

## Propiedades psicométricas del Inventario de Evaluación del Riesgo Suicida (ERS) en adolescentes escolarizados de Ecuador: un análisis bifactorial e invarianza de medición

### Psychometric properties of the Suicide Risk Assessment Inventory (ERS) in school-aged adolescents in Ecuador: a bifactor analysis and measurement invariance

Carlos Alberto Espinosa-Pinos<sup>1</sup> , Andrés Alejandro Galvis Correa<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Universidad Tecnológica Indoamérica: Ambato, Tungurahua, EC

<sup>2</sup>Universidad de las Fuerzas Armadas: Sangolqui, Pichincha, EC

Recepción: 18/11/2025

Aceptación: 25/05/2026

Publicación: 01/06/2026

Correspondencia: [carlos.espinosa@upec.edu.ec](mailto:carlos.espinosa@upec.edu.ec)

#### Resumen

El suicidio en adolescentes constituye una prioridad de salud pública mundial y local, siendo una de las principales causas de muerte en jóvenes. En Ecuador, se evidencia un creciente riesgo suicida, intensificado por la falta de instrumentos válidos y adaptados culturalmente para su detección temprana en contextos escolares. Este estudio tuvo como objetivo validar psicométricamente el Inventario de Evaluación del Riesgo Suicida (ERS) en una muestra de 363 escolares de Ambato. Se aplicó un diseño cuantitativo, transversal e instrumental, analizando la estructura factorial mediante ecuaciones estructurales, la consistencia interna, la validez convergente/divergente y la invarianza por sexo y edad. El análisis factorial confirmatorio reveló que el modelo bifactorial obtuvo un ajuste estadístico óptimo (CFI = 0.999; TLI = 0.999; RMSEA = 0.026; SRMR = 0.042), superando significativamente a las estructuras unifactoriales y de factores correlacionados. El ERS mostró una alta fiabilidad ( $\alpha$  global = 0.94) y estabilidad consistente en su factor general. Las correlaciones elevadas con otra medida de riesgo suicida confirmaron su validez convergente ( $r = 0.80$ ), mientras que las asociaciones bajas con variables externas confirmaron su validez discriminante. El análisis de invarianza factorial evidenció equivalencia estructural, métrica y escalar entre grupos por sexo y edad. Se observaron niveles más altos de riesgo en mujeres y en el grupo de adolescentes de menor edad (12-15 años). Estos hallazgos respaldan al ERS como una herramienta psicométrica robusta, multidimensional y culturalmente pertinente para el cribado preventivo en el sistema escolar ecuatoriano.

**Palabras clave:** Adolescentes escolarizados. Análisis bifactorial. Invarianza de medición. Propiedades psicométricas, Riesgo suicida.

#### Abstract

Adolescent suicide represents a major global and local public health priority, standing as one of the leading causes of death among young people. In Ecuador, there is evidence of an increasing suicidal risk, which is exacerbated by the lack of validated and culturally adapted instruments for early detection within school contexts. This study aimed to psychometrically validate the Suicide Risk Assessment Inventory (Inventario de Evaluación del Riesgo Suicida, ERS) in a sample of 363 school-aged adolescents from Ambato. A quantitative, cross-sectional, and instrumental design was applied, analyzing the factor structure through structural equation modeling, internal consistency, convergent/divergent validity, and measurement invariance across sex and age groups. Confirmatory factor

analysis revealed that the bifactor model achieved an optimal statistical fit (CFI = 0.999; TLI = 0.999; RMSEA = 0.026; SRMR = 0.042), significantly outperforming both unifactorial and correlated-factors structures. The ERS demonstrated high reliability (global  $\alpha = 0.94$ ) and consistent stability in its general factor. High correlations with another suicide risk measure confirmed its convergent validity ( $r = 0.80$ ), while low associations with external variables supported its discriminant validity. Factorial invariance analysis evidenced structural, metric, and scalar equivalence across sex and age groups. Higher risk levels were observed in females and in the younger adolescent group (12–15 years old). These findings support the ERS as a robust, multidimensional, and culturally relevant psychometric tool for preventive screening within the Ecuadorian school system.

**Keywords:** School-aged adolescents. Bifactor analysis. Measurement invariance. Psychometric properties. Suicidal risk.

## Introducción

La lucha con el suicidio adolescente es un desafío imperante en el área de la salud pública en entornos mundiales, porque las tasas de mortalidad prematura en jóvenes son no solo preocupantes, sino que requieren respuestas integrales y estructurales (Arensman et al., 2020); vale la pena señalar que el suicidio es la segunda causa de muerte en personas de entre 15 a 29 años, sólo por detrás de los accidentes viales en varios países. Los números estadísticos que han sido divulgados por diversos medios de comunicación escrita digital global ha promovido el diseño de tácticas para la detección temprana y atención psicosocial, sobre todo en la adolescencia. Esta es una fase crucial del desarrollo humano que muestra una vulnerabilidad latente ante comportamientos de riesgo debido a transformaciones sociales y biológicas (Turecki & Meaney, 2016). Existen factores de tipo contextuales como el entorno familiar y la limitada disponibilidad de servicios de salud mental, por mencionar algunos, que están directamente relacionados con el incremento significativo del riesgo de ideación así como de la autolesión.

En Ecuador, los datos sobre el riesgo de suicidio en adolescentes son escasos y desorganizados, lo que hace más complicado el diseño de políticas públicas que sean efectivas. En el análisis de las tendencias demográficas más recientes, se observa un aumento constante en los índices de suicidio entre jóvenes, especialmente en áreas rurales y grupos poblacionales en situación de vulnerabilidad (Gerstner et al., 2018; Joaquín et al., 2021). Según los informes del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC, 2024), el suicidio es la principal causa de muerte en niños entre 10 y 14 años y la segunda en jóvenes entre 15 y 19 años en Ecuador. La falta de investigaciones en adolescentes que asisten a la escuela crea un vacío para poner en práctica intervenciones culturalmente relevantes y contextualizadas dentro del sistema educativo, el cual es esencial para la detección temprana (Cordoba et al., 2021). Frente a esta problemática, nuestra investigación asume una postura crítica: el verdadero desafío

metodológico en el entorno local no consiste únicamente en cuantificar el fenómeno del suicidio, sino en dotar al sistema de herramientas psicométricas validadas y adaptadas formalmente que faciliten un diagnóstico oportuno en las aulas.

