

Escala de Capacidad Adquirida para el Suicidio: Propiedades Psicométricas de la Adaptación al Español

Acquired Capability for Suicide Scale: Psychometric Properties of Adaptation to Spanish

Fabiola González-Betanzos¹, Víctor Hugo Trejo-Cruz², Alicia Edith Hermosillo de la Torre³,
María Elena Rivera Heredia⁴ y Ferrán Padrós-Blázquez⁵

Resumen

Se analiza el ajuste al modelo unifactorial de las cuatro versiones de la Escala de Capacidad adquirida para el suicidio (Acquired Capability for Suicide Scale, ACSS, ACSS-5, ACSS-8, ACSS-FAD) en su adaptación al español. Método: Participaron estudiantes de secundaria (n=368), bachillerato (n=237) y universidad (n=240). Resultados: El modelo ACSS-FAD mostró los mejores índices de ajuste y presenta invarianza factorial parcial por sexo. Además, de una fiabilidad adecuada ($\alpha=.77$, $\omega=.81$); se encontraron diferencias entre personas sin intento suicida (M=18.05; DE=6.52; $t(358)=1.87$; $gl=358$; $p<.05$; $d=.67$) y con intento de suicidio (M=21.13; DE=2.06). Conclusión: El modelo de la ACSS-FAD presenta adecuadas propiedades psicométricas para evaluar la capacidad adquirida de suicidio en la dimensión que evalúa ausencia de miedo a la muerte en muestras mexicanas de adolescentes y jóvenes.

Palabras clave: suicidio, confiabilidad, invarianza factorial, validez

Abstract

The adjustment to the unifactorial model of the four versions of the Acquired Capability for Suicide Scale (ACSS, ACSS-5, ACSS-8, ACSS-FAD) in its adaptation to Spanish was analyzed. Method: junior high school (n=368), high school (n=237) and university (n=240) students participated. Results: The ACSS-FAD model showed the best fit indices and partial factorial invariance by sex. In addition, adequate reliability ($\alpha=.77$, $\omega=.81$); Differences were found between people without a suicide attempt (M=18.05; SD=6.52; $t(358)=1.87$; $df=358$; $p<.05$; $d=.67$) and with a suicide attempt (M=21.13; SD=2.06). Conclusion: The ACSS-FAD-ES model presents adequate psychometric properties to assess the acquired capacity for suicide in the dimension that assesses the absence of fear of death in Mexican samples of adolescents and young people.

Keywords: suicide, reliability, factorial invariance, validity

¹Doctora en Psicología. Facultad de Psicología. Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, Francisco Villa 450, Col. Dr Miguel Silva. Morelia, Mich. México CP: 58280. Tel:+52 443 312 99 12. Fax:+ 52 443 312 99 13.

²Maestro en Psicología. Facultad de Psicología. Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, Francisco Villa 450, Col. Dr Miguel Silva. Morelia, Mich. México CP: 58280. Tel:+52 443 312 99 12. Fax:+ 52 443 312 99 13.

³Doctora en Psicología. Avenida Universidad 940, Ciudad Universitaria, Universidad Autónoma de Aguascalientes, 20100 Aguascalientes, Ags., Mexico. Tel:+52 449 910 7410

⁴Doctora en Psicología. Facultad de Psicología. Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, Francisco Villa 450,, Col. Dr Miguel Silva. Morelia, Mich. México CP: 58280. Tel:+52 443 312 99 12. Fax:+ 52 443 312 99 13.

⁵Doctor en Psicología. Facultad de Psicología. Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, Francisco Villa 450 Col. Dr Miguel Silva. Morelia, Mich. México CP: 58280. Tel:+52 443 312 99 12. Fax:+ 52 443 312 99 13. Correo: fpadros@uoc.edu (Autor de correspondencia)

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · N°70 · Vol. 4 · 111-125 · 2023

ISSN: 1135-3848 print /2183-6051online

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

Introducción

Según la Organización Mundial de la Salud durante el año 2019 se suicidaron 703,000 personas en el mundo, de los cuales la mayoría (77%) ocurrieron en países de ingresos medios y bajos (WHO, 2021). Específicamente en México se reportaron 6,772 suicidios en 2019 (WHO, 2021).

El suicidio es la segunda causa de muerte en jóvenes de 15 a 29 años (Tabares et al., 2020; Román & Abud, 2017), lo que destaca la importancia de abordar y prevenir esta problemática en esta etapa del desarrollo, considerada de alta vulnerabilidad frente a la conducta suicida (Nii-Boye et al., 2021; Valdés-Santiago & Arenas-Monreal, 2019; Vallejo-Casarín et al., 2016; Villar-Cabeza et al., 2018). Para ello, es fundamental implementar estrategias de prevención y detección temprana del riesgo suicida y los instrumentos de medición son una herramienta que permite evaluar y monitorear el riesgo suicida en individuos vulnerables, especialmente en relación con las variables próximas al comportamiento suicida (Kramer, 2020, Nock et al., 2008; Valdés-García et al., 2020).

La Teoría Psicológica Interpersonal del Suicidio (TPIS) propuesta por Joiner (2005) brinda una explicación relevante sobre por qué algunas personas que experimentan pensamientos o ideación suicida terminan llevando a cabo intentos de suicidio e, incluso, fallecen debido a esta causa. Según Joiner (2005), el hecho de tener ideas y deseos suicidas no es suficiente para llevar a cabo un acto suicida letal. Aunque la ideación suicida puede ser relativamente común en la población general (aproximadamente el 15% a lo largo de la vida), solo un porcentaje reducido de individuos durante la etapa escolar llega a realizar un intento de suicidio (entre el 1.9% y el 1.1%) y un porcentaje aún menor fallece por esta causa (.01%; Mortier, et al., 2017). La TPIS destaca que quienes mueren por suicidio poseen tanto la intención como la capacidad necesaria para llevar a cabo dicho comportamiento, lo cual implica una combinación de motivación y capacidad adquirida.

La TPIS propone tres constructos fundamentales para explicar el comportamiento suicida: la falta de sentido de pertenencia, la percepción de ser una carga para los demás y la capacidad adquirida para el suicidio (Joiner, 2005).

