

PSICOMETRÍA, ESTRUCTURA FACTORIAL Y CONSISTENCIA INTERNA DEL INVENTARIO DE IDEACIÓN SUICIDA, EVENTOS DESENCADENANTES Y FACTORES PROTECTORES (EISEDYP)

PSYCHOMETRICS, FACTOR STRUCTURE AND INTERNAL CONSISTENCY OF THE INVENTORY OF SUICIDAL IDEATION, TRIGGERING EVENTS AND PROTECTIVE FACTORS (EISEDYP)

Miguel Ángel Muñoz-López (1), María de Rocío Hernández-Pozo (2), Manuel Ortega Muñoz (3), Zaret Jazmín Hernández Soto (4), Jocelyn Chávez-Vázquez (5), María Araceli Álvarez Gasca (6) y Alma Teresa Tellez Romero (7).

-
- 1.- Doctor en Ciencias para el Aprendizaje; Centro de Actualización del Magisterio, Universidad Pedagógica de Durango; dclular@gmail.com. ORCID. 0000-0002-8056-0061;
2.- Doctora en psicología general experimental; Universidad Nacional Autónoma de México; herpoz@unam.mx. ORCID. 0000-0001-5781-2825;
3.- Doctor en Ciencias para el Aprendizaje; Universidad Pedagógica de Durango, drmanuelortega@hotmail.com, ORCID 0000-0003-2087-5501;
4.- Doctora en Ciencias para el Aprendizaje; Universidad Pedagógica de Durango; hernandezsotozaret@gmail.com. ORCID. 0009-0004-0319-0038;
5.- Licenciatura en educación física; Centro de Actualización del Magisterio, parawotv5@gmail.com;
6.- Maestra en psicología; Universidad Nacional Autónoma de México; maragasca@gmail.com;
7.- Doctora en educación; Universidad Nacional Autónoma de México; teresa.tellez@enp.unam.mx. ORCID. 0000-0003-2698-0273
-

Recibido: 15 de abril de 2026

Aceptado: 03 de junio de 2026

Resumen

El presente estudio tuvo como objetivo diseñar y validar el Inventario de Ideación Suicida, Eventos Desencadenantes y Factores Protectores (EISEDYP), un instrumento breve de tamizaje dirigido a población general para evaluar de manera integrada la ideación suicida, los eventos vitales estresantes y los factores protectores. Se realizó un estudio instrumental con 1,019 participantes de población no clínica, utilizando análisis factoriales exploratorias y confirmatorias, estimaciones de confiabilidad, curvas ROC y modelos de ecuaciones estructurales. Los resultados evidenciaron una estructura factorial sólida, excelente consistencia interna y una adecuada capacidad para discriminar entre personas con y sin riesgo clínico de ideación suicida. Asimismo, se identificó que los problemas en el hogar y la ruptura de pareja constituyen los principales predictores de la ideación suicida, mientras que el soporte sociofamiliar actúa como un importante factor protector. En conjunto, los hallazgos respaldan la validez y utilidad del EISEDYP como una herramienta confiable para la detección temprana del riesgo suicida en contextos escolares y comunitarios, destacando la conveniencia de evaluar simultáneamente factores de riesgo y de protección.

Palabras clave: ideación suicida; factores protectores; validación psicométrica; análisis factorial; prevención del suicidio

Abstract

This study aimed to design and validate the Inventory of Suicidal Ideation, Triggering Events, and Protective Factors (EISEDYP), a brief screening instrument for the general population to comprehensively assess suicidal ideation, stressful life events, and protective factors. An instrumental study was conducted with 1,019 participants from a non-clinical population, using exploratory and confirmatory factor analyses, reliability estimates, ROC curves, and structural equation modeling. The results demonstrated a robust factor structure, excellent internal consistency, and adequate ability to discriminate between individuals with and without clinical risk of suicidal ideation. Furthermore, it was identified that problems at home and relationship breakups are the main predictors of suicidal ideation, while socio-familial support acts as an important protective factor. Taken together, the findings support the validity and utility of the EISEDYP as a reliable tool for the early detection of suicide risk in school and community settings, highlighting the advantage of simultaneously assessing risk and protective factors.

Key words: suicidal ideation; protective factors; psychometric validation; factor analysis; suicide prevention.

Introducción

El suicidio constituye uno de los problemas de salud pública más apremiantes a nivel global, con aproximadamente un millón de muertes anuales, lo que equivale a una cada 40 segundos. Esta conducta representa la segunda causa de defunción en el grupo etario de 15 a 29 años, concentrándose el 75% de los eventos en países de ingresos bajos y medianos (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2014). En México, durante 2023 se registraron 8,837 suicidios, con una tasa de 6.8 por cada 100,000 habitantes, afectando predominantemente a varones (81.1%) y a población menor de 40 años (65.6%; Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI], 2024). Particularmente alarmante resulta el incremento en el rango de 15 a 29 años, cuyas tasas pasaron de 8.1 a 10.4 por cada 100,000 habitantes entre 2015 y 2021 (Muñoz et al., 2024).

La conducta suicida emerge como un fenómeno complejo y multicausal, resultado de la interacción dinámica entre vulnerabilidades individuales, eventos vitales estresantes y la ausencia o debilitamiento de factores protectores (O'Connor & Kirtley, 2018). La ideación suicida, definida como cualquier pensamiento autorreportado orientado a terminar con la propia vida (O'Carroll et al., 1996) constituye un eslabón crítico en el continuo del riesgo, cuya progresión hacia la conducta letal está modulada por múltiples determinantes. Entre los predictores robustos se encuentran la desesperanza, catalogada como el factor cognitivo más influyente (Nock et al., 2008; Sullivan et al., 2009), la impulsividad, el pesimismo y los antecedentes heredofamiliares (Richard-Devantory et al., 2025). A nivel contextual, factores como la marginación socioeconómica, el desempleo, la exclusión educativa (Instituto Nacional de Psiquiatría [INP], 2003, 2009) y la pertenencia a grupos de alta

vulnerabilidad, minorías indígenas (Vargas-Espíndola et al., 2017), personas con identidades sexuales diversas (Salas-Sánchez et al., 2024) y víctimas de maltrato crónico (Mendez-Romero, 2024) pueden incrementar significativamente la probabilidad de crisis suicida.

Paralelamente, los factores protectores, tales como una autoestima consolidada, habilidades sociales, apoyo familiar y comunitario (Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad de España, 2012; Suárez & Autler, 2006) actúan como amortiguadores del riesgo, aunque su efectividad depende de la disponibilidad y accesibilidad de redes de apoyo y recursos psicológicos. A pesar de los avances en intervenciones preventivas (Tan et al., 2025; Nasir et al., 2016), persiste la necesidad de instrumentos de evaluación psicométricamente sólidos, accesibles y con estructura parsimoniosa que permitan una detección temprana en población general.

Ante este panorama, el presente estudio tuvo como objetivo diseñar y validar el Inventario de Ideación Suicida, Eventos Desencadenantes y Factores Protectores (EISEDYP-23), una herramienta que busca usar un lenguaje sencillo de entender por la población en general y que de forma tripartita que evalúa:

A) Ideación Suicida: evalúa un continuo de gravedad que inicia con el deseo pasivo de muerte y progresa hacia pensamientos activos de suicidio, formulación de planes específicos y percepción de capacidad para ejecutar dichos planes. Esta secuencia coincide con los modelos jerárquicos de evaluación del riesgo suicida utilizados por la Columbia-Suicide Severity Rating Scale, donde el paso desde el deseo de estar muerto hacia la planificación e intención suicida representa un incremento sustancial del riesgo clínico (Posner et al., 2011). Los reactivos de esta dimensión se consideran indicadores de un constructo latente común y, por tanto, se espera que presenten consistencia interna y una estructura factorial unidimensional o predominantemente unidimensional.

B) Eventos desencadenantes: Eventos Desencadenantes, recoge la presencia reciente de acontecimientos vitales adversos asociados frecuentemente con incrementos temporales del riesgo suicida, tales como rupturas de pareja, conflictos interpersonales, problemas legales, dificultades económicas o experiencias de exclusión social.

Desde una perspectiva teórica, estos eventos no constituyen manifestaciones de un mismo constructo psicológico, sino circunstancias independientes que pueden actuar como precipitantes de crisis suicidas.

Por esta razón, los reactivos se conceptualizan como indicadores dicotómicos de exposición a factores de riesgo y no como una escala psicométrica susceptible de análisis factorial. Su función principal consiste en contextualizar la presencia de ideación suicida y facilitar comparaciones entre grupos con diferente nivel de exposición a eventos estresantes.

C) Factores protectores: evalúa recursos psicológicos y sociales asociados con una menor probabilidad de conducta suicida. Entre ellos destacan la esperanza, las razones para vivir, el apoyo social percibido, la responsabilidad hacia personas significativas, las objeciones morales al suicidio y la satisfacción con la vida.

Estos factores han sido descritos por la literatura como elementos capaces de amortiguar el impacto de los factores de riesgo y reducir la probabilidad de transición desde la ideación hacia la conducta suicida (Linehan et al., 1983). La inclusión de esta dimensión responde a la necesidad de evaluar no sólo los factores de vulnerabilidad, sino también aquellos recursos que favorecen la permanencia en la vida y la adaptación psicológica.

El desarrollo del inventario se fundamentó en instrumentos consolidados como la Beck Scale for Suicide Ideation (Beck et al., 1979), la Columbia-Suicide Severity Rating Scale (Posner et al., 2011) y el Reasons for Living Inventory (Linehan et al., 1983) y en la presente investigación también se propuso: (1) evaluar las propiedades psicométricas de la estructura factorial y la consistencia interna (mediante los coeficientes Alfa de Cronbach y Omega de McDonald) de las dimensiones clínicas del EISEDYP; (2) determinar la capacidad predictiva de los eventos desencadenantes sobre la ideación suicida y los factores protectores mediante un modelo de ecuaciones estructurales; y (3) aportar evidencia empírica respecto a la validez y utilidad del instrumento como herramienta de tamizaje y prevención en población general y subgrupos con vulnerabilidad sociodemográfica.

Método

Diseño de la Investigación

El estudio adoptó un diseño de tipo instrumental y psicométrico, de corte transversal y no experimental, orientado a la validación de la estructura interna, estimación de consistencia interna y contraste de un modelo predictivo de ecuaciones estructurales.