Estudios internacionales contemporáneos (Enrique et al., 2024; Medina-Mora et al., 2024) posicionan a la sintomatología depresiva, el aislamiento y las fallas en el soporte familiar como variables críticas de riesgo. Para articular teóricamente estas interacciones, este manuscrito adopta el modelo ecológico de Bronfenbrenner (Gutiérrez & Hernández, 2024). Esta matriz conceptual permite superar las visiones reduccionistas, analizando cómo el entorno escolar y familiar coexisten en la manifestación de conductas autolesivas. Desde esta perspectiva, evaluar la confiabilidad del instrumental disponible se vuelve indispensable. Es ahí donde se fundamenta la pertinencia de adaptar métricamente la Escala de Riesgo Suicida (ERS) al contexto ecuatoriano (Pierantonelli et al., 2024).

Respecto al instrumental disponible en la región, la literatura reporta el uso del Beck Suicide Inventory (BSI), la Multi-Attitude Suicide Tendency Scale (MAST) y el ISO-30. Si bien estas herramientas han exhibido propiedades psicométricas satisfactorias en el Cono Sur (Barzilay et al., 2015; Valdés-García et al., 2019), su transferencia al entorno ecuatoriano sigue siendo incipiente o desactualizada. Ante este vacío instrumental, la Escala de Riesgo Suicida (ERS) se posiciona como una alternativa metodológica idónea. Este reactivo consta de 20 ítems con escalamiento tipo Likert y operacionaliza cuatro dimensiones críticas: depresión/desesperanza, ideación suicida/autolesiones, aislamiento social/soporte y carencia de apoyo familiar. La versión original, validada en Colombia, reportó una consistencia interna robusta con un alfa superior a 0.90, lo que perfila a la ERS como un recurso prometedor para evaluar la vulnerabilidad adolescente mediante un enfoque multidimensional (Muñeton & Alarcón-Vásquez, 2018). Las características estructurales y las métricas comparativas de estos instrumentos se sistematizan detalladamente a continuación en la **Tabla 1**.

**Tabla 1.** Comparación de instrumentos psicométricos para la evaluación del riesgo suicida en adolescentes en Latinoamérica.

| Instrumento                                  | Países de Validación | Ítems | Dimensiones clave  | Consistencia interna ( $\alpha$ ) | Validación factorial | Aplicabilidad                          |
|--|----------------------|-------|--|-----------------------------------|----------------------|--|
| Beck Suicide Inventory (BSI)                 | Argentina, Chile     | 21    | Ideación suicida, desesperanza, historial intentos         | 0.85 – 0.90                       | Confirmatoria        | Investigación y clínica                |
| Multi-Attitude Suicide Tendency Scale (MAST) | Argentina, Chile     | 30    | Actitudes suicidas, apoyo social, estrés                   | 0.80-0.88                         | Exploratoria         | Investigación y clínica                |
| ISO-30                                       | Argentina            | 30    | Ideación, desesperanza, aislamiento, factores familiares   | 0.82-0.89                         | Confirmatoria        | Investigación                          |
| Escala ERS                                   | Colombia             | 20    | Síntomas depresivos, ideación, aislamiento, apoyo familiar | >0.90                             | Confirmatoria        | Investigación y prevención (potencial) |

**Fuente:** Datos extraídos y compilados de estudios psicométricos latinoamericanos sobre instrumentos de detección del riesgo suicida.

La pertinencia de validar la ERS en el contexto ecuatoriano responde no solo a la marcada diversidad sociocultural del país, sino a la falta de baremos locales actualizados para este instrumental. Bajo esta premisa, la presente investigación se planteó como propósito central examinar el comportamiento psicométrico de dicha escala en una muestra de adolescentes escolarizados. En términos operativos, el estudio abordó inicialmente la verificación de su estructura interna mediante el Análisis Factorial Confirmatorio (CFA); seguidamente, se estimó la fiabilidad del constructo a través del coeficiente alfa de Cronbach en combinación con el análisis de consistencia compuesta. Asimismo, el examen de las evidencias de validez involucró relaciones convergentes y divergentes con variables externas correlacionadas, tales como la conducta agresiva y el consumo de sustancias. Un componente medular del análisis consistió en evaluar la invarianza factorial con base en el sexo y la edad, garantizando así la equivalencia de medida. Finalmente, se exploraron las diferencias sociodemográficas asociadas a los niveles de riesgo suicida. Se proyecta que el instrumental derivado constituya un aporte metodológico sólido, capaz de fundamentar programas preventivos y políticas públicas orientadas a mitigar esta problemática en el entorno juvenil.

## Métodos

### Diseño

Bajo un enfoque estrictamente cuantitativo, la presente investigación se estructuró mediante un diseño

instrumental y transversal (Mertens, 2020). Esta aproximación metodológica se orientó a examinar de manera exhaustiva las propiedades psicométricas de la Escala de Riesgo Suicida (ERS), focalizándose en verificar su estructura factorial interna, la consistencia de las puntuaciones, las evidencias de validez y la invarianza de la medida en función del sexo y el grupo etario.

### Participantes

El análisis incluyó una muestra de 363 adolescentes escolarizados, con edades comprendidas entre los 12 y los 19 años, residentes en la zona urbana de Ambato, Ecuador. La selección de los sujetos se realizó mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia, gestionado directamente en diversas unidades educativas de la localidad. Desde una perspectiva psicométrica, el tamaño de la muestra se consideró idóneo para salvaguardar la estabilidad de las estimaciones y asegurar la convergencia del estimador robusto implementado; la recolección no solo superó el umbral estándar de 300 casos, sino que mantuvo una proporción superior a 10 observaciones por cada parámetro libre integrado en el modelo factorial confirmatorio. A fin de profundizar en el comportamiento del constructo a lo largo del desarrollo, la muestra fue segmentada en dos subgrupos evolutivos específicos: adolescencia temprana (12 a 15 años,  $n = 116$ ) y adolescencia tardía (16 a 19 años,  $n = 247$ ), siguiendo los criterios de clasificación evolutiva descritos por Björkenstam et al., (2017).