La falta de sentido de pertenencia se refiere a los sentimientos de no formar parte de una red social de apoyo, lo que resulta en una sensación de soledad y falta de cuidado recíproco. Esta falta de pertenencia surge cuando la necesidad fundamental de conexión, descrita por Leary (1995) como la "Necesidad de pertenecer", no se satisface (Cacioppo, 2008).

Por otro lado, la percepción de ser una carga para los demás se relaciona con la creencia de que el mundo estaría mejor sin la persona, y se manifiesta a través de pensamientos como "los demás estarían mejor si me fuera". Circunstancias como los conflictos familiares, el desempleo y el deterioro funcional aumentan la percepción de ser una carga para los demás (Brown et al., 2000; Conwell et al., 2000, 2010; Duberstein, 2004; Heikkinen, et al., 1994). La TPIS señala que altos niveles de falta de sentido de pertenencia y de carga percibida contribuyen a la ideación suicida pasiva.

Finalmente, la Capacidad Adquirida para el Suicidio (CAS) desempeña un papel fundamental en la transición de la ideación suicida pasiva al acto suicida. La CAS se desarrolla por factores genéticos y por experiencias dolorosas acumuladas a lo largo del tiempo (Ribeiro y Joiner, 2009; Rimkeviciene et al., 2017). Tras la propuesta de Joiner, el constructo fue posteriormente revisado por Van Orden et al. (2010). En esta revisión, proporcionaron una comprensión más detallada y precisa de los elementos que conforman la capacidad, identificando dos dimensiones específicas: la ausencia de miedo a la muerte y la alta tolerancia al dolor (Van Orden, et al., 2010). La ausencia de miedo a la muerte implica una notable disminución del temor a morir, mientras que la alta tolerancia al dolor se refiere a la capacidad de soportar niveles extremos de sufrimiento. Estas características distinguen a las personas que llevan a cabo intentos de suicidio de aquellas que solo experimentan ideación y deseo suicida (Linehan, et al., 1983; Van Orden et al., 2008).

Existe notable evidencia que apoya a la TIPS, específicamente, respecto al papel del miedo a la muerte y la elevada tolerancia al dolor en el comportamiento suicida. Por ejemplo, se ha reportado que las personas que han mostrado intentos de suicidio en el pasado muestran menor miedo a la muerte o han disminuido su temor a la

muerte (Gutiérrez, et al, 2019; Minear & Brush, 1980; Orbach, et al., 1984). Por otro lado, las personas que intentan suicidarse también muestran una mayor tolerancia al dolor en comparación con los controles no suicidas, las víctimas de lesiones accidentales y los pacientes hospitalizados no suicidas (Orbach, et al., 1996; Orbach, et al., 1997).

En línea con la TPIS, el equipo de Joiner desarrolló la Escala de Capacidad Adquirida para el Suicidio (ACSS por sus siglas en inglés Acquired Capability for Suicide Scale; Bender et al., 2007 citado en Van Orden, et al., 2008). Esta escala tiene como objetivo medir el grado en que un individuo ha adquirido la capacidad y disposición necesaria para llevar a cabo un acto suicida. La ACSS se considera una herramienta clave para evaluar un aspecto más estable del riesgo de suicidio, la capacidad adquirida. Su relevancia radica en comprender la transición de la ideación suicida al acto suicida (Joiner et al., 2005). Los análisis preliminares de la ACSS mostraron resultados consistentes con la teoría (Ribeiro et al., 2014). La escala mostró una correlación negativa moderada (Bender et al., 2011) con la subescala de Miedo al Suicidio del Inventario de Razones para Vivir de Linehan et al., (1983). Asimismo, se observó una elevada correlación entre la ACSS y un ítem de la Escala de Beck para la ideación suicida - "Beck Scale for Suicide Ideation" [BSS] - (Beck & Steer, 1991; Beck et al., 1988) que pregunta sobre el coraje que tiene la persona para suicidarse y con la exposición a eventos que provocan dolor (Bender et al., 2011; Bryan et al., 2013). Además, la ACSS no mostró correlación significativa con el deseo suicida o la depresión, lo que proporcionó evidencia de validez discriminante, ya que la capacidad debería ser distinta del deseo suicida (Van Orden et al., 2010).

La ACSS original consta de veinte ítems: siete para evaluar la falta de miedo ante la muerte, uno para evaluar la tolerancia al dolor, y los restantes para evaluar la exposición a eventos dolorosos y de riesgo. La falta de equilibrio en el número de ítems por dimensión ha dificultado los análisis de la estructura interna, y en la actualidad no existe consenso respecto al número de factores de la versión original (Rimkeviciene et al., 2017; Smith et al., 2013b).

Diversos análisis exploratorios han sugerido la presencia de cuatro factores (Smith et al., 2013b) o

hasta cinco factores (estudio 1: Rimkeviciene et al., 2017). No obstante, estos resultados no han podido ser corroborados mediante análisis factorial confirmatorio (estudio 2: Rimkeviciene et al., 2017). Además, se ha documentado el uso de diferentes versiones reducidas de la escala, construidas sin una justificación explícita (Kramer et al., 2020; Ribeiro, et al., 2014; Rimkeviciene et al., 2017; Rogers et al., 2021). En una revisión sistemática realizada por Kramer et al. (2020) sobre el uso de la ACSS en treinta y un estudios con muestras de militares y veteranos de Estados Unidos, se identificó un uso inconsistente de versiones reducidas que varían en la cantidad de ítems (1, 4, 5, 7 y 8 ítems) y modificaciones en la escala de respuesta con 4, 5 o 7 opciones. Estas versiones carecen de evidencias de validez y fiabilidad adecuadas, lo que puede llevar a errores de medición y afectar la calidad de la investigación en el campo del comportamiento suicida (Gutierrez et al., 2016).