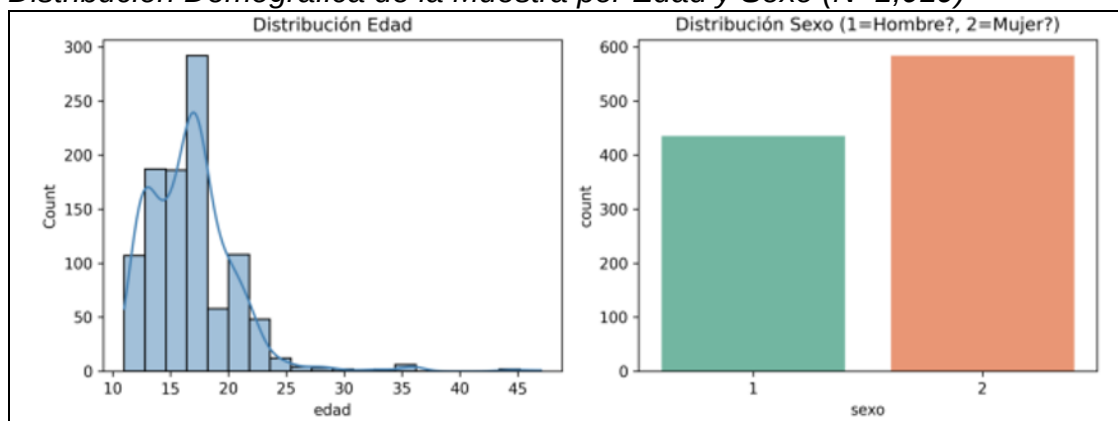
Participantes

La muestra inicial estuvo integrada por 1,022 participantes comunitarios de población general no clínica. Para asegurar la integridad psicométrica y minimizar el error de medida, se implementó un protocolo de depuración sistemática de datos mediante el cual se identificaron y descartaron tres casos que exhibían valores fuera de rango o patrones aberrantes, como códigos numéricos inexistentes en la variable sexo o marcaciones de valores numéricos de dos o tres en reactivos de respuesta dicotómica. Tras esta depuración, la muestra analítica definitiva quedó constituida por $N = 1,019$ participantes válidos. El estudio fue aprobado por el comité de ética de la Universidad Pedagógica de Durango con registro R/OF. 450/2027.

En su perfil sociodemográfico, la muestra presentó una distribución con mayor prevalencia femenina (57.3%, $n = 584$) en comparación con la masculina (42.7%, $n = 435$). La media de edad general fue de 16.8 años, abarcando un rango etario desde los 11 hasta los 47 años, con una fuerte concentración demográfica en las etapas de adolescencia y juventud temprana (Figura 1).

Figura 1

Distribución Demográfica de la Muestra por Edad y Sexo (N=1,019)



Para cumplir con los estándares de validación cruzada y prevenir la sobreestimación en el ajuste de los modelos, la muestra total (N = 1,019) se particionó de manera aleatoria en dos submuestras independientes del 50%, aplicando un muestreo estratificado para mantener la proporcionalidad en la distribución por sexo y edad:

- Grupo de Exploración (n = 509): Asignado para la ejecución del Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y la depuración inicial de los reactivos. Quedó integrado por un 57.1% de mujeres y una edad promedio de 16.86 años.
- Grupo de Confirmación (n = 510): Asignado para el contraste de la estructura factorial mediante Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Quedó integrado por un 57.4% de mujeres y una edad media de 16.72 años.

La homogeneidad de la partición se verificó mediante pruebas estadísticas de comparación de grupos, confirmando la equivalencia y la ausencia de diferencias estadísticamente significativas entre ambas mitades tanto en la variable edad ($p = .56$) como en la proporción de sexo ($p = .88$).

Instrumentos

Se utilizó el Inventario EISEDYP, instrumento autoadministrado diseñado para medir tres dimensiones en población comunitaria:

1. Ideación Suicida (10 reactivos, r1 a r10): Mide la frecuencia y severidad de pensamientos y cogniciones orientadas al suicidio mediante una escala de respuesta tipo Likert de 5 puntos, que va desde 0 hasta 4.
2. Eventos Desencadenantes (6 reactivos, r11 a r16): Evalúa la presencia u ocurrencia temporal de sucesos vitales estresantes o adversos mediante un formato de respuesta dicotómico (Sí = 1 / No = 0).
3. Factores Protectores (Versión original de 7 reactivos, r17 a r23; versión depurada de 5 reactivos): Evalúa los recursos personales y sociales de afrontamiento en escala tipo Likert de 0 a 4.

Durante la fase de validación exploratoria del presente estudio, este módulo fue depurado eliminándose dos reactivos (r21 y r22, originalmente vinculados al constructo de "Sentido de Vida") debido a inadecuaciones psicométricas y falta de covarianza. La estructura definitiva del instrumento retuvo una subescala unidimensional de 5 reactivos (r17, r18, r19, r20 y r23)

enfocada en la medición del Soporte Socio-Familiar.

Para obtener la validez de criterio, se tomó como base comparativa a los instrumentos Inventario de Desesperanza de Beck (indicativo de desesperanza moderada a severa) o una puntuación igual o mayor a 11 en la subescala de Depresión del DASS-21 (indicativo de depresión severa a extremadamente severa).

Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés – 21 (DASS-21)

Para evaluar la presencia y la intensidad de los estados emocionales negativos se empleó la Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés de 21 ítems (DASS-21) (Bieling et al., 1998). Este instrumento constituye la versión abreviada de la escala original de 42 reactivos desarrollada por Lovibond y Lovibond y consiste en un cuestionario de autoinforme integrado por 21 ítems. La DASS-21 ha mostrado adecuados indicadores de confiabilidad y validez en diferentes contextos de investigación, con coeficientes de consistencia interna (alfa de Cronbach) de .94 para la subescala de depresión, .87 para ansiedad y .91 para estrés. La escala se organiza en tres dimensiones independientes, cada una conformada por siete reactivos, que evalúan los síntomas asociados con depresión, ansiedad y estrés.

Escala de Desesperanza de Beck (BHS)

El nivel de desesperanza y las expectativas negativas sobre el futuro se evaluó mediante la Escala de Desesperanza de Beck (BHS) (Beck, 1988). Este instrumento de autoinforme está compuesto por 20 reactivos con formato de respuesta dicotómico (Verdadero/Falso), mediante los cuales los participantes expresan el grado en que cada afirmación refleja su manera de pensar. La BHS ha demostrado sólidas propiedades psicométricas, incluyendo elevados niveles de confiabilidad y validez, además de una reconocida utilidad para identificar personas con mayor riesgo de conducta suicida. La puntuación total se obtiene asignando un punto a las respuestas que reflejan desesperanza, generando un rango de puntuación de 0 a 20. De acuerdo con los criterios de interpretación, los puntajes se clasifican en cuatro niveles: ausencia o desesperanza mínima (0–3), leve (4–8), moderada (9–14) y severa (15–20). Los participantes que obtienen puntuaciones en los niveles moderado o severo son considerados clínicamente relevantes, ya que estos resultados sugieren la necesidad de un seguimiento psicológico continuo o de una intervención inmediata.

Procedimiento

La aplicación del instrumento se realizó en participantes de población general. Una vez recabadas las respuestas, se procedió al escrutinio y limpieza de la base de datos para depurar casos inválidos. A continuación, se procedió a la división aleatoria estratificada de los datos en dos mitades paramétricamente equivalentes con el fin de realizar una validación psicométrica cruzada e independiente: la primera mitad para explorar y refinar

la estructura del instrumento y la segunda para confirmar empíricamente las propiedades psicométricas y evaluar el modelado estructural.

Análisis de Datos

El procesamiento estadístico y psicométrico se desarrolló en las siguientes fases analíticas empleando modelado estadístico avanzado y el software especializado SmartPLS:

1. Estadísticos Descriptivos y Matrices de Correlación: Se calcularon medias, desviaciones estándar y proporciones de respuesta, evaluando las distribuciones de los ítems. Debido a la naturaleza ordinal de las escalas de respuesta tipo Likert y ante la presencia de un marcado sesgo de asimetría positiva ("efecto suelo") en la subescala de Ideación Suicida, propia de muestras comunitarias no clínicas, se justificó la utilización de matrices de correlación policórica para la estimación de todos los modelos factoriales y de ecuaciones estructurales, superando las limitaciones de la covarianza lineal paramétrica.
2. Validez de Criterio empírico y precisión diagnóstica: Debido a que no existe un estándar diagnóstico único para la detección de la ideación suicida en población no clínica, se construyó un criterio clínico compuesto basado en dos de los predictores psicológicos con mayor respaldo empírico: la desesperanza y la depresión. Por lo tanto, se clasificó como "Positivo a Riesgo Clínico" a todo participante que superara los puntos de corte establecidos para sintomatología clínicamente significativa en al menos uno de dos instrumentos validados: una puntuación igual o mayor a 9 en el Inventario de Desesperanza de Beck (indicativo de desesperanza moderada a severa) o una puntuación igual o mayor a 11 en la subescala de Depresión del DASS-21 (indicativo de depresión severa a extremadamente severa). De la muestra total que se usó en esta ocasión en específico 990 participantes, 245 fueron clasificados en el grupo de riesgo clínico y 745 en el grupo sin riesgo.

Se llevó a cabo un análisis de Características Operativas del Receptor (Curvas ROC) para evaluar la capacidad del inventario, para discriminar entre los participantes con y sin riesgo clínico. Se calculó el Área Bajo la Curva (AUC) con un intervalo de confianza del 95%. Posteriormente, para determinar los puntos de corte óptimos (baremos) que maximizaran la precisión diagnóstica, se analizaron las coordenadas de la curva evaluando el equilibrio entre la Sensibilidad (tasa de verdaderos positivos) y la

Especificidad (tasa de verdaderos negativos), apoyándose en el cálculo del Índice de Youden mediante la fórmula: $J = \text{Sensibilidad} + \text{Especificidad}$.

3. Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y Depuración: En el Grupo de Exploración ($n = 509$), se verificó la adecuación muestral mediante el índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. La determinación del número de factores a retener se basó en el método de Análisis Paralelo sobre matrices policóricas, el contraste de autovalores iniciales y el gráfico de sedimentación. Se estableció como criterio estricto de depuración la eliminación de reactivos que presentaran cargas factoriales estandarizadas inferiores a .40 ($< .40$) o problemas de colinealidad interna que afectaran la parsimonia del constructo.
4. Análisis Factorial Confirmatorio (AFC): La estabilidad y validez de constructo de las versiones definitivas (Ideación Suicida de 10 reactivos y Soporte Socio-Familiar depurado de 5 reactivos) se evaluaron en el Grupo de Confirmación ($n = 510$). Dada la asimetría y el formato de los datos, la estimación se ejecutó mediante métodos robustos para datos ordinales (MLW/WLSMV). La bondad de ajuste de los modelos se interpretó en función de los siguientes índices y criterios: el estadístico Chi-cuadrado (χ^2), el Índice de Ajuste Comparativo ($CFI \geq .95$ para ajuste excelente; $\geq .90$ aceptable), el Índice de Tucker-Lewis ($TLI \geq .95$ excelente; $\geq .85$ aceptable), el Error Cuadrático Medio de Aproximación ($RMSEA \leq .08$) y el Residuo Estandarizado Cuadrático Medio ($SRMR \leq .08$).
5. Análisis de Confiabilidad: La precisión del instrumento y su consistencia interna se estimaron en ambas escalas definitivas calculando el coeficiente Alfa de Cronbach y el coeficiente Omega de McDonald, adoptando como criterio de rigor psicométrico coeficientes superiores a .80 para investigación e incrementados a .90 para estándares de toma de decisiones aplicadas.
6. Modelo de Ecuaciones Estructurales (SEM): Para analizar la capacidad predictiva y la interrelación de las variables, se construyó un modelo SEM en SmartPLS. Se examinaron los efectos directos simultáneos de las 6 variables exógenas de los Eventos Desencadenantes (reactivos r11 a r16) sobre las dos dimensiones latentes endógenas: Ideación Suicida y Soporte Socio-Familiar. Se evaluó el ajuste comparativo y la parsimonia de la estructura utilizando el Criterio de Información de Akaike (AIC), contrastando el modelo depurado contra la versión preliminar del

instrumento intacto. La varianza explicada se cuantificó mediante el coeficiente de determinación (R^2), determinando la magnitud, dirección (efectos de riesgo, reducción o protección paradójica) y significancia estadística ($p < .05$) de los coeficientes de sendero estandarizados (beta), así como la correlación residual (r) observada entre las dos variables endógenas.