## Instrumento

La evaluación del constructo se efectuó mediante la Escala de Riesgo Suicida (ERS), un reactivo compuesto por 20 ítems que operan bajo un formato de respuesta tipo Likert de 6 puntos, cuyos anclajes extremos corresponden a 1 (nunca) y 6 (siempre). La arquitectura teórica del instrumental operacionaliza el riesgo a través de cuatro dimensiones medulares: depresión-desesperanza, autolesiones-pensamientos suicidas, aislamiento social-soporte y carencia de apoyo familiar. En términos empíricos, las puntuaciones globales directas se sitúan en un rango que oscila entre los 20 y los 120 puntos, donde los valores más elevados denotan una mayor severidad en el riesgo evaluado. Cabe destacar que este instrumental ha reportado antecedentes de validez y confiabilidad altamente satisfactorios en poblaciones adolescentes con características afines dentro de la región (Muñetón & Alarcón-Vásquez, 2018).

## Procedimiento

La administración del instrumental se llevó a cabo de manera colectiva y presencial dentro de las aulas de clase, contando en todo momento con la supervisión de evaluadores debidamente entrenados. El proceso estuvo rigurosamente condicionado a la obtención previa del consentimiento informado escrito por parte de los representantes legales, así como del asentimiento voluntario formalizado por cada adolescente. Asimismo, el protocolo de investigación recibió el aval del comité de ética institucional, salvaguardando el anonimato y la confidencialidad estricta de la información recabada. Con fines protectivos, se contempló la activación inmediata de un protocolo de contingencia y contención psicológica en caso de identificarse puntuaciones indicativas de riesgo agudo en los participantes.

## Especificación y estimación de modelos

Con base en los fundamentos teóricos preexistentes y la evidencia empírica reportada en la literatura (Brown, 2015; Constantinou, 2019; Kern et al., 2014; Muñetón & Alarcón-Vásquez, 2018), el análisis de la arquitectura interna del ERS se abordó mediante el modelamiento de ecuaciones estructurales (SEM). Para determinar la estructura óptima, se contrastaron competitivamente cuatro soluciones factoriales: un modelo unifactorial de base, un modelo multidimensional de factores correlacionados, una estructura jerárquica de segundo orden y un modelo bifactorial. Mientras que la solución unidimensional asume la existencia de un único constructo global subyacente, las aproximaciones multidimensionales y bifactoriales operacionalizan una organización paramétrica compleja. Esta estrategia analítica se

orientó a identificar la idoneidad y ajuste de cada propuesta en la muestra evaluada, cuyas expresiones y ecuaciones formales se detallan estructuralmente a continuación:

### 1. Modelo unifactorial

En este modelo, cada ítem  $X_i$  refleja únicamente un factor global (F):

$$X_i = \lambda_i F + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde  $\lambda_i$  es la carga factorial del ítem  $i$  sobre el factor global, y  $\varepsilon_i$  representa el error específico.

### 2. Modelo correlacionado (multidimensional)

Aquí se consideran varios factores correlacionados  $F_j$ , con cada ítem asociado a solo uno de ellos:

$$X_i = \lambda_{ij} F_j + \varepsilon_i \quad (2)$$

Los factores pueden estar correlacionados:  $Cov(F_j, F_k) \neq 0$ , para  $j \neq k$ .

### 3. Modelo jerárquico de segundo orden

Este modelo implica factores primarios  $F_j$  agrupados bajo un factor global (G):

$$X_i = \lambda_{ij} F_j + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$F_j = \gamma_j G + \delta_j \quad (4)$$

Donde  $\gamma_j$  representa la carga de cada factor primario sobre el factor de segundo orden G.

### 4. Modelo bifactorial

Cada ítem carga sobre el factor general (G) y simultáneamente sobre un factor específico ( $S_j$ ):

$$X_i = \lambda_{gi} G + \lambda_{si} S_j + \varepsilon_i \quad (5)$$

Donde  $\lambda_{gi}$  es la carga sobre el factor general y  $\lambda_{si}$  sobre el factor específico correspondiente.

Atendiendo a la naturaleza categórica ordinal de los reactivos y ante la evidente transgresión del supuesto de normalidad multivariada en los datos, la estimación de los modelos se ejecutó mediante el método de Mínimos Cuadrados Ponderados Robustos (WLSMV), tomando como matriz de entrada las correlaciones policóricas. Este abordaje computacional, desarrollado operativamente a través del paquete lavaan en el entorno estadístico RStudio (versión 2025.09.01), se seleccionó estratégicamente para corregir el sesgo a la baja en los parámetros de carga y computar errores estándar robustos frente a la ausencia de normalidad (Aldás & Uriel, 2017; Brown, 2015). En consecuencia, optar por dicha solución algorítmica optimiza la precisión en el cálculo de las cargas factoriales y los errores estándar, convergiendo plenamente con las

directrices metodológicas contemporáneas para el tratamiento de instrumentos con escalas de respuesta discreta. La formalización matemática que gobierna la estructura general del modelo factorial confirmatorio se define a partir de la siguiente expresión:

$$X_i = \sum_{j=1}^q \lambda_{ij} F_j + \varepsilon_i \quad (6)$$

donde:

$X_i$  es el puntaje observado en el ítem  $i$ ,

$F_j$  es el valor latente del factor  $j$  (con  $j = 1, \dots, q$ ),

$\lambda_{ij}$  es la carga factorial del ítem  $i$  sobre el factor  $j$  (si el ítem no carga en ese factor, entonces  $\lambda_{ij} = 0$ ),

$\varepsilon_i$  es el término de error específico del ítem  $i$ .

La evaluación del ajuste global se fundamentó en criterios psicométricos estandarizados. Específicamente, se consideraron admisibles valores en el índice de ajuste comparativo (CFI) y en el índice de Tucker-Lewis (TLI) que fueran iguales o superiores a 0.95; en paralelo, se exigieron umbrales inferiores o iguales a 0.06 para el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y el residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR). Por otra parte, estimar la confiabilidad del factor general y de las subescalas atendiendo a la estructura bifactorial del instrumento requirió el cómputo simultáneo del coeficiente alfa de Cronbach y el omega de McDonald, fijando como límite de aceptación valores mayores o iguales que 0.80. Finalmente, el análisis de la invarianza factorial multigrupo según el sexo y la edad se ejecutó mediante un procedimiento jerárquico secuencial que abarcó los modelos configural, métrico y escalar. Para determinar la equivalencia de medida entre los grupos, se adoptaron como directrices metodológicas variaciones que no excedieran el 0.010 en el Delta CFI (CFI) y el 0.015 en el Delta RMSEA (RMSEA).

