %; de manera similar, la probabilidad de exposiciones adicionales se situó entre el 40 % y el 74 % (Felitti et al., 1998). Estos resultados refuerzan la idea de que las EAI rara vez ocurren de manera aislada, sino que suelen conformar patrones acumulativos de adversidad.

4.2. Estructura Factorial de la escala dicotómica y de frecuencia del EAI-15

Como segundo objetivo del presente estudio, se planteó analizar la estructura factorial de la versión uruguaya del cuestionario de experiencias adversas en la infancia. Si bien el análisis paralelo sugirió inicialmente una solución de seis factores, se optó por retener una estructura de cinco dimensiones debido a que el sexto factor se encontraba conformado únicamente por un ítem. Desde una perspectiva psicométrica, los factores compuestos por un solo reactivo suelen presentar limitaciones en términos de estabilidad e interpretabilidad conceptual (Hair et al., 2010). Asimismo, la diferencia entre el valor

empírico y el valor aleatorio correspondiente al sexto factor fue mínima (.154 y .153, respectivamente), lo que aporta evidencia adicional para no retener dicho factor. En este sentido, la solución de cinco factores fue considerada más parsimoniosa e interpretable teóricamente. Asimismo, explicó el 58,2% de la varianza total, un resultado consistente con la variabilidad estructural reportada en estudios internacionales sobre experiencias adversas en la infancia, donde se han identificado diferentes cantidades de factores y porcentajes de varianza explicada según el contexto sociocultural y el sistema de puntuación utilizado.

En Francia se reportó una estructura de tres factores —adversidad intrafamiliar, abuso sexual y adversidad en el entorno social— que explicó el 37% de la varianza total (Tarquinio et al., 2023). En México, se identificó una solución de dos factores relacionados con abuso sexual y disfunción familiar, que explicaron el 40,2% de la varianza (Nevárez & Ochoa, 2022). Por su parte, en Chile, particularmente utilizando el sistema de puntuación por frecuencia, se obtuvo una estructura de cuatro factores compuesta por negligencia física y emocional, abuso, disfunción familiar y violencia fuera del hogar, explicando aproximadamente el 60% de la varianza total (Santelices et al., 2025).

En el presente estudio, la comparación entre las dos modalidades de puntuación mostró que tanto la escala de frecuencia como la dicotómica presentaron una solución de cinco factores, aunque la composición de las dimensiones no fue completamente equivalente. Se observó una correspondencia clara en algunos agrupamientos, particularmente entre los ítems 5, 13 y 14, que conformaron conjuntamente un factor en ambas modalidades, así como entre los ítems 1, 2 y 6, que mantuvieron una agrupación similar. Sin embargo, otros reactivos modificaron su agrupamiento según la modalidad de puntuación. En la escala de frecuencia, los ítems 7 y 9 conformaron una dimensión, mientras que en la escala dicotómica se agruparon junto con el ítem 8. Asimismo, los ítems 8 y 15 conformaron un factor en la escala de frecuencia, mientras que en la escala dicotómica el ítem 15 constituyó por sí solo un factor. Por otra parte, los ítems 4, 10 y 12 se agruparon conjuntamente en la escala de frecuencia, mientras que en la escala dicotómica los ítems 10 y 12 permanecieron juntos y el ítem 4 se incorporó a la dimensión conformada principalmente por los ítems 1, 2 y 6. En ambas modalidades, los ítems 3 y 11 no presentaron cargas factoriales iguales o superiores a .30. En conjunto, estas diferencias sugieren que, si bien existe cierta correspondencia entre ambas estructuras factoriales, la composición de las dimensiones no se mantiene completamente estable según la modalidad de puntuación.

En conjunto, estos antecedentes evidencian que la estructura factorial del instrumento puede variar considerablemente entre contextos culturales y metodológicos. Al igual que en estas investigaciones, la estructura factorial obtenida en el presente estudio no derivó de categorías teóricas preestablecidas, como ocurrió en el estudio original de Felitti

et al. (1998), sino que emergió empíricamente a partir de los datos. Esta decisión metodológica se fundamenta en la variabilidad observada en la estructura del instrumento en distintos contextos culturales, así como en las modificaciones teóricas previas, lo que habilita la exploración de soluciones factoriales alternativas. En este sentido, los resultados obtenidos respaldan la idea de que las experiencias adversas en la infancia constituyen un fenómeno sensible al contexto sociocultural en el que son evaluadas.