Resultados

Estadísticos Descriptivos y Distribución de los Reactivos

El análisis de los estadísticos descriptivos reveló patrones distribucionales distintivos para cada una de las tres dimensiones que componen el Inventario EISEDYP:

Eventos Desencadenantes (reactivos r11 a r16)

Evalutados en un formato dicotómico (Sí/No), mostraron prevalencias heterogéneas de ocurrencia en la vida de los participantes. Los eventos más frecuentes fueron el reactivo r16, con una proporción de afirmación del 24.9%, seguido por el reactivo r12 (24.7%) y el reactivo r11 (22.8%). En un nivel intermedio se situó el reactivo r14 con una prevalencia del 13.7%, mientras que el reactivo r13 presentó una baja ocurrencia (6.7%). Destacó en particular el reactivo r15, cuya proporción de respuesta afirmativa fue extremadamente marginal, ubicándose en apenas 2.2%, lo cual refleja una baja tasa de base para este estresor específico dentro de población general no clínica.

Ideación Suicida (10 reactivos, r1 a r10)

Medidos en formato Likert de 0 a 4, las medias de los reactivos se situaron en un intervalo de 0.43 a 1.05. Este comportamiento evidencia un marcado "efecto suelo", esperado empíricamente en muestras comunitarias y de adolescentes en población general donde la severidad de la ideación suicida tiende a ser baja. Consecuentemente, las distribuciones exhibieron asimetrías positivas sustanciales que oscilaron entre 0.76 y 2.03, indicando un sesgo en la concentración de las respuestas hacia los valores mínimos de la escala.

Factores Protectores (7 reactivos, r17 a r23)

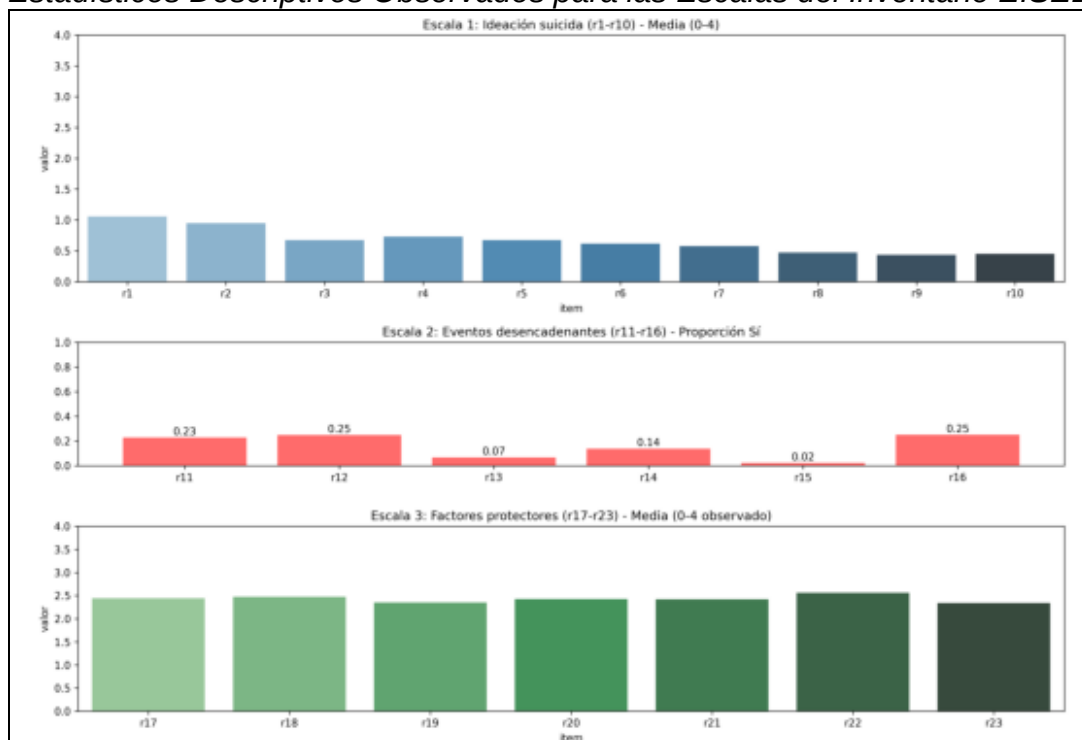
Evalutados en formato Likert de 0 a 4, presentaron promedios sustancialmente más elevados, oscilando entre 2.33 y 2.56. A diferencia de la escala clínica, las distribuciones de los reactivos de protección se comportaron de manera simétrica y cercana a la normalidad estadística.

Dado el marcado sesgo de asimetría positiva en la escala de Ideación Suicida (Figura 2) y la naturaleza ordinal de las categorías de respuesta en los reactivos tipo Likert, se justificó técnica y metodológicamente la utilización de

matrices de correlación policórica para la ejecución de todos los modelos factoriales y estructurales, superando las limitaciones inherentes al uso de matrices de covarianza lineal estándar con datos violatorios de la normalidad paramétrica. En la figura, se puede ver que las medias de ideación suicida se concentran en la parte inferior de la escala Likert (0-4), confirmando la asimetría positiva de la muestra general.

Figura 2

Estadísticos Descriptivos Observados para las Escalas del Inventario EISEDYP



Supuestos y Adecuación para el Análisis Factorial Exploratorio

De manera previa a la extracción de factores en la submuestra de exploración ($n=509$), se verificó el cumplimiento de los supuestos estadísticos de adecuación muestral y esfericidad, obteniéndose indicadores excelentes que confirman la viabilidad del análisis factorial:

Para la escala de Ideación Suicida (10 reactivos), la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin alcanzó un valor sobresaliente de "KMO"=.942, acompañado de una prueba de esfericidad de Bartlett estadísticamente significativa.

Para la versión original de la escala de Factores Protectores (7 reactivos), el índice de Kaiser-Meyer-Olkin se situó en un nivel muy meritorio de "KMO"=.894, confirmando asimismo la presencia de una matriz de correlación apta para la factorización mediante la significancia paramétrica del test de Bartlett.

Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y Análisis Paralelo

El Análisis Factorial Exploratorio llevado a cabo en el Grupo de Exploración (n=509) arrojó arquitecturas factoriales diferenciales para ambas subescalas:

Escala de Ideación Suicida

El procedimiento factorial demostró una estructura de carácter inequívocamente unidimensional. El primer factor extraído explicó por sí solo un masivo 86.8% de la varianza total compartida, presentando un autovalor (eigenvalue) inicial de 8.68, valor que contrasta de manera drástica frente al autovalor del segundo factor putativo, el cual se redujo a apenas 0.38. La implementación de un Análisis Paralelo en datos policóricos refrendó sin ambigüedades la retención de una única dimensión subyacente. Las cargas factoriales de los 10 reactivos resultaron excepcionalmente elevadas y homogéneas, oscilando en un intervalo de .84 a .95 (reportadas de manera resumida entre .84 y .95 en los análisis generales), lo que evidencia una robusta validez de constructo para evaluar el riesgo ideativo.

Escala de Factores Protectores (Versión original de 7 reactivos)

La exploración factorial inicial sugirió una solución bifactorial preliminar. La distribución de las cargas dividió el constructo en una primera dimensión interpretable como Soporte Socio-Familiar, conformada por los reactivos r17, r18, r19, r20 y r23, cuyos pesos factoriales fueron muy elevados (.82 a .98). Por el contrario, emergió una segunda dimensión putativa interpretable conceptualmente como Sentido de Vida, integrada exclusivamente por los reactivos r21 y r22 (Figura 3). Sin embargo, los reactivos r21 y r22 mostraron cargas factoriales comparativamente bajas y correlaciones inter-ítem sumamente débiles con el resto del cuerpo del instrumento, anticipando un compromiso en la calidad métrica de la escala general y motivando un análisis de depuración profundo.

El análisis paralelo justifica de manera formal la retención de un factor único para la escala de Ideación Suicida (10 ítems) y un factor único para la escala depurada de Factores Protectores (5 ítems) al superponerse los autovalores empíricos sobre las curvas aleatorias.

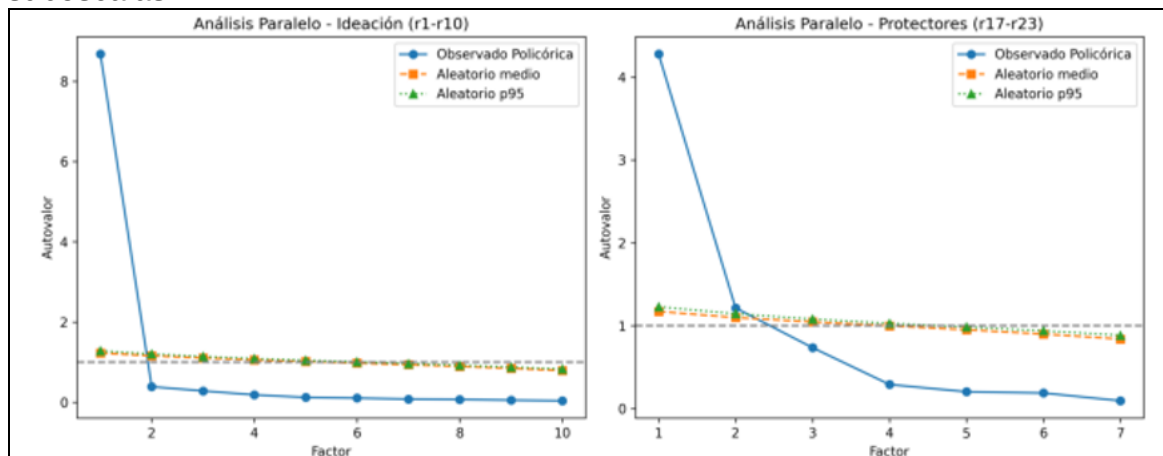
Reestructuración del Instrumento: Depuración de Reactivos y Parametría

La evaluación psicométrica en mayor profundidad de la escala de Factores Protectores reveló que la retención de los reactivos r21 y r22 afectaba severamente la parsimonia y coherencia estadística del modelo de medición. Al someter la versión original de 7 reactivos a un escrutinio factorial confirmatorio de una sola dimensión general, el reactivo r21 proyectó una carga marginal de apenas .164, mientras que el reactivo r22 obtuvo una carga prácticamente nula

de .038, resultando esta última estadísticamente no significativa. Ambas cargas se encontraron muy por debajo del criterio de retención estándar ($<.40$).