## Resultados

### Análisis preliminar de los ítems y supuestos

El examen inicial de las propiedades distributivas mediante la prueba de Mardia evidenció una transgresión severa del supuesto de normalidad multivariada, reportando índices críticos tanto de asimetría (155.85) como de curtosis (748.63;  $p < .001$ ). Este comportamiento anómalo en los datos justificó la pertinencia de implementar el estimador robusto WLSMV para las modelaciones subsecuentes (Brauer et al., 2023; Brown, 2015). Por otra parte, el análisis descriptivo de los reactivos (sistematizado en la **Tabla 2**) reflejó una dispersión adecuada en las respuestas; los valores obtenidos en las medias y sus respectivas

desviaciones estándar sugieren que el instrumento discrimina efectivamente diferentes niveles de intensidad del constructo evaluado.

En lo que respecta al funcionamiento métrico individual, los reactivos exhibieron una sólida capacidad discriminativa, con coeficientes de correlación ítem-resto corregidos que oscilaron entre 0.370 (Ítem 1) y 0.781 (Ítem 8). Estos valores confirman que cada indicador aporta de forma significativa y sin redundancias a la medición del riesgo suicida global. Asimismo, el análisis de la confiabilidad arrojó parámetros de consistencia interna altamente robustos, fijando un coeficiente alfa de Cronbach general de 0.94 y valores de omega de McDonald (W) que se situaron en un intervalo entre 0.932 y 0.944. Cabe destacar que estos niveles de fiabilidad se mantuvieron estables incluso ante la simulación de eliminación de reactivos. Este conjunto de evidencias preliminares fundamentó con rigor metodológico la retención e inclusión de los 20 ítems originales para el posterior análisis factorial confirmatorio (Muñetón & Alarcón-Vásquez, 2018).

### Análisis factorial exploratorio (AFE)

La viabilidad metodológica para la ejecución del AFE quedó respaldada empíricamente mediante la prueba de esfericidad de Bartlett, la cual arrojó parámetros de contrastación altamente significativos ( $\chi^2 (190) = 7265.98, p < .001$ ). En consonancia, tanto la inspección visual del gráfico de sedimentación (**Figura 1**) como la distribución de los autovalores convergieron en la retención de una solución compuesta por cuatro factores subyacentes. Con el propósito de optimizar la interpretación teórica de estos componentes bajo un criterio de intercorrelación, se aplicó una rotación oblicua Promax. Este procedimiento permitió derivar una matriz factorial caracterizada por la presencia de cargas factoriales elevadas y niveles de unicidad que se situaron sistemáticamente por debajo de 0.40. Este comportamiento paramétrico aporta evidencias robustas respecto a la capacidad explicativa preliminar y la consistencia teórica de las dimensiones extraídas.

### Análisis factorial confirmatorio

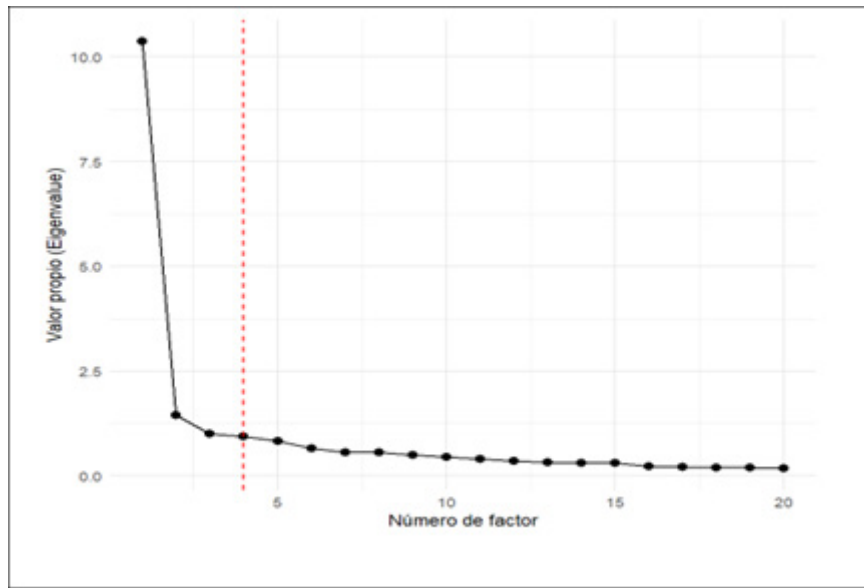
La fase de contrastación de las hipótesis estructurales involucró la evaluación competitiva de cinco soluciones factoriales alternativas (cuyos parámetros se sistematizan en la **Tabla 3**). Al examinar los índices globales de bondad de ajuste, las estimaciones aportaron evidencia empírica concluyente respecto a la superioridad métrica del modelo bifactorial ( $X^2 = 187.49, gl = 150, CFI = 0.999, TLI = 0.999, RMSEA = 0.026, SRMR = 0.042$ ) en comparación con las configuraciones clásicas tradicionales. La idoneidad de este ordenamiento paramétrico ratifica que los 20 reactivos logran operacionalizar simultáneamente