En términos generales, la mayoría de los ítems presentaron cargas factoriales adecuadas. No obstante, se identificaron algunos reactivos con comportamientos atípicos o cargas reducidas. En particular, los ítems referidos a abuso sexual y violencia en el vecindario (ítems 3 y 11) no presentaron cargas factoriales iguales o superiores a .30 en ninguno de los factores, lo que sugiere dificultades para su integración dentro de la estructura factorial propuesta. Asimismo, los ítems relacionados con separación parental y discriminación presentaron cargas factoriales inferiores a .40. Estos hallazgos resultan consistentes con investigaciones internacionales que reportan dificultades similares en determinados reactivos del instrumento. En la validación francesa, por ejemplo, se identificaron seis ítems sin cargas factoriales significativas (Tarquinio et al., 2023). De forma similar, en México algunos reactivos vinculados a pérdida parental, alcoholismo en el hogar y encarcelamiento de familiares presentaron correlaciones bajas (Nevárez & Ochoa, 2022). En Chile, ciertos ítems asociados a separación parental, fallecimiento del cuidador y violencia colectiva mostraron cargas factoriales inferiores a .40 (Santelices et al., 2025). Por su parte, en Hungría el ítem referido a separación parental presentó un comportamiento problemático, observándose una mejora en la consistencia interna al ser eliminado (Oláh et al., 2023). Finalmente, en Ecuador se reportó que los ítems relacionados con abuso sexual tendían a presentar menor frecuencia de respuesta y mayores dificultades de reporte (Ramírez et al., 2025). En conjunto, estos resultados sugieren que ciertos reactivos pueden comportarse de manera diferencial según el contexto sociocultural y las características de la población evaluada.

En el presente estudio, la ausencia de cargas factoriales significativas en el ítem referido a abuso sexual podría relacionarse con la baja frecuencia de reporte observada habitualmente en este tipo de experiencias. Por otro lado, el ítem vinculado a violencia en el vecindario podría representar una dimensión más próxima a la violencia comunitaria que a la adversidad intrafamiliar, dificultando su integración con los restantes factores del instrumento.

4.3. Consistencia interna de la escala y subescalas

Respecto a la consistencia interna de la escala total, se obtuvo un coeficiente alfa de Cronbach de .70 y un coeficiente omega de McDonald de .74, lo que indica niveles

adecuados de consistencia interna. Asimismo, el análisis del alfa si se elimina el ítem no evidenció mejoras sustanciales, sugiriendo una contribución general adecuada de los reactivos al instrumento. Estos resultados son consistentes con los reportados en validaciones realizadas en otros contextos culturales, como Chile (α = .74; Santelices et al., 2025), China (α = .72; Zhao et al., 2024) y México (α = .68; Nevárez & Ochoa, 2022), lo que aporta evidencia favorable respecto a la consistencia del instrumento en distintos contextos culturales.

En cuanto a las subdimensiones identificadas, se observaron diferentes niveles de consistencia interna entre los factores. Las subescalas de *Violencia Intrafamiliar* y *Vulnerabilidad Socioeconómica* presentaron índices adecuados de consistencia interna, con valores de alfa y omega superiores a .70, así como correlaciones ítem-total dentro de rangos aceptables, lo que sugiere una adecuada coherencia interna entre los reactivos que las componen. Hallazgos similares han sido reportados en validaciones internacionales del instrumento, donde diversas formas de violencia, negligencia y disfunción familiar mostraron asociaciones moderadas entre sí, sugiriendo una tendencia a la acumulación de experiencias adversas (Nevárez & Ochoa, 2022; Santelices et al., 2025).