Figura 3

Gráficos de Sedimentación y Resultados del Análisis Paralelo para las subescalas



Adicionalmente, al evaluar la presunta subescala bidimensional conformada por estos dos elementos (Sentido de Vida), se observó una consistencia interna inaceptable, con un coeficiente Alfa de Cronbach de apenas .35, estimaciones de confiabilidad Omega oscilantes entre .46 y .61, y una correlación inter-ítem débil de .27. Desde una perspectiva teórica y métrica, dos reactivos aislados resultan insuficientes para sostener un factor de manera estable, y su baja covarianza con la dimensión de apoyo social introducía ruido de medición y distorsión en el error estándar, en la Figura 4, se puede observar que todas las cargas factoriales en las versiones definitivas superan el umbral riguroso de .84.

Figura 4

Diagramas Factoriales y Cargas Estándar del Análisis Factorial Exploratorio (AFE)



Por consiguiente, se tomó la decisión metodológica de eliminar definitivamente los reactivos r21 y r22, reestructurando el instrumento hacia una escala depurada de 5 reactivos (r17, r18, r19, r20 y r23) enfocada en la medición unidimensional del constructo Soporte Socio-Familiar. Esta depuración empírica generó una mejora drástica en el comportamiento global de la escala, optimizando todos los indicadores de adecuación, bondad de ajuste y precisión, tal como se detalla en la Tabla 1.

Tabla 1

Comparación de Indicadores Psicométricos de la Escala de Factores Protectores

Indicador Psicométrico	Versión Original (7 reactivos)	Versión Depurada (5 reactivos)	Interpretación del Cambio
KMO	.894	.905	Incremento en adecuación muestral
Autovalor principal (<i>Eigenvalue</i>)	4.28 (+ 1.21 factor marginal)	4.22 (solución unidimensional limpia)	Eliminación de varianza secundaria residual
CFI	.978	.995	Ajuste comparativo casi perfecto
TLI	.967	.989	Mejora del ajuste parsimonioso
RMSEA	.089	.072	Reducción del error de aproximación
SRMR	.156	.020	Disminución sustancial del residual estandarizado
Alfa de Cronbach (α)	.860	.947	Maximización de la consistencia interna

Nota. KMO = Kaiser-Meyer-Olkin; CFI = Índice de ajuste comparativo; TLI = Índice Tucker-Lewis; RMSEA = Error cuadrático medio de aproximación; SRMR = Residuo cuadrático medio estandarizado. Criterio de eliminación fijado por cargas factoriales <.40.

Al someter la escala depurada de 5 reactivos a un nuevo Análisis Factorial Exploratorio, se confirmó sin ambigüedades la presencia de una única dimensión limpia, robusta y teóricamente congruente, la cual arrojó un autovalor principal de 4.22 y cargas factoriales estandarizadas altamente homogéneas que se situaron entre .842 y .961. El análisis paralelo verificó fehacientemente la estructura unidimensional de este factor de Soporte Socio-Familiar.

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) del Modelo Final

Para validar empíricamente la estabilidad estructural y la generalización de los hallazgos exploratorios, se ejecutó un Análisis Factorial Confirmatorio sobre la segunda mitad independiente de la muestra (Grupo de Confirmación, n=510). La estimación se implementó evaluando por separado el modelo definitivo de Ideación Suicida (10 reactivos) y el modelo depurado de Soporte Socio-Familiar (5 reactivos). Los índices globales y parsimoniosos de bondad de ajuste se presentan en la Tabla 2.

Tabla 2*Resultados del AFC y Confiabilidad para los Modelos Definitivos*

Modelo Evaluado	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	Alfa (α)	Omega (ω)
Ideación Suicida (10 reactivos)	694.05	35	.905	.878	.192	--	.968	.974
Soporte Depurado (5 reactivos)	18.33	5	.995	.989	.072	.020	.945	.949

Nota. χ^2 = Estadístico Chi-cuadrado; df = Grados de libertad; -- = Dato no reportado explícitamente en el output del modelo S1. Todos los estadísticos χ^2 resultaron significativos al nivel $p < .001$, fenómeno típico en muestras de gran tamaño ($N > 500$).

Interpretación del Modelo Confirmatorio de Soporte Socio-Familiar

La subescala depurada de 5 reactivos exhibió un ajuste global y parsimonioso sobresaliente en todos sus indicadores. El estadístico $\chi^2/df=3.66$, el CFI de .995 y el TLI de .989 superan holgadamente los umbrales de excelencia psicométrica ($>.95$), mientras que el RMSEA de .072 y un SRMR mínimo de .020 evidencian un ajuste casi perfecto de la matriz implícita respecto a la matriz observada. Las cargas factoriales estandarizadas confirmadas en esta muestra independiente mantuvieron magnitudes excepcionales, oscilando entre .82 y .94.

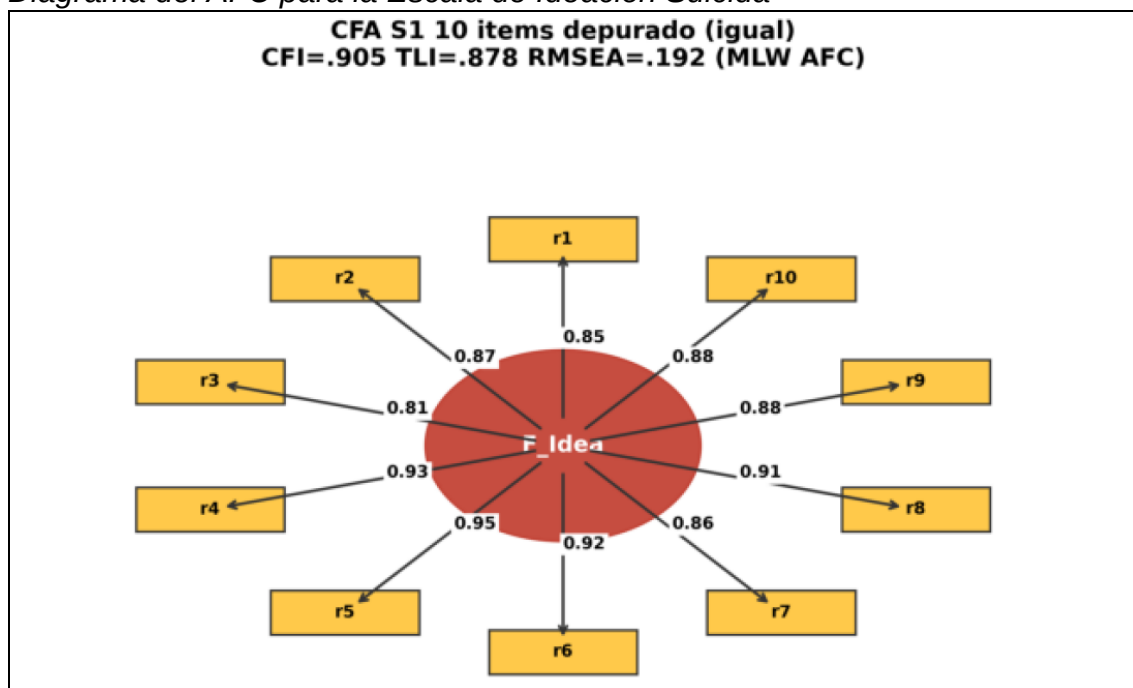
Interpretación del Modelo Confirmatorio de Ideación Suicida

La subescala de Ideación Suicida (10 reactivos) arrojó un índice CFI de .905, el cual es conceptualmente aceptable y evidencia que el constructo subyacente explica adecuadamente la covarianza observada entre los ítems. Asimismo, las cargas factoriales estandarizadas de sus reactivos resultaron sumamente elevadas y homogéneas, situándose todas por encima de .78 (Figura 5), todas las cargas factoriales superan el umbral estricto de .78, confirmando una fuerte convergencia de constructos a pesar de la asimetría de la población general.

No obstante, el modelo evidenció un RMSEA elevado de .192, acompañado de un TLI discreto de .878. Este patrón psicométrico, caracterizado por cargas masivas y un buen CFI coexistiendo con un RMSEA artificialmente inflado es un fenómeno metodológico atribuible de manera directa al fuerte "efecto suelo" y a la homogeneidad extrema de las respuestas de ideación suicida en población general. Cuando los datos presentan asimetrías severas con una alta tasa de respuestas concentradas en la categoría "0" (ausencia del síntoma), las matrices policóricas estimadas por mínimos cuadrados ponderados tienden a sobreestimar el estadístico de no centralidad y el chi-cuadrado del modelo, incrementando el RMSEA sin que ello represente una verdadera falta de unidimensionalidad o falta de validez en el constructo.

Figura 5

Diagrama del AFC para la Escala de Ideación Suicida



Confiabilidad de las Escalas Retenidas

La evaluación de la consistencia interna y la precisión de la medida para las versiones definitivas del instrumento se realizó calculando tanto el coeficiente Alfa de Cronbach (α) como el coeficiente Omega de McDonald (ω), garantizando robustez ante eventuales violaciones de la tau-equivalencia:

Ideación Suicida: Evidenció una confiabilidad sobresaliente y de nivel clínico, con un coeficiente Alfa de Cronbach de $\alpha=.968$ y un coeficiente Omega de $\omega=.974$.

Soporte Socio-Familiar Depurado (5 reactivos): Alcanzó de igual forma una consistencia interna sobresaliente, reportando un coeficiente Alfa de Cronbach de $\alpha=.945$ y un coeficiente Omega de $\omega=.949$.

Ambos pares de estimadores superan de manera amplia los criterios estadísticos más exigentes de la literatura psicométrica ($>.80$ para propósitos de investigación e $>.90$ para toma de decisiones aplicadas o diagnósticas). Esta convergencia confirma que las dimensiones del EISEDYP miden sus respectivos constructos teóricos con un margen de error aleatorio notablemente reducido, validando su idoneidad en contextos comunitarios y asistenciales.

SEM: Predicción de Riesgo y Protección

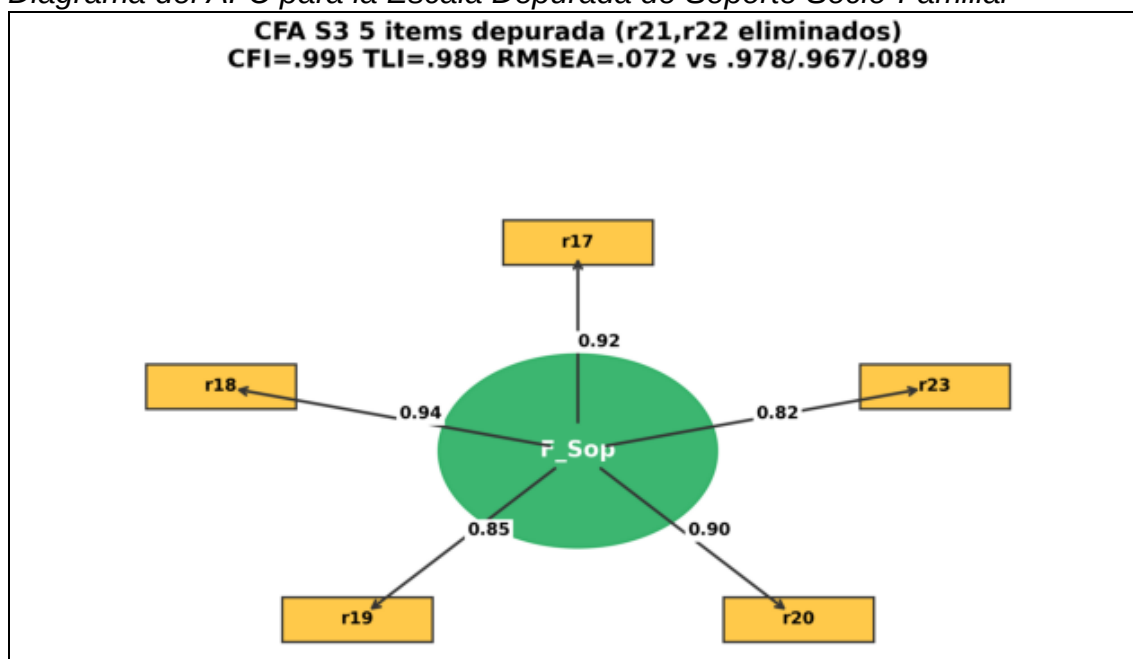
Como etapa final del estudio, se formuló y evaluó un Modelo de Ecuaciones Estructurales (SEM) implementado en SmartPLS para examinar empíricamente de qué manera la ocurrencia de los seis eventos vitales

desencadenantes (r11 a r16) predice de forma simultánea los niveles de Ideación Suicida y de Percepción de Soporte Socio-Familiar.