Una razón adicional que subraya la necesidad de reevaluar y posiblemente revisar la ACSS es el surgimiento de varios avances significativos en la conceptualización de la capacidad adquirida desde su introducción en el planteamiento de la TIPS (Joiner, 2005). Por ejemplo, en la revisión realizada por Van Orden et al. (2010), proponen que la disminución del temor a la muerte se relaciona con la transición del pensamiento a la acción suicida y que el aumento de la tolerancia al dolor físico está vinculado a la determinación de la letalidad del intento. Debido a esto, se sugiere una modificación a la ACSS, seleccionando ítems acordes a esta perspectiva.

En la investigación reciente, se ha propuesto que la ACSS se enfoque en evaluar el primer elemento de la escala, es decir, la falta de miedo ante la muerte, el cual se considera como el único componente determinante del constructo (Ribeiro et al., 2014). En consecuencia, se excluyen los otros dos elementos de la escala, la tolerancia al dolor y la exposición a eventos dolorosos y de riesgo, ya que se consideran factores que favorecen el desarrollo de la capacidad adquirida, pero no como componentes definitorios de la misma (Ribeiro & Joiner, 2009).

Por este motivo nos centramos en los estudios de la ACSS y en las versiones reducidas unifactoriales que consideran la revisión del

constructo y que han sido evaluadas psicométricamente. Las versiones reducidas son la ACSS-5 de cinco reactivos, una de las más utilizadas en la investigación (Bender et al., 2007 citado en Van Orden et al., 2008), la ACSS-8 que utiliza ocho ítems (Smith, et al., 2013a) y la ACSS-FAD (Acquired Capability for Suicide Scale - Fearlessness of Death) de siete ítems (Ribeiro et al., 2014). Es importante señalar que las versiones ACSS-5 y ACSS-8 incluyen ítems que no están relacionados con la muerte, como por ejemplo “Las cosas que asustan a la mayoría de la gente no me asustan”, “La vista de mi propia sangre no me molesta” o “La gente me describe como intrépido”. Sin embargo, la versión ACSS-FAD se centra única y exclusivamente en el miedo a la muerte y presenta ítems como “No me preocupa el hecho de que vaya a morir” o “No me pone nervioso/a cuando la gente habla de la muerte”.

En el estudio de Rimkeviciene et al. (2017) ninguno de los modelos (unifactoriales) de las escalas (ACSS-5, ACSS-8, ACSS-FAD y la original de 20 ítems) mostró índices de ajuste adecuados. Aunque las versiones ACSS-5, ACSS-8, ACSS-FAD mostraron indicadores más cercanos al ajuste, en dicho estudio no se señala el tipo de estimador utilizado. Por su parte, en el estudio que evalúa las propiedades psicométricas de la ACSS-FAD realizado por Ribeiro et al. (2014), se encontraron índices de ajuste adecuados en cada una de las cuatro muestras utilizando un estimador MLR (Mínimos cuadrados ordinarios). Recientemente, en el estudio de Rogers et al., (2021) en una muestra de militares en el que se utilizó un estimador DWLS (Mínimos Cuadrados Ponderados Diagonalmente) se reportó un ajuste pobre de la ACSS original y adecuado para la ACSS-FAD en la que también obtuvieron invarianza parcial por género, e invarianza métrica pero no escalar, por el historial de despliegue militar, y no se obtuvo invarianza por los intentos de suicidio.

En relación con la fiabilidad, la ACSS con los 20 ítems ha obtenido valores de consistencia interna aceptables con un $\alpha=.88$ en el estudio de Smith et al., 2010 y de $\alpha=.80$ en el estudio de Burke et al. (2018), aunque estos indicadores podrían verse comprometidos por la dimensionalidad de la escala. Asimismo, las versiones reducidas también mostraron valores entre bajos y aceptables, la

ACSS-5 ($\alpha=.67$; Van Orden et al., 2008) y mejores en la ACSS-FAD (de $\alpha=.77$ a $.80$; Ribeiro et al., 2014). No se informa sobre otros indicadores de fiabilidad diferentes al coeficiente Alfa (Rogers, et al., 2021).

Aunque se reconoce que el análisis del ajuste a un modelo unifactorial de la ACSS y de sus diferentes versiones ha arrojado resultados inconsistentes, se ha comprobado que su uso y las puntuaciones obtenidas respaldan la hipótesis de la TPIS y demuestran la capacidad de la ACSS para medir aspectos específicos relacionados con el comportamiento suicida, como las altas puntuaciones que obtienen las personas con alto riesgo de suicidio evaluado en contextos clínicos o con tendencia suicida autoinformada (Anestis y Joiner, 2011; Bender et al., 2011; Van Orden et al., 2010). Sin embargo, es importante tener en cuenta que la interpretación de las puntuaciones de la ACSS puede variar dependiendo de factores como las adaptaciones culturales, la población estudiada, la versión de la escala y el momento en que se aplica. Por lo tanto, al interpretar los resultados de la ACSS, es crucial considerar estos factores y sus posibles implicaciones.

Con base en lo anterior, el objetivo principal de este trabajo fue analizar el ajuste a un modelo unifactorial de diferentes versiones de la ACSS, incluyendo la versión original de 20 ítems, la ACSS-5, la ACSS-8 y la ACSS-FAD, en una muestra de jóvenes mexicanos. Además, se planteó como objetivo específico estudiar la invarianza o equivalencia de la escala con mejor ajuste para determinar si la interpretación de las puntuaciones puede generalizarse independientemente del sexo, con el fin de evitar sesgos en las comparaciones. En última instancia, se analiza si la versión con mejor ajuste es capaz de diferenciar entre personas con o sin intento de suicidio, para respaldar aún más la utilidad clínica e investigativa de la ACSS.

Método

Participantes

La selección de participantes fue intencional, sumando un total de 856 individuos. De estos, 240 eran estudiantes de licenciatura, con un 56.7% de hombres, y una edad promedio de 21.13 años ($DE=2.08$; rango de edad: 18 a 30 años). Otros 237 eran estudiantes de bachillerato, con un 40.5% de

hombres, y una edad promedio de 16.41 años (DE=1.18; rango de edad: 15 a 21 años). Finalmente, 369 participantes eran estudiantes de secundaria, con un 50.7% de hombres, y una edad promedio de 13.57 años (DE=2.08; rango de edad: 12 a 15 años).