Por otro lado, las subescalas de *Disfunción Familiar*, *Eventos Traumáticos Familiares* y *Violencia Social* presentaron niveles limitados o bajos de consistencia interna, particularmente en aquellos factores compuestos por un número reducido de ítems. En este sentido, algunas de las dimensiones identificadas quedaron conformadas por solo dos reactivos, lo que se asoció a coeficientes de consistencia interna considerablemente bajos (por ejemplo, α = .36; ω = .41). Este resultado puede explicarse, al menos en parte, desde una perspectiva psicométrica, dado que el coeficiente alfa se encuentra fuertemente influido tanto por el número de ítems como por la magnitud de las correlaciones entre ellos (Cortina, 1993), lo que limita su capacidad para estimar adecuadamente la consistencia interna en subescalas breves. Asimismo, las correlaciones observadas sugieren una menor homogeneidad entre algunos reactivos, lo que podría contribuir a explicar los bajos coeficientes obtenidos.

No obstante, estos hallazgos también podrían reflejar la heterogeneidad conceptual propia de las experiencias adversas en la infancia, las cuales tienden a agrupar eventos diversos y, en algunos casos, poco frecuentes, dificultando la conformación de dimensiones altamente homogéneas. En este sentido, la baja consistencia interna de algunas subescalas podría no indicar necesariamente un funcionamiento psicométrico inadecuado de los reactivos, sino dificultades para representar estas experiencias como indicadores de una única dimensión latente. Desde una perspectiva conceptual, las EAI comprenden experiencias de naturaleza diversa que no necesariamente se presentan de manera conjunta, por lo que su agrupación en subescalas no implica necesariamente que los

reactivos que las conforman deban mostrar una elevada covariación. Esta consideración resulta especialmente relevante si se entiende que las distintas experiencias adversas pueden contribuir a conformar el constructo global sin constituir necesariamente manifestaciones intercambiables de una única variable latente. Esto resulta particularmente relevante para las subescalas de *Disfunción Familiar* y *Eventos Traumáticos Familiares*, conformadas por sólo dos reactivos y correspondientes a experiencias conceptualmente diferenciadas. En esta línea, resultados similares han sido reportados en validaciones internacionales, donde ciertas dimensiones —particularmente aquellas vinculadas a violencia comunitaria, pérdidas familiares o eventos adversos específicos— han mostrado menor estabilidad interna y dificultades psicométricas (Tarquinio et al., 2023; Oláh et al., 2023; Santelices et al., 2025). En conjunto, estos resultados sugieren que algunas dimensiones del instrumento presentan una estructura más estable que otras, lo que indica la necesidad de interpretar estas subescalas con cautela y continuar evaluando su composición y funcionamiento en futuras investigaciones.

Respecto a las intercorrelaciones entre los ítems, se observaron asociaciones mayoritariamente de magnitud baja a moderada, con algunos elementos que alcanzaron valores más elevados. Entre las correlaciones más altas se destacan las observadas entre los ítems 1 y 2 ($\rho = .55$), así como entre los ítems 1 y 4 ($\rho = .53$). Este patrón podría reflejar la coocurrencia entre distintas formas de adversidad, particularmente en lo que refiere al maltrato emocional y a dinámicas familiares disfuncionales que tienden a manifestarse simultáneamente dentro de un mismo contexto familiar. Estos resultados coinciden con la literatura clásica sobre experiencias adversas en la infancia, la cual señala que las distintas formas de adversidad suelen presentarse de manera acumulativa e interrelacionada (Felitti et al., 1998). Asimismo, se destaca la asociación entre los ítems 5 y 13 ($\rho = .49$), sugiriendo que determinadas formas de negligencia, pérdidas familiares o adversidades contextuales tienden a presentarse conjuntamente en la muestra evaluada. Por otra parte, algunos reactivos, como los ítems 7 y especialmente el 15, presentaron correlaciones bajas o cercanas a cero con varios de los ítems restantes. Resultados similares fueron reportados en Ecuador y Hungría, donde determinados ítems asociados a eventos menos frecuentes o altamente específicos mostraron menor asociación con el resto del instrumento (Ramírez et al., 2025; Oláh et al., 2023). Este patrón podría indicar que dichos ítems captan experiencias menos frecuentes o conceptualmente más específicas, con menor solapamiento respecto al resto del cuestionario. En este sentido, las bajas correlaciones observadas entre algunos ítems pueden interpretarse en relación con la diversidad de experiencias que componen el instrumento, sin que ello implique necesariamente un funcionamiento inadecuado de los reactivos. Se sugiere la conveniencia de continuar

examinando su funcionamiento dentro de la estructura factorial y su aporte a la consistencia interna de la escala.