El modelo estructural definitivo depurado exhibió (Figura 6) índices globales de bondad de ajuste aceptables para un diseño predictivo multi-causal, arrojando un "CFI"=.924, un "TLI"=.905 y un "RMSEA"=.090. Asimismo, la evaluación del Criterio de Información de Akaike ("AIC"=112) evidenció un ajuste superior y mayor parsimonia comparado contra la versión preliminar del modelo estructural intacto, la cual había registrado un "AIC"=120.

Figura 6

Diagrama del AFC para la Escala Depurada de Soporte Socio-Familiar



El análisis del coeficiente de determinación (R^2) demostró que los seis eventos vitales desencadenantes explican en su conjunto el 16.3% de la varianza total observada en la Ideación Suicida (" R^2 =.163) y el 2.8% de la varianza total de la percepción de Soporte Socio-Familiar (" R^2 =.028). La Tabla 3 presenta el reporte pormenorizado de todas las estimaciones directas, coeficientes beta estandarizados (β), direcciones y niveles de significancia estadística, la eliminación de los ítems de sentido de vida consolida una medición parsimoniosa y altamente confiable del soporte percibido.

Predictores Significativos de la Ideación Suicida

El desglose de los coeficientes estandarizados evidenció una clara jerarquía en la patogenicidad de los eventos vitales:

El reactivo r16 emergió como el predictor de riesgo estresante de mayor magnitud sobre la ideación suicida, ejerciendo un efecto directo positivo altamente significativo (β =.246, p <.001).

El reactivo r12 se posicionó como el segundo predictor en relevancia,

proyectando asimismo un efecto de riesgo directo mediano y estadísticamente significativo sobre las cogniciones suicidas ($\beta=.187, p<.001$).

El reactivo r11 fungió como un factor de riesgo estadísticamente significativo, aunque con un tamaño de efecto pequeño ($\beta=.096, p=.002$).

Tabla 3

SEM: Efectos directos de eventos desencadenantes sobre ideación suicida y soporte socio-familiar

Variable Exógena (Evento)	Variable Endógena (Destino)	Coefficiente Estandarizado (β)	Valor p	Dirección del Efecto	Interpretación del Riesgo / Magnitud PDF
r11	→ Ideación Suicida	.096	.002	Positiva	Riesgo pequeño (significativo)
r12	→ Ideación Suicida	.187	< .001	Positiva	Riesgo mediano (significativo)
r13	→ Ideación Suicida	.048	.122	Positiva	No significativo
r14	→ Ideación Suicida	-.014	.657	Negativa	No significativo
r15	→ Ideación Suicida	-.008	.806	Negativa	No significativo (afectado por baja tasa de base)
r16	→ Ideación Suicida	.246	< .001	Positiva	Riesgo mayor (significativo)
r13	→ Soporte Socio-Familiar	.091	.007	Positiva	Aumento del soporte (efecto paradójico / significativo)
r14	→ Soporte Socio-Familiar	-.088	.008	Negativa	Disminución del soporte (significativo)
r16	→ Soporte Socio-Familiar	-.114	< .001	Negativa	Disminución del soporte (significativo)

Nota. R^2 Ideación Suicida = .163; R^2 Soporte Socio-Familiar = .028; Correlación residual entre variables endógenas (Ideación y Soporte) = -.062. β = Coeficiente de sendero estandarizado.

Predictores y Dinámicas en el Soporte Socio-Familiar

El modelado estructural sacó a la luz interacciones complejas en la predicción del sistema de soporte percibido:

El reactivo r16 ejerció un doble impacto negativo en el sistema: además de representar el principal disparador directo de ideación suicida, actuó en paralelo reduciendo de manera significativa la percepción de soporte socio-familiar en los evaluados ($\beta=-.114, p<.001$). Este estresor no solo aumenta la vulnerabilidad cognitiva, sino que corroe la red de contención del individuo.

El reactivo r14 mostró un efecto significativo deteriorando y disminuyendo el soporte socio-familiar percibido ($\beta=-.088, p=.008$).

El reactivo r13 arrojó un hallazgo contraintuitivo y de suma relevancia: predijo un efecto estadísticamente significativo en la dirección positiva hacia el soporte socio-familiar ($\beta=.091, p=.007$). Esta relación representa un efecto paradójico, donde la presencia de este evento vital específico parece asociarse

a un incremento en el apoyo social percibido, sugiriendo la activación de una dinámica protectora de movilización social o un fenómeno de crecimiento o cohesión interpersonal tras la adversidad.

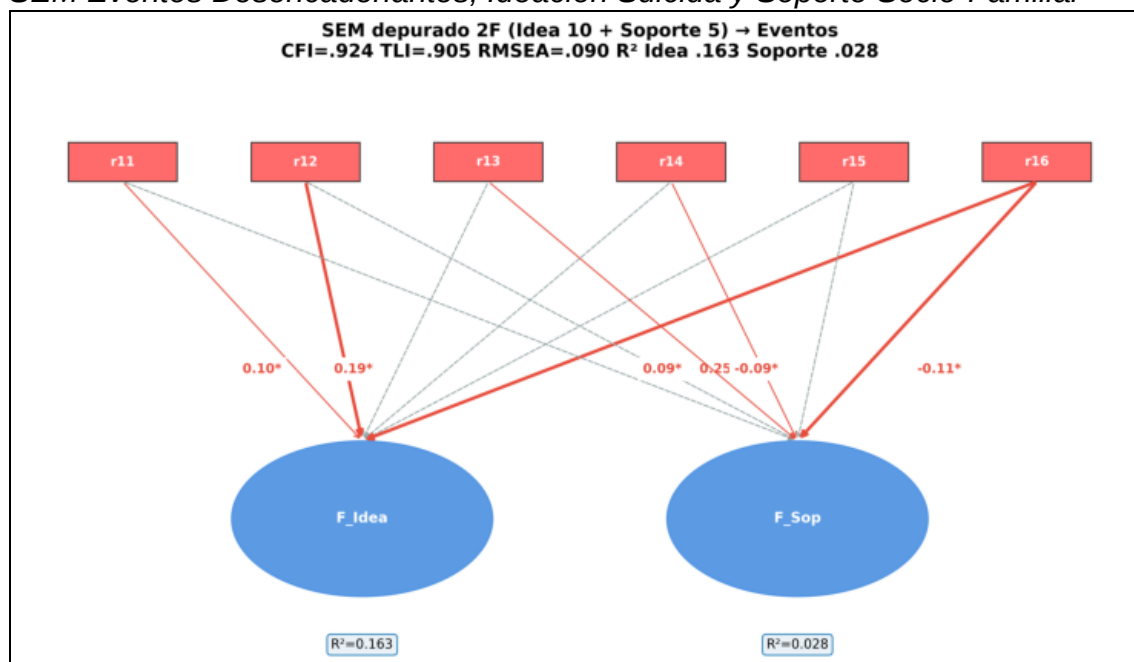
Efectos No Significativos y Tasa de Base

En cumplimiento de la transparencia científica, es imperativo señalar que los reactivos r13 ($\beta=.048$, $p=.122$), r14 ($\beta=-.014$, $p=.657$) y r15 ($\beta=-.008$, $p=.806$) no mostraron efectos directos estadísticamente significativos en la predicción de la Ideación Suicida dentro de este modelo integral. La falta de significancia para el reactivo r15 debe interpretarse a la luz de su distribución observada: al presentar una prevalencia extremadamente baja en la muestra (apenas 2.2% de respuesta afirmativa), el análisis experimenta una limitación estadística y un "efecto suelo" de frecuencia que impide detectar con potencia matemática el impacto o tamaño del efecto de este estresor de manera aislada en población no clínica.

Finalmente, la evaluación del modelo estructural incluyó el análisis de la correlación residual entre ambas variables endógenas latentes (Ideación Suicida y Soporte Socio-Familiar, Figura 8). El coeficiente arrojó una asociación negativa y débil de $r=-.062$, la cual opera teóricamente en la dirección empírica esperada: a mayor gravedad en la ideación suicida, se constata una menor percepción de amparo y protección en el entorno socio-familiar. Además, las variables endógenas evidencian una correlación residual en la dirección negativa esperada ($r=-.062$), mientras que los ítems r12 y r16 operan como los principales núcleos patogénicos de riesgo.