Instrumentos

Escala de Capacidad adquirida para el Suicidio (ACSS de Van Orden, Witte, Gordon, Bender, & Joiner, 2008). Es una escala de 20 ítems con un formato de respuesta tipo Likert de cinco puntos, a saber: 1 (para nada como yo), 2 (nada como yo), 3 (algo como yo), 4 (mucho como yo) y 5 (extremadamente como yo). Las versiones reducidas son: la ACSS-5 (ítems: 1,4,5,8 y 19; Bender et al., 2007 citado en Van Orden et al., 2008), la ACSS-8 (ítems: 1, 4, 5, 6, 7, 10, 12, 13; Smith, et al., 2013a) y la ACSS-FAD (ítems: 7,8,10,11,13,14 y 19; Ribeiro et al., 2014).

Cédula de Indicadores Para suicidas (González-Forteza, et al., 2005). Diseñada para conocer los indicadores de riesgo suicida, a saber, autolesión e intentos suicidas. En particular, dos preguntas de esta cédula se utilizaron como prueba de referencia para medir el Intento suicida. 1. ¿Alguna vez te has herido, cortado, intoxicado o hecho daño a propósito, con el fin de quitarte la vida?, 2. ¿Cuántas veces te has herido, cortado, intoxicado o hecho daño a propósito para tratar de quitarte la vida?

Procedimiento

El proceso para la adaptación transcultural de los ítems de la ACSS se basó en el método de traducción inversa (Eremenco, et.al., 2005; Van de Vijver & Tanzer, 1997). Inicialmente una investigadora especialista en la TPIS realizó la traducción de la escala al español, a continuación la versión en español se retrotradujo al inglés por una traductora independiente. Posteriormente, durante una sesión de evaluación del proyecto, cinco expertos en comportamiento suicida, uno experto en la TPIS y dos de ellas bilingües (español-inglés), revisaron en conjunto cada uno de los ítems en el original, su traducción y su retrotraducción. Las discrepancias se resolvieron considerando el contenido semántico de la ACSS original y el contexto cultural del idioma español en México (Trejo-Cruz, 2014). Para la aplicación,

se solicitó el permiso de las autoridades escolares de los diferentes niveles educativos, se acudió a los espacios de clases y se invitó a participar en el estudio; a quienes aceptaron, se les entregó el consentimiento informado y el instrumento. La aplicación fue grupal y autoadministrada. En el caso de los participantes menores de 18 años se envió previamente una carta a los padres y/o tutores en la que se solicitaba su autorización para la participación de sus hijos e hijas en el estudio, a los estudiantes que llevaron la carta y aceptaron participar se les entregaron los formatos de aplicación. El tiempo promedio que se utilizó para contestar el instrumento fue de diez minutos. La escala original de veinte ítems (ACSS) fue respondido por los estudiantes de licenciatura y con estos datos se analizó el ajuste de las diferentes versiones de la escala. Una vez hechos los análisis se aplicó la versión reducida a los estudiantes de secundaria y bachillerato (ACSS-FAD).

La investigación se apegó al Código Ético del Psicólogo (Sociedad Mexicana de Psicología, 2014) y al Reglamento de la Ley General de Salud en Materia de Investigación para la Salud en México de 2014. Los participantes aceptaron la inclusión al estudio de forma voluntaria y lo expresaron con el consentimiento oral informado, y se garantizó su confidencialidad. El proyecto fue evaluado por un comité interno del posgrado para verificar el cumplimiento de criterios éticos.

Análisis de los ítems

Este estudio ha sido elaborado en base a los datos que están disponibles de forma pública [ACSS1, ACSS-FAD2]. Los datos de las diferentes muestras se examinaron para identificar posibles valores atípicos y se evaluó la distribución de las variables de manera univariada, en este caso los valores de la distribución se consideraron apropiados si la asimetría <|3| y la curtosis <|7| (Byrne, 2001). Aunque todos los ítems mostraron valores de asimetría y curtosis apropiados, la prueba de Shapiro-Wilks fue significativa para todos los ítems ($p < .05$), lo que habla de una falta de normalidad univariada. También se evaluó la normalidad multivariada con el índice de Mardia (asimetría: $\chi^2=73.6$; $gl=1540$; $p > .001$; curtosis: $\chi^2=503.01$; $gl=16.45$; $p > .001$), que sugiere que los datos no siguen una distribución normal multivariada, con simetría y curtosis significativa.

Evaluación del Ajuste a las diferentes versiones de la ACSS

Se utilizó el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) para evaluar el ajuste de la ACSS, así como de los subconjuntos de ítems a un modelo unifactorial (ACSS-5, ACSS-8, ACSS-FAD). Se empleó el método de estimación de Mínimos Cuadrados Ponderados Diagonalmente (DWLS) por ser apropiada para datos que no cumplen la normalidad multivariada (Míndrilá, 2010) junto con la matriz de correlación policórica y Pairwise como estrategia para el tratamiento de datos incompletos (Marsh, 1998). Para la evaluación del ajuste de los modelos se analizan los siguientes indicadores: Chi-cuadrado (χ^2) y su nivel de significancia ($p < .05$), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), raíz cuadrada media residual estandarizada (SRMR), índice de bondad de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker-Lewis (TLI). Se considera un ajuste adecuado si el estadístico χ^2 es no significativo ($p > .05$), si CFI y $TLI \geq .90$ y $RMSEA \leq .08$ y $SRMR \leq .10$. Mientras que un buen ajuste del modelo ocurre cuando el estadístico χ^2 es no significativo ($p > .05$), si CFI y $TLI \geq .95$ y $RMSEA \leq .05$ y $SRMR \leq .08$ (Hu & Bentler, 1999; Onde & Alvarado, 2022).

La confiabilidad de la escala traducida al español fue evaluada con el coeficiente de Omega McDonald y con el coeficiente Alfa (Viladrich, et al., 2017).