**Tabla 2.** Estadísticas descriptivas y parámetros de fiabilidad de los ítems de la escala (ERS).

|               |  |       |       |                           | Si se<br>descarta el<br>elemento | Si se<br>descarta el<br>elemento |
|---------------|--|-------|-------|---------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
|               | Ítems  | M     | DE    | Correlación<br>ítem-resto | Alfa de<br>Cronbach              | Omega de<br>McDonald             |
| Pregunta 1    | Considero que es preferible no hacer planes a futuro.  | 2.526 | 1.713 | 0.370                     | 0.942                            | 0.944                            |
| Afirmación 2  | Creo que el futuro es incierto y lleno de tristeza.  | 2.278 | 1.407 | 0.633                     | 0.936                            | 0.938                            |
| Enunciado 3   | Tengo la percepción de que no me espera nada bueno   | 1.862 | 1.249 | 0.732                     | 0.933                            | 0.937                            |
| Pregunta 4    | Siento que la vida carece de elementos gratificantes o promesas de felicidad.                  | 1.840 | 1.284 | 0.661                     | 0.935                            | 0.938                            |
| Afirmación 5  | Considero que mi existencia ha sido infructuosa y no preveo que esta situación vaya a mejorar. | 1.747 | 1.233 | 0.777                     | 0.933                            | 0.936                            |
| Enunciado 6   | Experimento una profunda incomodidad y desaprobación hacia mi propia persona y mis éxitos.     | 1.964 | 1.277 | 0.677                     | 0.934                            | 0.937                            |
| Pregunta 7    | He tenido pensamientos serios sobre quitarme la vida   | 1.601 | 1.155 | 0.771                     | 0.934                            | 0.936                            |
| Afirmación 8  | Considero que mi sufrimiento solo puede terminar con la muerte.                                | 1.504 | 1.096 | 0.781                     | 0.934                            | 0.936                            |
| Enunciado 9   | He pensado en cómo podría quitarme la vida.  | 1.612 | 1.183 | 0.763                     | 0.934                            | 0.936                            |
| Pregunta 10   | He tenido un intento de suicidio en el pasado.   | 1.650 | 1.282 | 0.737                     | 0.934                            | 0.936                            |
| Afirmación 11 | He llevado a cabo acciones para evitar seguir viviendo.  | 1.576 | 1.152 | 0.773                     | 0.934                            | 0.936                            |
| Enunciado 12  | He infligido lesiones a mi cuerpo de forma deliberada.   | 1.774 | 1.366 | 0.669                     | 0.935                            | 0.937                            |
| Pregunta 13   | Percibo que no tengo a nadie en mi vida.   | 2.041 | 1.318 | 0.710                     | 0.934                            | 0.937                            |
| Afirmación 14 | Me resulta difícil creer en otras personas.  | 3.006 | 1.679 | 0.461                     | 0.940                            | 0.942                            |
| Enunciado 15  | Quisiera tener amigos con los que pueda compartir mis problemas.                               | 3.350 | 1.940 | 0.477                     | 0.942                            | 0.943                            |
| Pregunta 16   | Tengo la impresión de que la gente me evita.   | 2.022 | 1.354 | 0.667                     | 0.935                            | 0.937                            |
| Afirmación 17 | Siento que mi familia no se preocupa por lo que me pasa.                                       | 1.769 | 1.292 | 0.744                     | 0.933                            | 0.936                            |
| Enunciado 18  | Cuando necesito ayuda, busco apoyo fuera de mi familia.  | 2.490 | 1.723 | 0.571                     | 0.938                            | 0.940                            |
| Pregunta 19   | Elijo alejarme de mi familia en lugar de pasar tiempo juntos.                                  | 1.981 | 1.472 | 0.675                     | 0.934                            | 0.937                            |
| Enunciado 20  | Me percibo como poco importante para mi familia.   | 1.791 | 1.342 | 0.764                     | 0.932                            | 0.936                            |
|               | Mardia   |       |       | Asimetría:<br>155.849***  |                                  | Curtosis:<br>748.629***          |

M= media; DE= Desviación estándar.

\*\*\* p &lt; .001.



**Figura 1.** Gráfico de sedimentación y criterio de retención factorial.

**Tabla 3.** Análisis factorial confirmatorio del ERS.

| Modelo                                  | $\chi^2$ | gl  | $\chi^2/gl$ | CFI  | TLI  | SRMR | RMSEA |
|---|----------|-----|-------------|------|------|------|-------|
| Tres factores correlacionados (oblicuo) | 356.17   | 167 | 2.13        | .996 | .996 | .055 | .056  |
| Jerárquico (2.º orden)                  | 356.17   | 167 | 2.13        | .996 | .996 | .055 | .056  |
| Bifactorial                             | 187.49   | 150 | 1.25        | .999 | .999 | .042 | .026  |
| Un factor                               | 570.88   | 170 | 3.36        | .993 | .992 | .070 | .081  |

$\chi^2$  = chi-cuadrado; gl = grados de libertad;  $\chi^2/gl$  = chi-cuadrado normado; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = índice de Tucker-Lewis; SRMR = residuo cuadrático medio estandarizado; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación.

tanto un factor general latente de riesgo suicida como un conjunto de dimensiones específicas subyacentes (vinculadas a depresión, pensamientos/autolesiones y aislamiento). Cabe destacar que las cargas factoriales resultantes exhibieron niveles de significación estadística robustos, situándose en un rango que oscila entre 0.17 y 0.88, tal como se ilustra estructuralmente en la **Figura 2**.

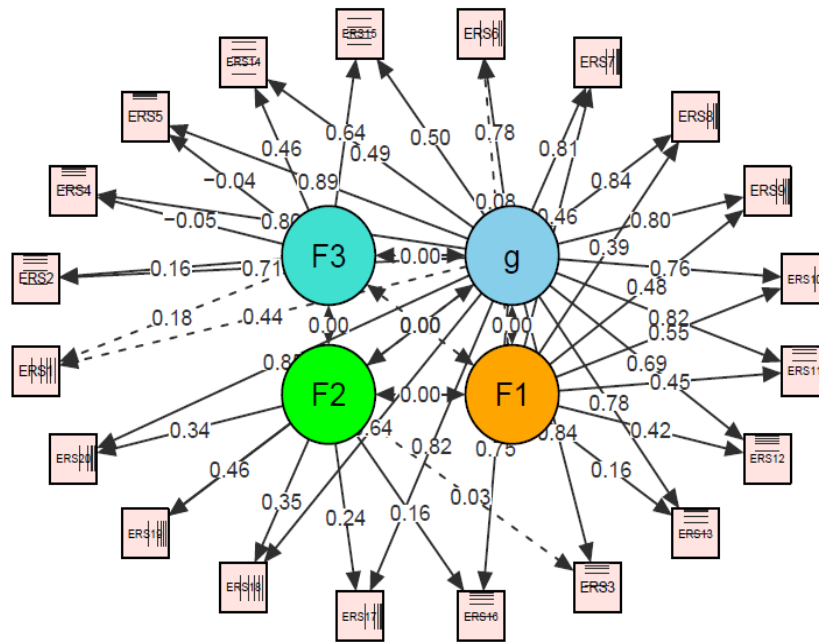
**Consistencia interna.**

Los análisis de fiabilidad sobre la escala global denotaron un comportamiento psicométrico óptimo en la muestra general ( $\alpha = 0.94$ , IC95%: [0.93–0.96]), consistencia que se mantuvo homogénea al segmentar el análisis según el sexo de los participantes ( $\alpha_{hombres} = 0.94$ ;  $\alpha_{mujeres} = 0.95$ ). En lo que respecta a las dimensiones específicas, los coeficientes reportaron niveles de consistencia elevados, situándose en un rango de  $\alpha$  entre 0.83 y 0.92. Paralelamente, los coeficientes de

consistencia compuesta (CR = [0.43, 0.55]) y los valores de varianza media extraída (AVE = [0.13 – 0.20]) exhibieron parámetros moderados; este comportamiento es metodológicamente esperable y responde directamente a la partición matemática de la varianza propia que caracteriza a las soluciones de naturaleza bifactoria (Muñetón & Alarcón-Vásquez, 2018).