Figura 8

SEM Eventos Desencadenantes, Ideación Suicida y Soporte Socio-Familiar

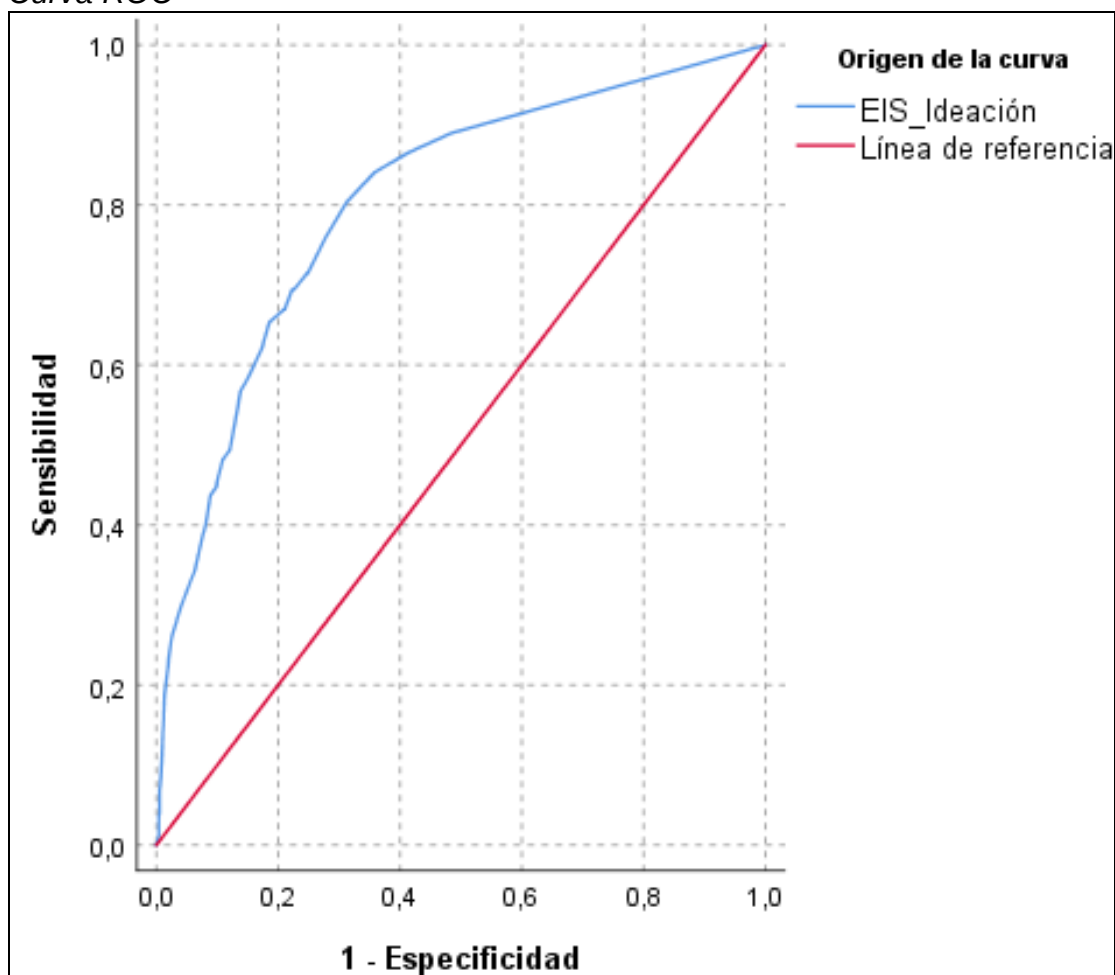


Validez Convergente y Confiabilidad Comparativa

Con el propósito de evaluar la validez de criterio del EISEDYP, se analizó su capacidad para discriminar entre participantes clasificados con y sin riesgo clínico de acuerdo con el criterio compuesto integrado por la Escala de Desesperanza de Beck y la subescala de Depresión del DASS-21. De los 990 participantes evaluados, 245 fueron clasificados como positivos al riesgo clínico y 745 como negativos.

El análisis ROC (Figura 9) mostró que el EISEDYP presentó una buena capacidad discriminativa, obteniéndose un Área Bajo la Curva (AUC) de 0.804 (IC 95% [0.771, 0.836], $p < .001$). Este resultado indica que el inventario posee una probabilidad del 80.4% de asignar una puntuación más elevada a un participante perteneciente al grupo de riesgo clínico que a uno clasificado como sin riesgo.

Figura 9
Curva ROC



La forma de la curva ROC evidencia que el instrumento mantiene un equilibrio favorable entre sensibilidad y especificidad a lo largo de diferentes puntos de corte, situándose consistentemente por encima de la línea de no

discriminación. Asimismo, el intervalo de confianza del AUC permanece completamente por encima del valor de referencia de 0.50, confirmando que la capacidad clasificatoria del EISEDYP es significativamente superior a la esperada por azar.

Baremos y Normas de Interpretación

Con base en el análisis de las coordenadas de la curva y priorizando la utilidad clínica del instrumento para el cribado poblacional, se establecieron tres niveles de riesgo:

Riesgo Mínimo (Puntuaciones de 0 a 0.34): En este rango, el instrumento descarta con alta probabilidad la presencia de riesgo clínico, agrupando a la población general asintomática.

Riesgo Moderado / Cribado Positivo (Puntuaciones de 0.35 a 1.04): El punto de corte de 0.35 representa el máximo matemático de la curva (Índice de Youden = 0.491). A partir de este umbral, el inventario alcanza una Sensibilidad del 80.4% y una Especificidad del 68.7%. Este nivel sirve como alarma temprana para detectar sintomatología incipiente que requiere evaluación cualitativa.

Riesgo Alto (Puntuaciones ≥ 1.05): Este umbral prioriza evitar los falsos positivos. A partir de una puntuación de 1.05, la Especificidad del instrumento asciende al 85.0% (con una Sensibilidad del 58.4%), indicando una alta confirmación diagnóstica de vulnerabilidad clínica severa.

Discusión

El comportamiento observacional de la escala de Ideación Suicida, caracterizado por un promedio situado en el límite inferior de la puntuación Likert y una marcada asimetría positiva, concuerda de manera rigurosa con la literatura epidemiológica mundial sobre suicidología en población comunitaria y no clínica (Nock et al., 2013; O'Connor & Kirtley, 2018; Turecki & Brent, 2016). Diversas investigaciones concuerdan en que la ideación suicida no sigue una distribución normal paramétrica en muestras comunitarias, sino que adopta una curva leptocúrtica sesgada a la derecha debido a que la gran mayoría de los adolescentes en población general reporta ausencia de pensamientos autoeliminatorios (Borges et al., 2010; Fonseca-Pedrero et al., 2020).

A pesar de este esperado "efecto suelo", el análisis factorial exploratorio y confirmatorio demostró que el constructo subyacente posee una coherencia interna superior, explicando un masivo 86.8% de la covarianza observada mediante una única dimensión (autovalor de 8.68 frente al insignificante 0.38 del segundo factor), respaldada por análisis paralelo y cargas factoriales superiores a .81.

Esta estricta unidimensionalidad coincide con los postulados de la Teoría Interpersonal-Psicológica del Suicidio de Joiner (2005) y la Teoría de los Tres Pasos (3ST) de Klonsky y May (2015), las cuales proponen que, una vez que el dolor psicológico y la desesperanza desencadenan la cognición suicida, los distintos matices del pensamiento autoeliminatorio (desde la pasividad

existencial hasta la planificación activa) convergen en un continuo conceptualmente indisoluble y monolítico durante la evaluación psicométrica de escrutinio epidemiológico (May & Klonsky, 2016; Van Orden et al., 2010).

Al purgar estos dos ítems, los cinco reactivos restantes (r17 a r20 y r23) conformaron una dimensión pura, parsimoniosa y matemáticamente estable de Soporte Socio-Familiar ($\alpha=.945$, $\omega=.949$, "CFI"=.995, "TLI"=.989, "RMSEA"=.072). Este resultado concuerda con hallazgos empíricos acumulados por la Organización Mundial de la Salud y estudios clásicos de psicología comunitaria, los cuales evidencian que el amparo familiar, la cohesión parental, la empatía en el hogar y la conectividad escolar constituyen el escudo protector primario y más robusto contra la conducta suicida en la juventud, eclipsando con creces la protección de construcciones puramente intrapsíquicas o filosóficas cuando se evalúan de manera simultánea en escrutinios generales (Borowsky et al., 2001; King & Merchant, 2008; Miller et al., 2015; World Health Organization, 2021).

El modelado de ecuaciones estructurales puso de manifiesto que el impacto de la adversidad sobre la salud mental adolescente no se rige por un principio de sumatoria lineal simple, sino por una cualidad patogénica diferencial. El reactivo r16 se erigió como el estresor más crítico y devastador dentro del modelo: por un lado, fue el predictor positivo más potente de la ideación suicida ($\beta=.246$, $p<.001$) y, en paralelo, actuó como el principal destructor del soporte socio-familiar ($\beta=-.114$, $p<.001$). El reactivo r12 mostró de igual modo una alta capacidad predictiva directa sobre la ideación ($\beta=.187$, $p<.001$), mientras que el reactivo r11 representó un riesgo de impacto más leve ($\beta=.096$, $p=.002$).

Estos resultados concuerdan con la evidencia internacional actual sobre estrés temprano y victimización interpersonal en jóvenes (Almeida et al., 2021; Nock et al., 2013). Los reportes son consistentes con que las experiencias de rechazo social severo, conflictos familiares agudos, ruptura de vínculos de apego primario o episodios violatorios de la integridad personal generan un "doble peligro" clínico (Turecki & Brent, 2016; Van Orden et al., 2010).

El resultado empírico más interesante pero contraintuitivo arrojado por el modelo SEM fue la capacidad del reactivo r13 (¿Recientemente has sufrido problemas legales?) para predecir de manera directa y estadísticamente significativa un incremento en el soporte socio-familiar percibido ($\beta=.091$, $p=.007$), sin presentar un impacto directo sobre la ideación suicida ($\beta=.048$, $p=.122$). Desde una óptica clínica y sociológica, este hallazgo puede y debe interpretarse a la luz de dos macromechanismos teóricos firmemente documentados en psicopatología evolutiva: la hipótesis de amortiguación o movilización social del estrés (social buffering / stress-mobilization hypothesis; Cohen & Wills, 1985; Barrera, 1986) y el fenómeno de Crecimiento Postraumático (Post-Traumatic Growth; Tedeschi & Calhoun, 1996).

A diferencia de estresores insidiosos o alienantes (como r16 otros problemas y r14 problemas financieros) que aíslan a la víctima o generan estigma en su entorno, la naturaleza de ciertos eventos vitales agudos y externos (como una enfermedad médica, un accidente transitorio o una crisis externa evidente) actúa a menudo como una señal de alarma clara y visual que

activa respuestas empáticas y altruistas en el tejido social inmediato (Meyerson et al., 2011; Schaefer & Moos, 1998).

Ante la ocurrencia de un evento que no compromete el estatus social ni es percibido como voluntario, la familia, la escuela y el grupo de pares suelen responder con una sobrecompensación transitoria de apoyo, afecto, supervisión y contención material y emocional (Calhoun & Tedeschi, 2006). Esta movilización exógena del entorno incrementa artificialmente la puntuación del soporte percibido por el adolescente y, como consecuencia de esta alta protección de emergencia, el estresor queda neutralizado y no logra predecir significativamente el desarrollo de cogniciones suicidas. Este fenómeno resalta el dinamismo adaptativo de los adolescentes y advierte contra la visión estática del estrés, confirmando que ciertas adversidades, bajo la cobertura social correcta, pueden paradójicamente fortalecer la cohesión vincular (Linley & Joseph, 2004).

Cuando se utiliza un instrumento para medir un atributo patológico de muy baja tasa de base comunitaria, como los pensamientos autoeliminarios, la inmensa mayoría de la población general endosa sistemáticamente la categoría más baja (valor "0", efecto suelo) (Borges et al., 2010). Al procesar ítems ordinales con una extrema asimetría paramétrica y categorías de respuesta prácticamente vacías en los extremos superiores, la literatura recomienda el uso de matrices policóricas con estimadores robustos de mínimos cuadrados ponderados (como WLSMV o MLW, utilizados en este estudio) (Flora & Curran, 2004).

Sin embargo, estudios de simulación Monte Carlo exhaustivos realizados por Kenny et al. (2015), Xia y Yang (2019) y Shi et al. (2020) han demostrado empíricamente que, en modelos con grados de libertad reducidos o en constructos con altas correlaciones inter-ítem y distribuciones altamente sesgadas, el estimador de mínimos cuadrados ponderados penaliza severamente el estadístico chi-cuadrado y el parámetro de no centralidad del modelo. Consecuentemente, el RMSEA, que depende matemáticamente de la relación entre el chi-cuadrado y los grados de libertad se infla artificialmente hasta valores que superan con creces los umbrales convencionales propuestos originalmente por Hu y Bentler (1999) (.06 a .08), los cuales fueron derivados exclusivamente para datos normales continuos y no son aplicables como dogma de fe a estimaciones categóricas extremas (Marsh et al., 2004).