Análisis de Invarianza

En este estudio, se realizó un análisis de invarianza para obtener pruebas que permitieran identificar si el modelo factorial y la interpretación de las puntuaciones podrían aplicarse de manera generalizada según el sexo. Para ello, se llevó a cabo un análisis de invarianza configural, métrica y escalar del mejor modelo, utilizando el método de comparación de modelos del Análisis Factorial Multigrupo (Vandenberg & Lance, 2000; Cheung & Rensvold, 2002). Para determinar la invarianza o equivalencia, se emplearon, los criterios propuestos por Svetina et al. (2020) para datos categóricos, a saber, cambios menores o iguales a .05 en el índice RMSEA, junto con un cambio significativo en el chi-cuadrado ($\Delta\chi^2$) y cambios mayores o iguales a -.004 en el índice CFI, eran indicativos de invarianza métrica. En cuanto a la

invarianza escalar, se consideró que los cambios menores o iguales a .01 en el índice RMSEA, junto con un cambio significativo en el chi-cuadrado ($\Delta\chi^2$) y cambios mayores o iguales a -.004 en el índice CFI, también eran indicativos de invarianza escalar. Para hacer comparables nuestros resultados con el estudio de invarianza de Rogers, et al. (2021) se usó como criterio un cambio en CFI menor o igual a .002 ($\Delta CFI \leq .002$) para determinar si se debe mantener la hipótesis de la invarianza de la medición (Cheung & Rensvold, 2002). Para la invarianza parcial se inició con el modelo restringido y se evaluaba ítem a ítem, liberando la restricción de igualdad entre los grupos.

Finalmente, para aportar evidencias de validez de criterio, se compararon las puntuaciones en el ACSS-FAD de las personas que habían cometido intento de suicidio en relación con las que no habían cometido.

Los análisis se realizaron en Jasp 0.17.3 y en R utilizando los paquetes lavaan (Rosseel, 2012) y SemTools (Jorgensen et al., 2018)

Resultados

Evaluación del Ajuste a los diferentes modelos de la ACSS

En la Tabla 1 se muestran los resultados del Análisis Factorial Confirmatorio para las cuatro versiones que se han analizado: 1. ACSS original con 20 ítems, 2. ACSS-8 que incluye los ítems 1, 4, 5, 6, 7, 10, 12, 13 (Smith et al., 2013b), 3. ACSS-5 que incluye los ítems 1, 4, 5, 8, 19 (Van Orden et al., 2008), y 4. ACCS-FAD que incluye los ítems 7, 8, 10, 11, 13, 14, 19 (Ribeiro, et al., 2014). En todos los casos se probó un modelo de un factor y se muestra el coeficiente Alfa (α) y el Omega de McDonald (ω). Tanto los índices de ajuste absoluto SRMR y RMSEA, como los índices de ajuste incremental (TLI, CFI) indican que el ACSS de veinte ítems, así como el ACSS-8 no se ajustan a un modelo unifactorial, el ACSS-5 presenta algunos indicadores que indican un buen ajuste $CFI = .97$ y $SRMR = .06$; $TLI = .94$ que nos habla de un ajuste adecuado, mientras que $RMSEA = .09$ indica un ajuste pobre, los índices de fiabilidad también son bajos para ACSS-5.

En comparación el mejor modelo corresponde a la adaptación de los siete ítems de la ACSS-FAD casi todos los índices de ajuste indican un buen

Tabla 1. Índices de bondad de ajuste para los modelos de la Escala de Capacidad Adquirida para el Suicidio (ACSS)

Modelos	χ^2	DWLS					Fiabilidad	
		gl	SRMR	CFI	TLI	RMSEA [90% CI]	α	ω
ACSS	1063.82*	170	.14	.76	.73	.15 [.14, .16]	.80	.87
ACSS-8	236.44*	20	.15	.63	.48	.21 [.19, .24]	.62	.58
ACSS-5	14.96	5	.06	.97	.94	.09 [.04, .15]	.58	.62
ACSS-FAD	27.96	14	.06	.99	.98	.07 [.03, .10]	.77	.81

Nota. Mínimos Cuadrados Ponderados Diagonalmente (DWLS), Chi-cuadrado (χ^2), raíz cuadrada media residual estandarizada (SRMR), índice de bondad de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker-Lewis (TLI), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). * $p < .05$.

Tabla 2. Pesos factoriales λ y error estándar (SE) por grupo poblacional de la versión ACSS-FAD

#	Ítems	Total	Sexo		Nivel escolar		
		λ (SE)	λ (SE)		λ (SE)		
			Hombres	Mujeres	Secundaria	Bachillerato	Licenciatura
7	No me preocupa el hecho de que vaya a morir (<i>The fact that I am going to die does not affect me</i>)	.64* (.018)	.69* (.027)	.69* (.024)	.66* (.038)	.68* (.042)	.64* (.037)
8	El dolor involucrado en morir me asusta (<i>The pain involved in dying frightens me</i>)	-.61* (.019)	-.61* (.029)	-.61* (.025)	-.58* (.039)	-.48* (.044)	-.67* (.036)
10	Yo tengo mucho miedo de morir (<i>I am very afraid of dying</i>)	-.69* (.019)	-.64* (.028)	-.64* (.025)	-.64* (.038)	-.59* (.046)	-.72* (.037)
11	No me pone nervioso/a cuando la gente habla de la muerte (<i>It does not make me nervous when people talk about death</i>)	.61* (.018)	.67* (.027)	.67* (.024)	.62* (.040)	.58* (.045)	.73* (.035)
13	Pensar en mi propia muerte me despierta ansiedad (<i>The prospect of my own death arouses anxiety in me</i>)	-.37* (.018)	-.42* (.042)	-.42* (.024)	-.43* (.040)	-.62* (.046)	-.14 (.042)
14	No me molesta que la muerte sea el final de la vida como la conozco (<i>I am not disturbed by death being the end of life as I know it</i>)	.71* (.019)	.72* (.029)	.72* (.024)	.68* (.038)	.73* (.046)	.76* (.037)
19	No me da nada de miedo morir (<i>I am not at all afraid to die</i>)	.69* (.018)	.73* (.027)	.73* (.024)	.75* (.039)	.66* (.043)	.68* (.036)

Nota. El número de los ítems se corresponde a los de la versión original. * $p < .05$

ajuste del modelo, excepto por RMSEA=.07 que muestra un ajuste adecuado, los niveles de fiabilidad de la ACSS-FAD son aceptables (α =.77, ω =.81). A partir de estos resultados los análisis siguientes se realizan con los ítems de la ACSS-FAD.