En cuanto a la relación entre las diferentes formas de puntuación del instrumento (frecuencia y dicotómica), se observó un patrón similar de asociaciones con las variables analizadas, lo que sugiere una correspondencia entre ambas modalidades de puntuación en la evaluación de las experiencias adversas en la infancia. Asimismo, ambas puntuaciones presentaron asociaciones positivas moderadas a altas con los factores identificados, especialmente con las dimensiones de *Violencia Intrafamiliar* y *Violencia Social*. Este hallazgo resulta consistente con investigaciones previas que señalan que tanto los formatos dicotómicos como los de frecuencia tienden a captar patrones similares de exposición a adversidad, aunque las escalas de frecuencia suelen ofrecer mayor sensibilidad para detectar variabilidad en la intensidad de las experiencias reportadas (Santelices et al., 2025).

4.4. Asociación con variables sociodemográficas

En relación con las variables sociodemográficas, no se hallaron diferencias significativas en el patrón de respuesta según sexo. No obstante, estos resultados deben interpretarse con cautela debido al predominio de mujeres en la muestra, lo que podría haber limitado la potencia estadística para detectar diferencias entre sexos, y, en consecuencia, restringir la generalización de los hallazgos. En concordancia con algunos estudios internacionales, en Hungría tampoco se observaron diferencias significativas según sexos (Oláh et al., 2023). Sin embargo, en otros contextos, como Chile, Ecuador y China, se ha observado que las mujeres presentan puntuaciones promedio más altas en EAI en comparación con los hombres (Ramírez et al., 2025; Santelices et al., 2025; Zhao et al., 2024), particularmente en el ítem vinculado a abuso sexual (Ramírez et al., 2025).

En la misma línea, no se encontró asociación significativa entre la edad y las puntuaciones obtenidas, lo que podría sugerir que las experiencias evaluadas por la escala se distribuyen de manera similar entre los distintos grupos etarios analizados. Sin embargo, este resultado también debe interpretarse con cautela, dado que la muestra es no probabilística y presenta una mayor concentración en determinados rangos de edad. Asimismo, la literatura internacional no ha abordado de manera sistemática la relación entre edad y EAI, lo que limita la posibilidad de contrastar estos hallazgos.

En relación a otras variables sociodemográficas, el puntaje total de la escala tanto de frecuencia como dicotómica mostró correlaciones negativas bajas con el nivel educativo materno y paterno, lo que sugiere una menor exposición a adversidad en participantes cuyos padres presentan mayor nivel educativo, particularmente en la figura paterna. Se ha

señalado que el bajo nivel socioeconómico constituye un factor de riesgo para el desarrollo del estrés crónico, lo cual incrementa la probabilidad de maltrato infantil y disfunción familiar (Oláh et al., 2023). No obstante, el estudio original de Felitti et al. (1998) evidenció que las EAI también se presentan en poblaciones de clase media, lo que indica que la adversidad infantil atraviesa distintos estratos sociales. Asimismo, algunos estudios sugieren que las experiencias adversas pueden transmitirse intergeneracionalmente, lo que podría contribuir a explicar la asociación observada (Zhao et al., 2024).

En esta línea, no se encontró una asociación significativa entre la situación socioeconómica de los participantes y el puntaje total de la escala. Este resultado difiere parcialmente de la literatura internacional, que ha señalado una mayor prevalencia de maltrato en contextos de vulnerabilidad socioeconómica (Risso et al., 2024). En este sentido, se ha reportado que ciertas dinámicas familiares asociadas a la adversidad, como el divorcio, presentan mayor frecuencia en poblaciones con menor nivel socioeconómico (Oláh et al., 2023).

4.5. Limitaciones y proyecciones futuras

El presente estudio presenta diversas limitaciones que deben ser consideradas al interpretar los resultados. En cuanto al análisis de la frecuencia de respuesta y la prevalencia de experiencias adversas, los resultados deben interpretarse con cautela debido al carácter retrospectivo del instrumento y a los posibles sesgos asociados al autoreporte (Finkelhor et al., 2015). Respecto al análisis factorial y la consistencia interna, tanto el tamaño muestral como la presencia de ítems con comportamientos atípicos podrían haber influido en la estructura obtenida. Esto podría explicar, en parte, los bajos niveles de consistencia interna observados en algunas dimensiones, lo que sugiere posibles dificultades en la delimitación de los factores y la necesidad de continuar evaluando la adecuación cultural del instrumento. Finalmente, en el análisis de variables sociodemográficas, la relativa homogeneidad de la muestra pudo haber limitado la detección de asociaciones significativas.