Por tanto, el RMSEA de .192 no refleja una falla del modelo de medición o una heterogeneidad en el constructo, sino el abrumador consenso empírico de que los 10 ítems miden una única dimensión tan consistente ($\alpha=.968$, $\omega=.974$, autovalor exploratorio de 8.68 con 86.8% de varianza explicada) y con tan poca varianza en la base poblacional que el algoritmo computacional hipersensibiliza el error de aproximación. La validez estructural del constructo queda blindada por la convergencia unívoca del análisis paralelo y la masividad de sus cargas de regresión latente (Brown, 2015).

Validez de criterio mediante un criterio clínico compuesto

Los resultados del análisis de la curva ROC aportan evidencia adicional

sobre la validez de criterio del EISEDYP. El área bajo la curva obtenida ($AUC = .804$) indica una buena capacidad discriminativa del instrumento para diferenciar a los participantes clasificados con y sin riesgo clínico de acuerdo con el criterio compuesto integrado por la Escala de Desesperanza de Beck y la subescala de Depresión del DASS-21. De acuerdo con los criterios propuestos por Hosmer et al. (2013), valores del AUC comprendidos entre .80 y .90 representan una capacidad discriminativa buena, lo que respalda la utilidad del EISEDYP como herramienta de tamizaje para la detección de personas con mayor vulnerabilidad psicológica.

La elección de un criterio compuesto resulta consistente con la evidencia acumulada sobre la etiología multifactorial de la conducta suicida. Diversas investigaciones han demostrado que la desesperanza constituye uno de los predictores cognitivos más robustos del riesgo suicida, incluso con mayor capacidad predictiva que la gravedad de la sintomatología depresiva en algunos contextos clínicos (Beck et al., 1974; Beck et al., 1985). Asimismo, la depresión mayor representa uno de los trastornos mentales más estrechamente asociados con la aparición y persistencia de la ideación suicida, incrementando de manera significativa la probabilidad de desarrollar pensamientos y conductas autolesivas (Franklin et al., 2017; World Health Organization [WHO], 2021).

En este sentido, la adecuada discriminación observada indica que las puntuaciones del EISEDYP muestran una elevada concordancia con un perfil clínico caracterizado por altos niveles de desesperanza y depresión, dos constructos ampliamente reconocidos como factores de riesgo para la conducta suicida. Este hallazgo fortalece la evidencia de validez de criterio del instrumento, ya que demuestra que las puntuaciones obtenidas no sólo reflejan la presencia de pensamientos suicidas, sino que también se asocian con variables psicológicas que forman parte del modelo explicativo del comportamiento suicida descrito por la literatura internacional (Klonsky et al., 2016; Turecki et al., 2019).

Los resultados derivados de esta evaluación psicométrica tienen repercusiones directas y pragmáticas para la práctica clínica de la psicología, la consejería escolar y el diseño de políticas públicas de prevención del suicidio en adolescentes y jóvenes: la versión definitiva del EISEDYP depurado, integrada por 10 ítems de ideación y 5 ítems de soporte se confirma como una herramienta breve, válida, económica y confiable para la detección temprana de riesgo. Los profesionales de la salud mental escolar pueden utilizar con total certidumbre la escala de ideación sabiendo que su puntaje total refleja de manera exacta una única gravedad clínica sin sesgos factoriales subyacentes.

La confirmación SEM de que los reactivos r16 y r12 representan los núcleos de mayor riesgo predictivo obliga a los clínicos a abandonar el protocolo de asignar el mismo valor a cualquier evento estresante. Cuando un estudiante o adolescente reporta en el EISEDYP la vivencia del evento r16 (el cual duplica el riesgo al aumentar la ideación y simultáneamente destruir el soporte familiar) o el evento r12, debe activarse de inmediato un protocolo de contención e intervención comunitaria de alta prioridad, pues el individuo se encuentra en el punto más crítico de vulnerabilidad psicosocial según los

modelos transaccionales de estrés y la Teoría Interpersonal del Suicidio (Joiner, 2005; Turecki & Brent, 2016).

Limitaciones del Estudio

Es importante señalar que el criterio empleado en este estudio no constituye un estándar diagnóstico definitivo de ideación suicida, debido a que actualmente no existe una prueba única considerada como gold standard para este constructo. En consecuencia, la utilización de un criterio compuesto basado en instrumentos ampliamente validados representa una estrategia metodológica aceptada para evaluar la validez de criterio de nuevos instrumentos psicométricos, particularmente cuando se pretende estimar su capacidad de identificar individuos con un perfil clínico compatible con mayor vulnerabilidad suicida (American Educational Research Association et al., 2014).

Desde una perspectiva aplicada, estos resultados sugieren que el EISEDYP23 puede constituir una herramienta útil para programas de tamizaje en contextos escolares, universitarios y comunitarios, donde la identificación temprana de adolescentes y adultos jóvenes con mayor riesgo resulta fundamental para implementar intervenciones preventivas oportunas. No obstante, el instrumento debe entenderse como un procedimiento de detección inicial y no como un recurso diagnóstico independiente. Tal como recomiendan las guías internacionales para la evaluación del riesgo suicida, los resultados obtenidos mediante instrumentos de cribado siempre deben complementarse con una valoración clínica integral realizada por profesionales capacitados (WHO, 2021; Joint Commission, 2019).

El levantamiento transversal de los datos impide inferir o reclamar estrictamente relaciones de causalidad temporal directa en el modelo predictivo SEM. Aunque es coherente teóricamente asumir que los eventos vitales desencadenan ideación y deterioran el apoyo social, los modelos cros-seccionales no pueden descartar explicaciones de causalidad reversa o de bidireccionalidad (por ejemplo, que un adolescente con ideación suicida crónica previa tienda a percibir menor soporte en su entorno o se exponga diferencialmente a mayor conflictividad interpersonal y estrés del reactivo r16) (Maxwell & Cole, 2007).

La recolección de información mediante cuestionarios auto-administrados (self-reports) en una temática clínica y sensible como el suicidio en adolescentes está siempre sujeta a potenciales sesgos de deseabilidad social, ocultamiento sistemático por temor a intervenciones escolares o estigma, o distorsión por el estado de ánimo deprimido en el momento de la evaluación (mood-congruent memory bias) (Podsakoff et al., 2003).

La decisión original de construir la escala de eventos desencadenantes como ítems independientes en formato dicotómico (Sí/No) expuso a reactivos de muy baja prevalencia comunitaria, como el reactivo r15 (2.2%), a severas restricciones de potencia matemática (floor effect de base). Una baja tasa de endoso impide al modelo SEM estimar con precisión el verdadero tamaño de

efecto patogénico del ítem, generando el riesgo del error de Tipo II en la interpretación estadística poblacional (Kessler et al., 2010).

Si bien el tamaño muestral fue masivo, la procedencia de población general de una región específica obliga a ejercer cautela al intentar generalizar los pesos de regresión estructural (β) o los índices del modelo hacia poblaciones de corte clínico-psiquiátrico agudo, minorías étnicas específicas o contextos demográficos con disparidades culturales extremas en la concepción familiar del apoyo.

Recomendaciones para Investigaciones Futuras

Con el objetivo de consolidar las líneas de investigación abiertas por el presente trabajo y subsanar las limitaciones identificadas, se delinean las siguientes recomendaciones prioritarias para futuras indagaciones empíricas:

Se sugiere desarrollar estudios longitudinales de panel (multi-wave panel designs) con seguimientos a 6, 12 y 24 meses. Evaluar repetidamente la ocurrencia de los eventos estresantes, la trayectoria de fluctuación de la ideación suicida y las variaciones en el soporte percibido permitirá poner a prueba modelos de ecuaciones estructurales con efectos cruzados y retardo temporal (cross-lagged panel models), despejando de manera definitiva la causalidad temporal y dilucidando los períodos críticos de ventana para la intervención comunitaria (Maxwell & Cole, 2007).

Es indispensable que próximos estudios evalúen sistemáticamente la invarianza de medida y estructural del EISEDYP depurado (mediante modelos MGCFA) a través de diversos estratos sociodemográficos críticos. Se sugiere poner a prueba la equivalencia de la configuración estructural, las cargas factoriales y los umbrales de intercepto (invarianza configural, métrica, escalar y estricta) contrastando el comportamiento de la escala entre: (a) sexos (hombres frente a mujeres), (b) rangos etarios (adolescentes de secundaria básica frente a jóvenes universitarios y adultos), y (c) poblaciones comunitarias no clínicas frente a submuestras clínicas psiquiátricas con historial autolítico activo (Brown, 2015; Putnick & Bornstein, 2016).

El análisis integral del Inventario EISEDYP ratifica su valor como un instrumento psicométrico de precisión en sus dimensiones de Ideación Suicida y Soporte Socio-Familiar depurado. El reconocimiento empírico del doble impacto destructivo de ciertos estresores severos sobre el sistema cognitivo y vincular, en conjunción con el descubrimiento de dinámicas de movilización social paradójicas frente a adversidades externas, aporta directrices claras para redefinir el triaje y revolucionar la formulación de programas preventivos en el ámbito escolar y comunitario. Al poner el acento en la contención relacional y el soporte de la red socio-familiar, la literatura empírica contemporánea y los datos del presente estudio convergen en la conclusión imperativa de que el amparo y la cohesión vincular representan la mayor fortaleza sanitaria para proteger el bienestar emocional de los jóvenes en la sociedad actual.

Declaración de financiación

Esta investigación fue financiada por la Secretaría de Ciencia, Humanidades, Tecnología e Innovación (SECIHTI), México, a través del

proyecto PEE-2025-G-978, bajo los Programas Nacionales Estratégicos de Ciencia, Tecnología y Vinculación con los Sectores Social, Público y Privado.