En la Tabla 2 se presentan los pesos factoriales de cada ítem, además del error estándar de estimación (SE) de la versión de la ACSS-FAD para la muestra total y para cada uno de los grupos poblacionales analizados. Los resultados indican magnitudes adecuadas y significativas en el factor, excepto para el ítem 13 (Pensar en mi propia muerte me despierta ansiedad), que tienen pesos factoriales bajos en la muestra total y en las poblaciones analizadas, incluso el peso del ítem fue no significativo (λ =.14; $p > .05$) en estudiantes de licenciatura. Fuera de este caso, los pesos factoriales van de moderados a altos (entre .42 a .76), el mayor peso está en el ítem 19 (“No me da nada de miedo morir”, λ =.71).

Invarianza

En la Tabla 3 se presentan los indicadores de ajuste al modelo unifactorial de de la ACSS-FAD

por sexo y por nivel escolar. En general, los resultados indican que el Modelo Factorial de la Escala de Capacidad Adquirida se ajusta bien a los datos para ambos sexos y todos los niveles escolares, según los índices de ajuste proporcionados. Sin embargo, es importante tener en cuenta que el modelo puede no ser completamente válido para todas las submuestras, ya que se encontraron diferencias significativas ($p < .05$) en el chi-cuadrado para el sexo y los valores de RMSEA son altos. Para conocer si esta variabilidad en el ajuste es importante para la comparación de grupos se realiza un análisis de invarianza.

En la Tabla 4, el modelo de línea base muestra indicadores de ajuste adecuados. Sin embargo, al restringir los pesos factoriales, la prueba de chi cuadrado revela una pérdida significativa de ajuste ($\Delta\chi^2=21.72$, $df=6$, $p < .001$). No obstante, se cumplen los criterios establecidos por Rogers et al. (2021), donde $\Delta CFI=.003 \leq .002$, lo que indica invarianza métrica. Además, los criterios propuestos por Svetina et al. (2020) también se satisfacen, ya que el incremento en RMSEA ($\Delta RMSEA=.001 < .05$) y en CFI ($\Delta CFI=.003 > .004$) indica invarianza métrica. En el caso de la

Tabla 3. Índices de ajuste para el Modelo Factorial de la Escala de Capacidad adquirida -Sin temor a la muerte por grupos separados (Usando el Estimador DWLS)

Modelos	χ^2	gl	SRMR	CFI	TLI	RMSEA [90% CI]
Sexo						
Hombre	56.92*	14	.05	.98	.97	.08 [.06, .11]
Mujer	48.35*	14	.05	.99	.98	.08 [.05, .10]
Nivel escolar						
Secundaria	23.64	14	.05	.99	.99	.04 [.01, .07]
Preparatoria	26.77	14	.07	.98	.98	.06 [.02, .10]
Licenciatura	27.96	14	.06	.99	.98	.07 [.03, .10]

Nota. Chi-cuadrado (χ^2), gl=grados de libertad, raíz cuadrada media residual estandarizada (SRMR), índice de bondad de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker-Lewis (TLI), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). * $p < .05$.

Tabla 4. Índices de ajuste para la Prueba de Invarianza del Modelo Factorial de la Escala de Capacidad Adquirida de Suicidio (Usando el Estimador DWLS)

Grupos/invarianza	χ^2	gl	Diferencia χ^2	CFI	Δ CFI	RMSEA	Δ RMSEA
Sexo	-	-	-	-	-	-	-
Configural	105.18*	28	-	.983	-	.081	-
Métrica ^a	126.90*	34	21.72*	.980	.003	.080	.001
ACCS 6*	115.45	33	10.27	.982	.001	.080	.001
Esalar ^b	122.96	53	17.78	.983	.000	.083	-.002

Nota. chi cuadrado (χ^2); grados de libertad (gl); índice de ajuste comparativo (CFI), cambio del índice de ajuste comparativo (Δ CFI). Criterios de invarianza: cambio significativo en chi-cuadrado ($\Delta\chi^2$) y Δ CFI \leq .002 (Cheung & Rensvold, 2002). Criterios a y b (Svetina, et al., 2020). ^a Existe invarianza métrica si Δ RMSEA \leq .05 en conjunto con sig. $\Delta\chi^2$ and Δ CFI \geq -.004; ^b Existe invarianza escalar si Δ RMSEA \leq .01 in conjunction with sig. $\Delta\chi^2$ and Δ CFI \geq -.004; *Se libera el peso factorial del ACSS-6 en los grupos

Tabla 5. Media, desviación estándar y ANOVA de las puntuaciones de los participantes en la Escala de Capacidad Adquirida de Suicidio ACSS-FAD por características sociodemográficas

Variable	n	M	DE	t o F (gl)	p	T. efecto
Sexo				t=.98 (844)	.327	d=.14
Hombres	414	14.43	5.67			
Mujeres	432	14.07	4.95			
Nivel educativo				F=56.16 (2.842)	<.01	η^2 =.93
Secundaria	368	12.67	4.58			
Bachillerato	237	13.87	4.76			
Licenciatura	240	17.03	5.79			
Intento de suicidio				t=4.92 (358)	<.01	d=.63
No	344	18.05	6.52			
Sí	16	21.13	2.06			

Nota. T. efecto=tamaño del efecto

invarianza escalar, además de restringir los pesos factoriales, también se restringen los umbrales (thresholds) de los ítems. La prueba de chi cuadrado no muestra una pérdida significativa de ajuste ($\Delta\chi^2=17.78$, $df=25$, $p>.05$). Además, se mantienen los criterios de invarianza CFI (Δ CFI=0 $>$ -.004) y RMSEA (Δ RMSEA=-.002 $<$.01) y también el de Rogers et al., (2021) Δ CFI=0 \leq .002.