**Validez convergente y divergente**

En cuanto a las evidencias de validez por asociación con variables externas, el examen de convergencia quedó ratificado mediante una correlación positiva de gran magnitud y significación estadística ( $r = 0.80$ ,  $p < .001$ ) con las puntuaciones de la Escala de Orientación Suicida (ESO-A). Por otro lado, la validez discriminante se consolidó a partir de asociaciones débiles con constructos conductuales externos no equivalentes, identificando coeficientes bajos con agresión física ( $r = 0.21$ ), así como una asociación



**Figura 2.** Modelo bifactorial de la Escala de Riesgo Suicida (ERS): representación estructural y cargas estandarizadas.

moderada-baja con el consumo de sustancias ( $r = 0.30$ ), Estos patrones asociativos delimitan empíricamente el constructo evaluado y lo diferencian de otras manifestaciones conductuales de riesgo (Muñetón & Alarcón-Vásquez, 2018).

**Invarianza de medición por sexo y Edad**

El modelamiento multigrupo aportó respaldo empírico concluyente en favor de la equivalencia de medida del instrumento, tanto entre varones y mujeres como entre los bloques etarios establecidos (12–15 años frente a 16–19 años). Al evaluar de manera secuencial y restrictiva la progresión desde el modelo configural hacia las soluciones métricas y escalares, las fluctuaciones registradas en los índices de bondad de ajuste global se posicionaron estrictamente dentro de los márgenes metodológicos recomendados por la literatura internacional, con variaciones que no excedieron el 0.010 en el Delta CFI (CFI) ni el 0.015 en el Delta RMSEA (RMSEA)

(Chen, 2007). Este escenario confirma que las propiedades métricas del ERS operan con invarianza formal y equivalencia conceptual intergrupo, habilitando la comparación directa y válida de medias latentes sin sesgos de medición.

**Análisis Comparativo Sociodemográfico**

La contrastación inferencial mediante la prueba no paramétrica de Wilcoxon-Mann-Whitney identificó asimetrías estadísticamente significativas en la expresión clínica del riesgo suicida (**Tabla 4**). Igualmente, al analizar los factores evolutivos, el grupo de adolescencia temprana (12 a 15 años) exhibió niveles de riesgo más agudos respecto al subgrupo de adolescencia tardía de 16 a 19 años ( $W = 13390.5, p = .003, d = 0.29$ ). En síntesis, el perfil de mayor vulnerabilidad y concentración psicopatológica del riesgo se focalizó de manera específica en las participantes pertenecientes al bloque de adolescencia temprana (Mediana = 42.0).

**Table 4.** Estadísticos descriptivos y comparaciones del ERS según sexo y Grupo Etario.

| Variable | Subgrupo     | n   | M    | DE   | Me   | W       | p    | d    |
|----------|--------------|-----|------|------|------|---------|------|------|
| Sexo     | Hombre       | 168 | 37.5 | 17.4 | 33.0 | 13390.5 | .003 | 0.29 |
|          | Mujer        | 195 | 42.9 | 20.3 | 38.0 |         |      |      |
| Edad     | 12 – 15 años | 116 | 42.7 | 19.5 | 38.0 | 18765.0 | .019 | 0.25 |
|          | 16 -19 años  | 247 | 39.3 | 18.9 | 33.0 |         |      |      |

n = tamaño muestral; M = media; DE = desviación estándar; Me = mediana; W = estadístico de Wilcoxon-Mann-Whitney; d = tamaño del efecto de Cohen. El rango teórico de la ERS es de 20 a 120 puntos.

## Discusión

Los hallazgos derivados de la presente investigación aportan un soporte empírico sustancial a la discusión sobre la arquitectura dimensional del riesgo suicida en poblaciones adolescentes, ratificando la idoneidad métrica de la ERS en el contexto sociocultural ecuatoriano. Desde una perspectiva analítica, el modelamiento mediante ecuaciones estructurales demostró con claridad la superioridad estadística de la solución bifactorial frente a las aproximaciones tradicionales unifactoriales o de factores correlacionados. Si bien la formulación teórica original del instrumento contemplaba dimensiones interconectadas en consonancia con la validación de Muñetón y Alarcón-Vásquez (2018), el comportamiento empírico de la muestra local revela que la varianza de los reactivos se explica de forma óptima a través de un factor general común (g) de riesgo suicida. Este núcleo latente coexiste con factores específicos que absorben la sintomatología sectorizada, logrando que los índices de bondad de ajuste globales (CFI = 0.999, TLI = 0.999, RMSEA = 0.026) superen holgadamente las directrices metodológicas más rigurosas de la literatura internacional (Brown, 2015; Chen, 2007).

Por otra parte, la disminución relativa que se registró en las estimaciones de la varianza media extraída y la consistencia compuesta (AVE y CR) no refleja una debilidad intrínseca de los constructos analizados; por el contrario, constituye un comportamiento matemático típico y metodológicamente esperable dentro de los modelos de ordenamiento bifactorial, derivado de la partición simultánea de la varianza entre las dimensiones específicas y el factor global. En lo concerniente a las evidencias de validez externa, la fuerte convergencia identificada con la Escala de Orientación Suicida ( $r = 0.80$ ) convalida el potencial diagnóstico del reactivo para la detección clínica oportuna (Melhem et al., 2019). De manera inversa, el hallazgo de asociaciones débiles con variables externas de índole conductual, tales como la agresión física ( $r = 0.12$ ) y la pertenencia a pandillas ( $r = 0.21$ ), aporta un sólido respaldo a la validez discriminante de la escala, demostrando que el instrumental operacionaliza específicamente el espectro de la conducta suicida y no desajustes conductuales de carácter genérico.