A partir de las limitaciones expuestas, se desprenden diversas líneas de investigación futura orientadas a fortalecer la evidencia psicométrica del instrumento y ampliar su aplicabilidad. Sería relevante contar con muestras más amplias y heterogéneas que permitan evaluar la estabilidad de la estructura factorial de este instrumento. Asimismo, sería pertinente realizar análisis factoriales confirmatorios que permitan contrastar la estructura propuesta, así como el desarrollo de estudios basados en la teoría de respuesta al ítem, lo cual contribuiría a profundizar el análisis del funcionamiento de los reactivos. En la misma línea, sería recomendable evaluar la estabilidad temporal del instrumento

mediante estudios de confiabilidad test-retest, así como obtener evidencias adicionales de validez, incluyendo validez convergente, discriminante y de criterio, con el fin de fortalecer la evidencia sobre sus propiedades psicométricas. Futuras investigaciones podrían analizar la invariancia de la medida según variables como el sexo o la edad, permitiendo determinar si el instrumento evalúa el constructo de manera equivalente en diferentes grupos poblacionales. Se sugiere profundizar en el análisis del comportamiento de los ítems que presentaron dificultades psicométricas, explorando posibles reformulaciones o adaptaciones culturales que mejoren su adecuación al contexto local. Finalmente, resulta relevante explorar la validez externa del instrumento mediante investigaciones que analicen su relación con variables de interés en otros ámbitos, tales como memoria, atención y consideración de consecuencias futuras, así como variables vinculadas a la regulación emocional.

4.6. Recomendaciones para políticas públicas

A pesar de las limitaciones señaladas, los resultados del presente estudio constituyen un aporte significativo para la investigación sobre experiencias adversas infantiles en Uruguay. Contar con una escala adaptada lingüísticamente y culturalmente, que presente evidencia psicométrica adecuada, permite avanzar tanto en la evaluación clínica como en la investigación en esta área. En Uruguay, existen diversas políticas públicas orientadas a la prevención, detección, y abordaje de la violencia infantil. Estas políticas tienen el objetivo de brindar un abordaje interinstitucional con la elaboración de protocolos y dispositivos orientados a la reparación del daño, entre los cuales se destacan los mapas de ruta dirigidos a profesionales de diversas áreas. Asimismo, organismos como UNICEF elaboran materiales de apoyo destinados a padres, madres y cuidadores, con el fin de promover cambios en las normas socioculturales que inciden en los entornos de crianza (UNICEF, 2025).

Dada la alta prevalencia de experiencias adversas en la infancia y su estrecha asociación con conductas de riesgo, deterioro del estado de salud y desarrollo de enfermedades en la adultez, resulta fundamental fortalecer estrategias de prevención en todos los niveles de atención en salud. Estas acciones deberían orientarse no sólo a prevenir la ocurrencia de EAI, sino también a una detección temprana que permita reducir la adopción de conductas de riesgo asociadas y a mitigar la carga de morbilidad en la vida adulta (Felitti et al., 1998). Asimismo, resulta imprescindible profundizar en la capacitación de los equipos de salud para el reconocimiento clínico y la coordinación interdisciplinaria del abordaje de personas afectadas por diferentes formas de adversidad infantil. La implementación sostenida y a gran escala de este tipo de estrategias podría traducirse en

mejoras sustanciales en la salud de la población, constituyéndose en una inversión estratégica para la salud pública nacional (Felitti et al., 1998).