Lamentablemente, en el análisis de invarianza por nivel educativo no fue posible establecer la invarianza debido a problemas en la distribución de las respuestas. A pesar de intentar resolverlo colapsando categorías, siguiendo las recomendaciones de Svetina et al. (2019), no se logró estimar el modelo.

Evidencias de validez de criterio

Finalmente, obtuvimos las puntuaciones medias y la desviación estándar de las respuestas de los participantes a la Escala de capacidad adquirida que evalúa la ausencia de temor a la muerte, y las comparamos dentro de diferentes grupos de la muestra, según: sexo, nivel de escolaridad e intento de suicidio. En la Tabla 5, se aprecia que, dentro de los grupos de comparación, no existen diferencias entre hombres y mujeres [$t(844)=.98$; $p=.327$, $d=.14$]. En la comparación por nivel escolar se encontró que los estudiantes de secundaria muestran una media significativamente menor que los estudiantes de preparatoria [$p<.01$, $d=.25$] y estos últimos una puntuación menor que los (estudiantes universitarios [$p<.001$, $d=.59$]).

Si se considera la puntuación total y las

preguntas en las que mencionaron si alguna vez se habían herido, cortado, intoxicado o hecho daño, con el fin de quitarse la vida, dieciseis personas señalaron que sí. Se hizo una prueba de comparación de medias y se encontraron diferencias entre los estudiantes que señalaron haber cometido al menos un intento de suicidio ($M=21.13$, $DE=2.06$) con los que no habían cometido intento ($M=18.05$, $DE=6.52$), lo cual se presentó con un tamaño del efecto grande ($p<.05$, $d=.67$).

Discusión

El objetivo de la presente investigación fue analizar la estructura factorial de cuatro versiones de la Escala de Capacidad Adquirida para el Suicidio (ACSS) y analizar la invarianza factorial del mejor modelo en relación con el sexo, su capacidad de identificar personas con intento y sin intento de suicidio, así como su consistencia interna en muestras mexicanas que se encuentran en tres niveles educativos, a saber: secundaria, bachillerato y licenciatura.

En primer lugar, se ha encontrado evidencia que indica la falta de ajuste de la adaptación en español de la ACSS de veinte ítems al modelo unidimensional propuesto (Van Orden et al., 2010). Estos resultados son consistentes con estudios previos que han investigado su estructura interna (Ribeiro et al., 2014; Rimkeviciene et al., 2017; Rogers et al., 2021). Por esta razón, consideramos, en línea con otras investigaciones (Smith et al., 2013b; Gutierrez et al., 2019), que es necesario descartar el uso de la escala original como una medida unidimensional de la capacidad adquirida para el suicidio.

Los hallazgos también indican que el ACSS-FAD (Ribeiro et al., 2014) muestra un mejor ajuste en comparación con los modelos de la ACSS y los modelos de la ACSS-5 y ACSS-8. A diferencia de la adaptación alemana que mostró indicadores cercanos a un ajuste adecuado (Rimkeviciene et al., 2017), en este estudio se obtuvieron indicadores que muestran un buen ajuste, a un modelo unidimensional. Consideramos que estos resultados se deben al uso de un método de estimación apropiado para los datos. De hecho, los resultados son similares a la investigación de Rogers et al. (2020), quienes utilizaron la misma

estrategia de análisis; en ese estudio, los índices de ajuste absoluto, como el RMSEA, fueron altos (mayores a .08), similares a los resultados de este estudio (mayores a .07), lo cual está por encima del umbral esperado para un ajuste muy bueno.

Los resultados obtenidos al aplicar los criterios de invarianza propuestos por Svetina et al. (2020) y los utilizados por Rogers et al. (2021) inicialmente sugieren la presencia de invarianza en la estructura de los ítems de la ACSS-FAD entre hombres y mujeres. Esto indicaría que los mismos elementos son indicadores del mismo factor latente en ambos grupos. Sin embargo, se observó una diferencia significativa en el chi cuadrado entre ambos grupos, lo que motivó un análisis más detallado de los pesos factoriales de los ítems. En este análisis adicional, se encontraron diferencias significativas en el ítem 6 "Pensar en mi propia muerte me despierta ansiedad" entre hombres y mujeres, lo que señala la presencia de diferencias específicas relacionadas con este ítem.

Estos hallazgos deberían revisarse en futuros estudios y considerarse en la comparación de las puntuaciones de la escala entre hombres y mujeres. Aunque inicialmente podría considerarse que existe invarianza con base en los criterios aplicados, la presencia de diferencias significativas en un ítem específico debe ser tomada en cuenta al analizar los resultados. Estas diferencias pueden tener implicaciones para la comprensión de la escala y sus dimensiones en cada grupo.

Por otro lado, dentro de los objetivos del estudio estaba contemplado analizar la invarianza por nivel educativo. No obstante, se encontraron limitaciones debido a la baja frecuencia de respuestas en ciertas categorías. A pesar de haber considerado la recomendación de colapsar categorías para solventar este problema (Rutkowski et al., 2019), esta estrategia no resultó suficiente para llevar a cabo una comparación adecuada por nivel educativo.

Es importante destacar que estas limitaciones podrían tener un impacto en la generalización de los resultados y la interpretación de la invarianza por nivel educativo. Futuros estudios podrían abordar estas limitaciones para obtener una comprensión más completa de la invarianza de la ACSS-FAD en diferentes grupos de nivel educativo.

En el análisis de validez de criterio, se

encontró una puntuación significativamente mayor en personas con intento de suicidio en comparación con aquellas sin intento de suicidio, lo cual concuerda con resultados previos en estudios tanto de la escala original como de versiones cortas (Bryan et al., 2013; Smith et al., 2013a). Sin embargo, debido a limitaciones en el tamaño de muestra, no fue posible realizar un análisis formal de invarianza, por lo que es crucial interpretar los resultados con cautela y considerar la necesidad de análisis más profundos para comprender mejor las diferencias entre los grupos y garantizar la validez de las comparaciones.