Finalmente, un aporte medular de este estudio radica en la verificación de la invarianza factorial a nivel configural, métrico y escalar en función del sexo y los bloques etarios. Esta propiedad garantiza que el constructo subyacente es interpretado con equivalencia conceptual por los diferentes subgrupos evaluados, neutralizando posibles sesgos de medición y habilitando la realización de comparaciones epidemiológicas legítimas dentro del entorno escolar (Chen, 2007).

En este sentido, los análisis comparativos pusieron de manifiesto que las mujeres y los adolescentes pertenecientes al bloque de adolescencia temprana (12 a 15 años) concentran las puntuaciones de riesgo clínicamente más elevadas. Esta marcada tendencia en las fases iniciales del desarrollo evolutivo guarda coherencia con los reportes epidemiológicos nacionales del territorio ecuatoriano (INEC, 2024), lo cual sitúa en el centro del debate la necesidad prioritaria de implementar procesos de cribado y tamizaje sistemáticos y tempranos dentro de las instituciones educativas.

## Conclusiones

**Validez estructural:** Los análisis de validez estructural conducidos mediante el análisis factorial confirmatorio permiten concluir de forma concluyente que la solución bifactorial constituye la arquitectura métrica más idónea, robusta y con mejor ajuste empírico para evaluar el riesgo suicida en la población adolescente escolarizada del contexto ecuatoriano. Este modelo supera de manera consistente los ordenamientos tradicionales unifactoriales y de factores correlacionados, ratificando su solidez conceptual mediante índices de ajuste globales óptimos (CFI = 0.999; TLI = 0.999; RMSEA = 0.026). Asimismo, los parámetros de fiabilidad robustecida corroboran una consistencia interna excelente, caracterizada por un coeficiente general de 0.94 y valores por encima de 0.83 en sus respectivas subescalas. Estos indicadores reflejan una elevada homogeneidad psicométrica y precisión de medida, cualidades que vuelven al instrumento aplicable y seguro para entornos de investigación y protocolos de prevención institucional.

**Fiabilidad robustecida:** El examen de los nexos con variables externas evidenció propiedades satisfactorias de especificidad y convergencia. La validez convergente quedó respaldada por una asociación lineal fuerte con constructos equivalentes de riesgo suicida ( $r = 0.80$ ), mientras que la validez discriminante se consolidó mediante una clara diferenciación frente a conductas de riesgo de naturaleza externa, tales como la agresión, el consumo de sustancias y la vinculación a pandillas. Esta selectividad empírica asegura que las puntuaciones de la ERS evalúan de forma precisa y delimitada el constructo objetivo.

**Invarianza y equidad:** Por otra parte, las pruebas de invarianza y equidad confirman la equivalencia de la medida a nivel configural, métrico y escalar en función del sexo y los bloques de edad de los participantes. Este comportamiento anula la presencia de sesgos psicométricos y valida técnicamente el uso del instrumental en estudios epidemiológicos y comparativos de corte escolar dentro del Ecuador.

Perfiles de vulnerabilidad: La identificación de los perfiles de vulnerabilidad sociodemográfica arrojó diferencias significativas con alta implicación práctica. Las adolescentes mujeres y los estudiantes que se sitúan en el rango etario de la adolescencia temprana (12 a 15 años) configuran el subgrupo con mayor concentración de riesgo y vulnerabilidad clínica. Este hallazgo aporta criterios empíricos clave para la toma de decisiones institucionales, proporcionando directrices claras para priorizar la asignación de recursos y guiar el diseño metodológico de políticas públicas orientadas a la salud mental en el sistema escolar.

## Agradecimientos

Agradecimiento a las instituciones educativas participantes de la ciudad de Ambato, Ecuador, por su colaboración en la aplicación del instrumento y la disposición de los estudiantes y docentes. Se reconoce especialmente la labor de los equipos de orientación estudiantil y el apoyo de los padres de familia, cuyo compromiso permitió llevar a cabo la investigación en condiciones éticamente adecuadas y con pertinencia social.

## Contribución de los autores

Carlos Espinosa concibió y diseñó el estudio, realizó el análisis estadístico, interpretó los resultados y redactó la versión inicial del manuscrito. Alejandro Galvis participó en la revisión crítica del contenido, aportó sugerencias sustantivas para el fortalecimiento teórico y metodológico del artículo, y colaboró en la edición final del texto.

## Fuente de financiamiento

El presente artículo es producto del trabajo de titulación desarrollado en el marco de la Maestría en Estadística Aplicada, como requisito parcial para la obtención del título de Magister en Estadística Aplicada. La investigación no recibió financiamiento externo y fue autofinanciada por el autor, contando con el apoyo académico e institucional del programa de posgrado durante las fases de análisis estadístico y redacción científica.

## Conflicto de intereses

Los autores declaran que no existe ningún conflicto de intereses financiero, personal o institucional que pueda haber influido en la conducción de la investigación, el análisis de los resultados o la redacción del presente artículo.

## Declaración sobre el uso de Inteligencia Artificial

Durante la preparación de este manuscrito se utilizó la herramienta Gemini (Google) como apoyo para la mejora de la redacción y corrección de estilo. Los autores revisaron, verificaron y validaron íntegramente

el contenido final, asumiendo plena responsabilidad sobre la información presentada.