4.7. Conclusiones

En síntesis, los resultados del presente estudio aportan evidencia inicial sobre la validez y confiabilidad de la versión uruguaya del cuestionario de experiencias adversas en la infancia en población universitaria. La estructura factorial obtenida, junto con los niveles de consistencia interna y los patrones de asociación observados, sugieren que el instrumento presenta características psicométricas que permiten su utilización para la evaluación de este constructo en el contexto local. Asimismo, la coherencia entre las distintas formas de puntuación y las relaciones encontradas con variables sociodemográficas refuerzan su utilidad para la investigación en el área. En relación con la acumulación de experiencias adversas, en la escala dicotómica, solamente el 4.9% de la muestra no reportó ninguna EAI, mientras que el 60.2% presentó cuatro o más experiencias adversas.

Estos resultados ponen de manifiesto la relevancia de considerar la adversidad infantil como un fenómeno de interés para la planificación y evaluación de políticas públicas basadas en evidencia, particularmente aquellas orientadas a la promoción del bienestar y la reducción de desigualdades a lo largo del ciclo vital. No obstante, las limitaciones del estudio señalan la necesidad de continuar profundizando en la evaluación psicométrica del cuestionario en muestras más amplias y diversas. En función de los resultados obtenidos, se sugiere la utilización del EAI-15 como una medida global de experiencias adversas en la infancia, mientras que el uso de sus subdimensiones debería realizarse con cautela, debido a los niveles de consistencia interna observados en algunas de ellas. En este sentido, el presente trabajo constituye un punto de partida relevante para futuras investigaciones y para la generación de evidencia que contribuya al diseño, monitoreo y evaluación de políticas públicas relacionadas con la infancia y la salud a lo largo del ciclo vital en Uruguay.

Referencias

Baudean, M., & Rudnitzky, F. (2023). El Crecimiento De La Violencia en Los Mercados De Drogas: El Caso De Uruguay (2012-2019). *Revista de Ciencias Sociales (0797-5538)*, *36*(53), 89–127. https://doi-org.proxy.timbo.org.uy/10.26489/rvs.v36i53.4

Bellis, M. A., Hughes, K., Ford, K., Ramos Rodriguez, G., Sethi, D., & Passmore, J. (2019). Life course health consequences and associated annual costs of adverse childhood experiences across Europe and North America: a systematic review and meta-analysis. *The Lancet. Public health*, *4*(10), e517–e528. https://doi.org/10.1016/S2468-2667(19)30145-8

Brum, S., y Noya, J. C. (2021). Acoso escolar en Uruguay. Informe de estado de situación. *UNICEF.*

Borrás Ramos, V. (2023). Comparación de perfiles de pobreza de ingresos y de necesidades básicas en Uruguay 2019 utilizando análisis de segmentación. *Población & Sociedad*, *30*(2), 1–32. https://doi-org.proxy.timbo.org.uy/10.19137/pys-2023-300201

Chartier, M. J., Walker, J. R., & Naimark, B. (2010). Separate and cumulative effects of adverse childhood experiences in predicting adult health and health care utilization. *Child Abuse & Neglect, 34*(6), 454–464. https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2009.09.020

Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, *7*(3), 309–319 https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.309

Cohen, J. (1988). Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.

Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology,* 78(1), 98–104.

Cprek, S. E., Fisher, B. S., McDonald, M. J., McDaniel, H. M., Williamson, L., & Williams, C. M. (2021). Adverse childhood experiences and interpersonal violence among college

students: does a relationship exist? *Journal of American college health, 69*(8), 913–920. https://doi.org/10.1080/07448481.2020.1715413

Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika,* 16(3), 297-334. https://doi.org/10.1007/BF02310555

Cronholm, P., Forke, C., Wade, R., Bair-Merritt, M., Davis, M., Harkins-Schwarz, M., Pachter, L., Fein, J. (2015). Adverse Childhood Experiences: Expanding the Concept of Adversity, *American Journal of Preventive Medicine, Volume 49,* Issue 3, Pages 354-361,ISSN 0749-3797, https://doi.org/10.1016/j.amepre.2015.02.001.

DeVellis, R. F. (2016). *Scale development: theory and applications* (4th ed.). Sage.

Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, *4*(3), 272–299. https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272

Felitti, V. J., Anda, R. F., Nordenberg, D., Williamson, D. F., Spitz, A. M.cprek, 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.

Field, A. P. (2018). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (5th ed.). Sage.