Referencias

- Almeida, T. C., Fitas, E., Nunes, C., & Garcia-García, J. P. (2021). Peer victimization and suicidal ideation in adolescence: The mediating role of psychological distress and the moderating role of social support. *Journal of Interpersonal Violence*, 36(15-16), 7544–7564. <https://doi.org/10.1177/0886260519842857>
- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. American Educational Research Association.
- Barrera, M. (1986). Distinctions between social support concepts, measures, and models. *American Journal of Community Psychology*, 14(4), 413–445. <https://doi.org/10.1007/BF00922627>
- Beck, A., Kovacs, M., & Weissman, A. (1974). Hopelessness and suicidal behavior: An overview. *JAMA*, 234(11), 1146–1149. <https://doi.org/10.1001/jama.1975.03260240050026>
- Beck, A., Kovacs, M., & Weissman, A. (1979). Assessment of suicidal intention: The Scale for Suicide Ideation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 47(2), 343–352.
- Beck, A. (1988). BHS. Beck Hopelessness Scale. Psychological Corp.
- Beck, A., Steer, R., Kovacs, M., & Garrison, B. (1985). Hopelessness and eventual suicide: A 10-year prospective study of patients hospitalized with suicidal ideation. *American Journal of Psychiatry*, 142(5), 559–563. <https://doi.org/10.1176/ajp.142.5.559>
- Bieling, P. J., Antony, M. M., & Swinson, R. P. (1998). The State-Trait Anxiety Inventory, Trait version: structure and content re-examined. *Behaviour Research and Therapy*, 36(7-8), 777–788.
- Borges, G., Benjet, C., Medina-Mora, M. E., Orozco, R., & Nock, M. (2010). Suicidal behavior in the Mexican National Comorbidity Survey (M-NCS): Lifetime and 12-month prevalence, psychiatric factors and service utilization. *Salud Pública de México*, 52(1), 10–18.
- Borowsky, I., Ireland, M., & Resnick, M. (2001). Adolescent suicide attempts: Risks and protectors. *Pediatrics*, 107(3), 485–493. <https://doi.org/10.1542/peds.107.3.485>
- Brown, T. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). The Guilford Press.
- Calhoun, L., & Tedeschi, R. (Eds.). (2006). *Handbook of posttraumatic growth: Research and practice*. Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Cohen, S., & Wills, T. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98(2), 310–357. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.98.2.310>
- Flora, D. & Curran, P. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data.

- Psychological Methods, 9(4), 466–491. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466>
- Fonseca-Pedrero, E., Inchausti, F., Pérez-Gutiérrez, L., Aritio-Solana, R., Ortuño-Sierra, J., Sánchez-García, M. A., & Pérez-Albéniz, A. (2020). Ideación y conducta suicida en adolescentes y jóvenes españoles. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental*, 13(3), 136–145. <https://doi.org/10.1016/j.rpsm.2018.07.002>
- Franklin, J., Ribeiro, J., Fox, K., Bentley, K., Kleiman, E., Huang, X., Musacchio, K., Jaroszewski, A., Chang, B., & Nock, M. (2017). Risk factors for suicidal thoughts and behaviors: A meta-analysis of 50 years of research. *Psychological Bulletin*, 143(2), 187–232. <https://doi.org/10.1037/bul0000084>
- Hosmer, D., Lemeshow, S., & Sturdivant, R. X. (2013). *Applied logistic regression* (3rd ed.). Wiley.
- Hu, L., & Bentler, P. (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>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI]. (2024). Estadísticas de defunciones registradas en México 2023: Datos sobre suicidio. INEGI.
- Instituto Nacional de Psiquiatría [INP]. (2003). Encuesta Nacional de Epidemiología Psiquiátrica. INP.
- Instituto Nacional de Psiquiatría [INP]. (2009). Encuesta Mexicana de Salud Mental Adolescente. INP.
- Joiner, T. (2005). *Why people die by suicide*. Harvard University Press.
- Joint Commission. (2019). National Patient Safety Goal for suicide prevention (NPSG.15.01.01). <https://www.jointcommission.org>
- Kenny, D., Kaniskan, B., & McCoach, D. (2015). The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom. *Sociological Methods & Research*, 44(3), 486–507. <https://doi.org/10.1177/0049124114543236>
- Kessler, R., Green, J., Gruber, M., Sampson, N., Bromet, E., Cuitanovich, M., de Girolamo, G., Florescu, S., Gureje, O., Haro, J. M., Hu, C. Y., Karam, E. G., Kovess-Masfety, V., Lee, S., Levinson, D., Medina-Mora, M. E., Nemeroff, C. B., Oakley Browne, M. A., Posada-Villa, J., ... & Williams, D. R. (2010). Screening for serious mental illness in the general population with the K6 screening scale: Results from the WHO World Mental Health (WMH) survey initiative. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 19(S1), 4–22. <https://doi.org/10.1002/mpr.310>
- King, K., & Merchant, J. (2008). Social and environmental factors associated with suicidal ideation among adolescents. *The Journal of School Health*, 78(3), 170–180. <https://doi.org/10.1111/j.1746-1561.2007.00282.x>
- Klonsky, E., & May, A. (2015). The Three-Step Theory (3ST): A new theory of suicide rooted in the "ideation-to-action" framework. *International Journal of Cognitive Therapy*, 8(2), 114–129. <https://doi.org/10.1521/ijct.2015.8.2.114>
- Klonsky, E., May, A., & Saffer, B. (2016). Suicide, suicide attempts, and suicidal ideation. *Annual Review of Clinical Psychology*, 12, 307–330.

- <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-021815-093204>
- Linehan, M., Goodstein, J., Nielsen, S., & Chiles, J. (1983). Reasons for staying alive when you are thinking of killing yourself: The Reasons for Living Inventory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 51(2), 276-286.
- Linley, P., & Joseph, S. (2004). Positive change following trauma and adversity: A review. *Journal of Traumatic Stress*, 17(1), 11–21.
<https://doi.org/10.1023/B:JOTS.0000014671.27856.7e>
- Marsh, H., Hau, K., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3), 320–341.
https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2
- Maxwell, S., & Cole, D. (2007). Bias in cross-sectional analyses of longitudinal mediation. *Psychological Methods*, 12(1), 23–44.
<https://doi.org/10.1037/1082-989X.12.1.23>
- May, A., & Klonsky, E. (2016). What distinguishes suicide attempters from suicide ideators? A meta-analysis of potential factors. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 23(1), 5–20.
<https://doi.org/10.1111/cpsp.12136>
- Mendez-Romero, L. (2024). Impacto psicológico y riesgo de autolesión en víctimas de violencia interprofundizada. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 56, 88-97.
- Meyerson, D., Grant, K., Carter, J., & Kilmer, R. (2011). Posttraumatic growth among children and adolescents: A systematic review. *Clinical Psychology Review*, 31(6), 949–964.
<https://doi.org/10.1016/j.cpr.2011.06.003>
- Miller, A., Esposito-Smythers, C., Weismore, J., & Renshaw, K. (2015). The relation between child maltreatment and adolescent suicidal behavior: A systematic review and critical examination of the literature. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 16(2), 146–172.
<https://doi.org/10.1007/s10567-013-0131-5>
- Ministerio de Sanidad, Política Social e Igualdad. (2012). Guía de práctica clínica de prevención y tratamiento de la conducta suicida. Gobierno de España.
- Muñoz, R., et al. (2024). Tendencias epidemiológicas del suicidio en jóvenes mexicanos (2015-2021). *Revista Panamericana de Salud Pública*, 48, e12.
- Nasir, B., et al. (2016). Gatekeeper training for suicide prevention: A systematic review. *Journal of Affective Disorders*, 205, 117-125.
- Nock, M. K., et al. (2008). Cross-national prevalence and risk factors for suicidal ideation, plans and attempts. *British Journal of Psychiatry*, 192(2), 98-105.
- Nock, M., Green, J., Hwang, I., McLaughlin, K., Sampson, N., Zaslavsky, A. & Kessler, R. (2013). Prevalence, correlates, and treatment of lifetime suicidal behavior among adolescents: Results from the National Comorbidity Survey Replication Adolescent Supplement. *JAMA Psychiatry*, 70(3), 300–310.

- <https://doi.org/10.1001/2013.jamapsychiatry.55>
- O'Carroll, P., Berman, A., Maris, R., Moscicki, E., Tanney, B., & Silverman, M. (1996). Beyond the Tower of Babel: A nomenclature for suicidology. *Suicide & Life-Threatening Behavior*, 26(3), 237–252.
- O'Connor, R., & Kirtley, O. (2018). The integrated motivational–volitional model of suicidal behaviour. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 373(1754), 20170268. <https://doi.org/10.1098/rstb.2017.0268>
- Organización Mundial de la Salud [OMS]. (2014). Prevención del suicidio: un imperativo global. OMS.
- Podsakoff, P., MacKenzie, S., Lee, J., & Podsakoff, N. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879–903. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879>
- Posner, K., Brown, G., Stanley, B., Brent, D., Yershova, K., Oquendo, M., Currier, G., Melvin, G., Greenhill, L., Shen, S., & Mann, J. (2011). The Columbia-Suicide Severity Rating Scale: Initial validity and internal consistency findings from three multisite studies with adolescents and adults. *American Journal of Psychiatry*, 168(12), 1266–1277.
- Putnick, D., & Bornstein, M. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71–90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Richard-Devantory, G., et al. (2025). Meta-analytic identification of five core clinical predictors of suicidal risk across 53 empirical studies. *Psychological Medicine*.
- Salas-Sánchez, B., et al. (2024). Ideación suicida y factores de estrés de minoría en población de identidad no binaria. *Revista Interamericana de Psicología*, 58(1), e1450.
- Schaefer, J., & Moos, R. (1998). The context for posttraumatic growth: Life crises, individual and social resources, and coping. En R. G. Tedeschi, C. L. Park, & L. G. Calhoun (Eds.), *Posttraumatic growth: Positive changes in the aftermath of crisis* (pp. 99–125). Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Shi, D., Lee, T., & Maydeu-Olivares, A. (2020). Understanding the model size effect on SEM fit indices. *Educational and Psychological Measurement*, 79(2), 310–334. <https://doi.org/10.1177/0013164418783530>
- Suárez, E., & Autler, L. (2006). *Redes comunitarias y resiliencia juvenil*. Centro de Investigación Social.
- Sullivan, E., et al. (2009). Hopelessness and suicidal ideation among clinical samples: A longitudinal analysis. *Journal of Clinical Psychology*, 65(9), 981–995.
- Tan, J., et al. (2025). Music therapy interventions for reducing suicidal ideation in young adults: A randomized controlled trial. *The Arts in Psychotherapy*, 88, 102140.
- Tedeschi, R. G., & Calhoun, L. G. (1996). The Posttraumatic Growth Inventory: Measuring the positive legacy of trauma. *Journal of Traumatic Stress*,

- 9(3), 455–471. <https://doi.org/10.1002/jts.2490090305>
- Turecki, G., & Brent, D. A. (2016). Suicide and suicidal behaviour. *The Lancet*, 387(10024), 1227–1239. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(15\)00234-2](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(15)00234-2)
- Turecki, G., Brent, D. A., Gunnell, D., O'Connor, R. C., Oquendo, M. A., Pirkis, J., & Stanley, B. H. (2019). Suicide and suicide risk. *Nature Reviews Disease Primers*, 5(1), Article 74. <https://doi.org/10.1038/s41572-019-0121-0>
- Van Orden, K. A., Witte, T. K., Cukrowicz, K. C., Braithwaite, S. R., Selby, E. A., & Joiner, T. E. (2010). The interpersonal theory of suicide. *Psychological Review*, 117(2), 575–600. <https://doi.org/10.1037/a0018697>
- Vargas-Espíndola, M., et al. (2017). Riesgo suicida y vulnerabilidad sociocultural en comunidades indígenas de México. *Salud y Sociedad*, 8(3), 210-225.
- World Health Organization. (2021). Live life: An implementation guide for suicide prevention in countries. World Health Organization. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/341726>
- World Health Organization. (2021). Suicide worldwide in 2019: Global health estimates. World Health Organization.
- Xia, Y., & Yang, Y. (2019). RMSEA, CFI, and TLI in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*, 51(1), 409–428. <https://doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2>