## Referencias

- Aldás, J., & Uriel, E. (2017). *Análisis multivariante aplicado con R, 2ed* (no aplica, Ed.; no, Trans.; 2a edición, Vol. 1). Ediciones Paraninfo, S.A. <https://www.paraninfo.es/materias-libros>
- Arensman, E., Scott, V., De Leo, D., & Pirkis, J. (2020). Suicide and Suicide Prevention From a Global Perspective. *Crisis, 41*(Suppl 1), S3–S7. <https://doi.org/10.1027/0227-5910/A000664>
- Barzilay, S., Feldman, D., Snir, A., Apter, A., Carli, V., Hoven, C. W., Wasserman, C., Sarchiapone, M., & Wasserman, D. (2015). The interpersonal theory of suicide and adolescent suicidal behavior. *Journal of Affective Disorders, 183*, 68–74. <https://doi.org/10.1016/J.JAD.2015.04.047>
- Björkenstam, C., Kosidou, K., & Björkenstam, E. (2017). Childhood adversity and risk of suicide: cohort study of 548 721 adolescents and young adults in Sweden. *BMJ (Clinical Research Ed.), 357*, j1334. <https://doi.org/10.1136/bmj.j1334>
- Brauer, K., Ranger, J., & Ziegler, M. (2023). Confirmatory Factor Analyses in Psychological Test Adaptation and Development. [https://doi.org/10.1027/2698-1866/A000034.4\(1\),4-12](https://doi.org/10.1027/2698-1866/A000034.4(1),4-12)
- Brown, T. A. (2015). Confirmatory Factor Analysis for Applied Research Second Edition. *Basic Statistics and Epidemiology, 89–100*.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 14*(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Constantinou, M. P. (2019). *The Bifactor Model of Psychopathology: Methodological Issues and Clinical Applications*.
- Cordoba, P., Oliva, C., & Galarza, A. (2021). Riesgo suicida y discriminación en adolescentes y jóvenes marplatenses. *Psicodebate, 21*(2), 61–76. <https://doi.org/10.18682/PD.V21I2.4595>
- Enrique, L., Granda, Á., Superior, I., Jatun, T., Wasi, Y., Marcelo, M., & Guerra, M. (2024). El Suicidio Adolescente: Un Problema Latente en América Latina. Revisión Bibliográfica. *Ciencia Latina Revista Científica Multidisciplinar, 8*(1), 12013–12030. [https://doi.org/10.37811/CL\\_RCM.V8I1.12047](https://doi.org/10.37811/CL_RCM.V8I1.12047)
- Gerstner, R. M. F., Soriano, I., Sanhueza, A., Caffé, S., & Kestel, D. (2018). Epidemiology of suicide among adolescents and young adults in Ecuador. *Revista Panamericana de Salud Publica/Pan American Journal of Public Health, 42*. <https://doi.org/10.26633/RPSP.2018.100>
- Gutiérrez, C. O. A., & Hernández, A. L. (2024). Juventud y suicidio en la región fronteriza norte de México: un estudio de caso desde la Teoría Ecológica de Bronfenbrenner. *EHQUIDAD. Revista Internacional de Políticas de Bienestar y Trabajo Social, 21*(21), 219–246. <https://doi.org/10.15257/EHQUIDAD.2024.0009>
- INEC. (2024). *Registro Estadístico de Defunciones Generales de 2024 Estadísticas Vitales*. [chrome-extension://efaidnbmnnnibpcajpcglclefindmkaj/https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/Poblacion\\_y\\_Demografia/Defunciones\\_Generales/2024/Principales\\_resultados\\_EDG\\_2024.pdf](https://www.ecuadorencifras.gob.ec/documentos/web-inec/Poblacion_y_Demografia/Defunciones_Generales/2024/Principales_resultados_EDG_2024.pdf)
- Joaquín, A., Chávez, G., Alejandra, N., & Heredia, R. (2021). Estadística epidemiológica del suicidio adolescente durante confinamiento por pandemia de Covid-19 en Ecuador. *Metro Ciencia, 29*(4), 48–54. <https://doi.org/10.47464/METROCIENCIA/VOL29/4/2021/48-54>

- Kern, M. L., Waters, L., Adler, A., & White, M. (2014). Assessing Employee Wellbeing in Schools Using a Multifaceted Approach: Associations with Physical Health, Life Satisfaction, and Professional Thriving. *Psychology, 05*(06), 500–513. <https://doi.org/10.4236/psych.2014.56060>
- Medina-Mora, M. E., Orozco, R., Rafful, C., Cordero, M., Bishai, J., Ferrari, A., Santomauro, D., Benjet, C., Borges, G., & Mantilla-Herrera, A. M. (2024). Los trastornos mentales en México 1990-2021. Resultados del estudio *Global Burden of Disease 2021*. *Gaceta Médica de México, 159*(6), 527–538. <https://doi.org/10.24875/GMM.23000376>
- Melhem, N. M., Porta, G., Oquendo, M. A., Zelazny, J., Keilp, J. G., Iyengar, S., Burke, A., Birmaher, B., Stanley, B., Mann, J. J., & Brent, D. A. (2019). Severity and Variability of Depression Symptoms Predicting Suicide Attempt in High-Risk Individuals. *JAMA Psychiatry, 76*(6), 603–613. <https://doi.org/10.1001/JAMAPSYCHIATRY.2018.4513>
- Mertens, D. M. . (2020). *Research and evaluation in education and psychology: integrating diversity with quantitative, qualitative, and mixed methods*. 544.
- Muñetón, M. J. B., & Alarcón-Vásquez, Y. (2018). Diseño y validación de una escala para evaluar el Riesgo Suicida (ERS) en adolescentes colombianos. *Universitas Psychologica, 17*(4), 1–15. <https://doi.org/10.11144/JAVERIANA.UPSY17-4.DVEE>
- Pierantonelli, M., Mira, A., Martínez-Gregorio, S., Zamora, Á., Diego-Pedro, R., Escrivá-Martínez, T., Bretón-López, J., García-Palacios, A., & Baños, R. M. (2024). "Validation of three scales for enhanced suicide prevention in Spanish-speaking populations: Suicidal ideation, stigma, and literacy." *Journal of Psychiatric Research, 180*, 190–197. <https://doi.org/10.1016/J.JPSYCHIRES.2024.10.013>
- Turecki, G., & Meaney, M. J. (2016). Effects of the Social Environment and Stress on Glucocorticoid Receptor Gene Methylation: A Systematic Review. *Biological Psychiatry, 79*(2), 87–96. <https://doi.org/10.1016/J.BIOPSYCH.2014.11.022>
- Valdés-García, K. P., González-Tovar, J., Valdés-García, K. P., & González-Tovar, J. (2019). Análisis Confirmatorio de la Escala de Orientación Suicida ISO-30 en una muestra de adolescentes de Coahuila, México. *Revista de Psicología y Ciencias Del Comportamiento de La Unidad Académica de Ciencias Jurídicas y Sociales, 10*(2), 11–29. <https://doi.org/10.29059/RPCC.20191126-89>