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

Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia (UNICEF). (2025). *La violencia contra niños, niñas y adolescentes en el hogar: encuesta sobre prevalencia del uso de disciplina violenta y la exposición a la violencia contra la mujer en la infancia y adolescencia*. https://bibliotecaunicef.uy/opac_css/doc_num.php?explnum_id=353

González Marín, E. M., Montoya Otálvaro, J. A., Cadavid Buitrago, M. A., Gaviria Gómez, A. M., Vilella, E., & Gutiérrez-Zotes, A. (2023). Trastorno límite de la personalidad (TLP), experiencias adversas tempranas y sesgos cognitivos: una revisión sistemática. *Revista de Investigación e Innovación en Ciencias de la Salud, 5*(1), 273–293. https://doi.org/10.46634/riics.174

Hair, J. F., Jr., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson.

Hamilton, J., Welham, A., Morgan, G., & Jones, C. (2024). Exploring the prevalence of childhood adversity among university students in the United Kingdom: A systematic review and meta-analysis. *PloS one*, *19*(8), e0308038. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0308038

Hein, P., Chávez-Hernández, A.-M., Padilla, G. M., & Valadez Figueroa, I. (2026). Suicide in Later Life in Uruguay: A Suicide Note Analysis. *Omega: Journal of Death & Dying*, *92*(3), 1191–1206. https://doi-org.proxy.timbo.org.uy/10.1177/00302228231196928

Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika, 30*(2), 179–185.

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

Hughes, K., Ford, K., Bellis, M. A., Glendinning, F., Harrison, E., & Passmore, J. (2021). Health and financial costs of adverse childhood experiences in 28 European countries: a systematic review and meta-analysis. *The Lancet. Public health*, *6*(11), e848–e857. https://doi.org/10.1016/S2468-2667(21)00232-2

Inanoglu, S., Crutchfield, B., Moore, S., Bravo, A., Kaminer, D., Labella, M., (2026). Unpacking adverse childhood experiences: Unique effects on depression, post-traumatic stress, and social anxiety among young adults in seven countries. *Child Abuse & Neglect, Volume 178*, 108150, ISSN 0145-2134, https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2026.108150.

Jin, M. J., Kim, J. S., Kim, S., Hyun, M. H., & Lee, S. H. (2018). An integrated model of emotional problems, beta power of electroencephalography, and low frequency of heart rate variability after childhood trauma in a non-clinical sample: A path analysis study. *Frontiers in Psychiatry, 8*(314), 1–9. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2017.00314

Lahat, A., Tang, A., Tanaka, M., Van Lieshout, R. J., MacMillan, H. L., & Schmidt, L. A. (2018). Longitudinal associations among child maltreatment, resting frontal electroencephalogram asymmetry, and adolescent shyness. *Child Development, 89*(3), 746–757. https://doi.org/10.1111/cdev.13060

Lee, S. H., Park, Y., Jin, M. J., Lee, Y. J., & Hahn, S. W. (2017). Childhood trauma associated with enhanced high frequency band powers and induced subjective inattention of adults. *Frontiers in Behavioral Neuroscience, 11*(148). https://doi.org/10.3389/fnbeh.2017.00148

McKay, M. T., Kilmartin L., Meagher, A., Cannon, M., Healy, C., Clarke, M. A. (2022). Revised and extended systematic review and meta-analysis of the relationship between childhood adversity and adult psychiatric disorder, *Journal of Psychiatric Research, Volume 156,* Pages 268-283, ISSN 0022-3956. https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2022.10.015.

Nevárez Mendoza, B., & Ochoa Meza, G. (2022). Adaptación del Cuestionario de Experiencias Adversas en la infancia en muestras mexicanas. *Psicología Y Salud*, *32*(2), 203–214. https://doi.org/10.25009/pys.v32i2.2742

Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.

Oláh, B., Fekete, Z., Kuritárné Szabó, I., & Kovács-Tóth, B. (2023). Validity and reliability of the 10-Item Adverse Childhood Experiences Questionnaire (ACE-10) among adolescents in the child welfare system. *Frontiers in Public Health*, *11*, 1258798. https://doi.org/10.3389/fpubh.2023.1258798

Ojo, T. E., Akintola, A. A., Ogunsemi, J. O., Sekoni, T. T., Adekoya, T. S., & Sama, B. O. (2024). Development and validation of the Redeemer's University Adverse Childhood Experiences Scale. *North American Journal of Psychology, 26*(4), 957–966.

Pereira, F. G., & Viana, M. C. (2021). Adaptação transcultural do Adverse Childhood Experiences International Questionnaire. *Revista de Saúde Pública, 55*, 79. https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2021055003140

Ramírez, A., Burgos-Benavides, L., Quito-Calle, J. V., Sinchi-Sinchi, H., Herrero Díez, J., & Rodríguez-Díaz, F. J. (2025). Psychometric properties of the Adverse Childhood Experiences Abuse Short Form (ACE-ASF) for Ecuadorian youth. *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education, 15*(4), 63. https://doi.org/10.3390/ejihpe15040063

Risso, P. A., Jural, L. A., Santos, I. C., & Cunha, A. J. L. A. (2024). Prevalence and associated factors of adverse childhood experiences (ACE) in a sample of Brazilian university students. *Child abuse & neglect*, *150*, 106030. https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2023.106030

Salas, G., & Vigorito, A. (2021). Pobreza y desigualdad en Uruguay: aprendizajes de cuatro décadas de crisis económicas y recuperaciones. *Blog del Departamento de Economía.* http://fcea.edu.uy/images/dto_economia/Blog/Pobreza_y_desigualdad_en_Uruguay_v2.pdf

Santelices, M.-P., Velasco-Hodgson, M.-C., Ferreccio, C., Undurraga, C., & Carvajal-Araneda, K. (2025). The psychometric properties of the ACE-IQ questionnaire's binary and frequency scoring methods in a Chilean community sample. *Children, 12*, 340. https://doi.org/10.3390/children12030340

Sereno, L., & Camelo, S. (2020). Efecto de las experiencias adversas durante la niñez sobre la actividad electroencefalográfica en reposo: una revisión sistemática. *Psychologia, 14*(2), 81–94. https://doi.org/10.21500/19002386.4888

Silverman, A. B., Reinherz, H. Z., & Giaconia, R. M. (1996). The long-term sequelae of child and adolescent abuse: A longitudinal community study. *Child Abuse & Neglect, 20*(8), 709–723. https://doi.org/10.1016/0145-2134(96)00059-2

Tarquinio, L., Rotonda, C., Eby, E., Martin-Krumm, C., Trousselard, M., & Tarquinio, C. (2023). Psychometric validation of the French version of the adverse childhood experiences international questionnaire (ACE-IQ). *Children and Youth Services Review,* 150, 107007. https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2023.107007

Vásquez, A. (2025). Proyecto: personalidad, experiencias tempranas y cognición. *Facultad de Psicología, Universidad de la República.*

Vega-Arce, M., & Núñez-Ulloa, G. (2017). Experiencias adversas en la infancia: revisión de su impacto en niños de 0 a 5 años. *Enfermería Universitaria, 14*(2), 124–130. https://doi.org/10.1016/j.reu.2017.02.004

Wade, R., Cronholm, P., Fein, J., Forke, C., Davis, M., Harkins-Schwarz, M., Pachter, L., Bair-Merritt, M. (2016). Household and community-level Adverse Childhood Experiences and adult health outcomes in a diverse urban population,*Child Abuse & Neglect,Volume 52,* Pages 135-145, ISSN 0145-2134 https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2015.11.021.

World Health Organization (2018). Adverse Childhood Experiences International Questionnaire. In Adverse Childhood Experiences International Questionnaire (ACE-IQ). [website]: Geneva: WHO.

Zarse, E. M., Neff, M. R., Yoder, R., Hulvershorn, L., Chambers, J. E., & Chambers, R. A. (2019). Cuestionario de experiencias adversas en la infancia: dos décadas de investigación sobre el trauma infantil como causa principal de enfermedades mentales, adicciones y enfermedades médicas en la edad adulta. *Cogent Medicine, 6*(1). https://doi.org/10.1080/2331205X.2019.1581447

Zhao, L., Li, Y., Wang, Z., & Wu, J. (2024). Validation of the Chinese version of the adverse life experiences scale. *Frontiers in Pediatrics, 12*, 1403183. https://doi.org/10.3389/fped.2024.1403183