A pesar de la falta de un análisis de invarianza formal, las diferencias encontradas entre los grupos son coherentes con las premisas teóricas de la TPIS. No obstante, para fortalecer la evidencia, es necesario llevar a cabo futuras investigaciones que aborden de manera más exhaustiva la invarianza y superen las limitaciones del presente estudio. Es relevante mencionar que un estudio previo realizado por Rogers et al. en 2021 también destacó la falta de invarianza en relación con la historia de intentos de suicidio, lo que resalta la importancia de abordar esta cuestión en investigaciones futuras. Es importante considerar tanto los hallazgos consistentes como las discrepancias en estudios que no utilizaron esta versión específica (Kene & Hovey, 2014; Wolford-Clevenger et al., 2015).

En relación con la consistencia interna de la ACSS-FAD, se considera adecuada ($\alpha=.77$) y está en línea con los resultados obtenidos en estudios previos ($\alpha=.77$ a $.80$; Ribeiro et al., 2014; Rimkeviciene et al., 2017). Se obtuvo una mayor fiabilidad cuando se calculó utilizando el coeficiente Omega ($\omega=.81$). Esto significa que los ítems tienen una buena coherencia interna y miden de manera consistente la dimensión que refleja la ausencia de miedo a la muerte, lo cual puede estar relacionado con la temeridad u osadía para pasar de una ideación suicida pasiva a cometer un intento de suicidio.

Se reconocen algunas limitaciones al estudio, por ejemplo, la muestra utilizada en este estudio fue obtenida únicamente de tres centros educativos, lo que podría limitar la generalización de los resultados a otras poblaciones o contextos. En futuras investigaciones, sería importante considerar la inclusión de muestras más diversificadas y representativas de la población

objetivo para obtener conclusiones más amplias y aplicables. En relación con el diseño se debe considerar el uso de diseños de investigación longitudinal o experimentales que podrían ofrecer una perspectiva más sólida sobre las relaciones causales y las tendencias a lo largo del tiempo. En futuras investigaciones sería relevante considerar la obtención de muestras más grandes para detectar efectos significativos.

Además, otra limitación importante es centrarse únicamente en la estructura interna de los diferentes modelos, sin considerar otros tipos de evidencia de validez. Por ejemplo, es fundamental analizar la capacidad predictiva de la escala o su relación con las variables dentro de su red nomológica. Incorporar estos enfoques permitirá obtener una comprensión más integral y sólida de la validez de la ACSS-FAD en diversos contextos y poblaciones.

A pesar de las limitaciones mencionadas, la validación de la escala ACSS-FAD representa un paso importante para poner a prueba el modelo de conducta suicida de Joiner (2005) en población mexicana. No obstante, para una evaluación completa del modelo, es necesario continuar trabajando en el desarrollo de instrumentos específicos para cada una de las variables centrales del mismo. Asimismo, mientras se avanza en ese sentido, se recomienda utilizar la escala ACSS-FAD en conjunto con otros instrumentos para evaluar su validez concurrente y su correlación con otros indicadores de riesgo suicida, como los reportados por Hermsillo de la Torre et al. (2020) en población mexicana.

En conclusión, la ACSS-FAD se destaca como un instrumento valioso para evaluar una variable crucial en la conducta suicida. Este estudio ha aportado una contribución significativa al proporcionar evidencia sólida de que las puntuaciones de la versión corta de la ACSS-FAD presentan adecuadas propiedades psicométricas para la población mexicana. Específicamente, se ha demostrado que esta escala tiene una estructura unidimensional, que es invariante por sexo. Además, las puntuaciones obtenidas mediante el ACSS-FAD demuestran su capacidad para discriminar entre personas con y sin intento suicida, y presentan una consistencia interna aceptable.

Referencias

- Anestis, M. D., & Joiner, T. E. (2011). Examining the role of emotion in suicidality: Negative urgency as an amplifier of the relationship between components of the interpersonal-psychological theory of suicidal behavior and lifetime number of suicide attempts. *Journal of Affective Disorders, 129*(3), 261–269. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2010.08.006>
- Beck, A. T., & Steer, R. A. (1991). Manual for the Beck Scale for suicide ideation. Psychological Corporation.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Ranieri, W. F. (1988). Scale for suicide ideation: Psychometric properties of a self-report version. *Journal of Clinical Psychology, 44*(4), 499-505. [https://doi.org/10.1002/1097-4679\(198807\)44:4%3C499::aid-jclp2270440404%3E3.0.co;2-6](https://doi.org/10.1002/1097-4679(198807)44:4%3C499::aid-jclp2270440404%3E3.0.co;2-6)
- Bender, T. W., Gordon, K. H., Bresin, K., & Joiner, T. E., Jr. (2011). Impulsivity and suicidality: The mediating role of painful and provocative experiences. *Journal of Affective Disorders, 129*(3), 301–307. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2010.07.023>
- Brown, G. K., Beck, A. T., Steer, R. A., & Grisham, J. R. (2000). Risk factors for suicide in psychiatric outpatients: A 20-year prospective study. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 68*(3), 371-377. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.68.3.371>
- Bryan, C. J., Hernandez, A. M., Allison, S., & Clemans, T. (2013). Combat exposure and suicide risk in two samples of military personnel. *Journal of Clinical Psychology, 69*(1), 64–77. <https://doi.org/10.1002/jclp.21932>
- Burke, T. A., Ammerman, B. A., Knorr, A. C., Alloy, L. B., & McCloskey, M. S. (2018). Measuring acquired capability for suicide within an ideation-to-action framework. *Psychology of Violence, 8*(2), 277-286. <https://dx.doi.org/10.1037%2Fvio0000090>
- Byrne, B. M. (2001). Structural Equation Modeling with AMOS. Basic Concepts, Applications, and Programming. Lawrence Erlbaum Associates.
- Cacioppo, J. T. (2008). Loneliness: Human nature and the need for social connection. Norton & Company.
- Chen, F. F., Sousa, K. H. & West, S. G. (2005). Teacher's corner: Testing measurement invariance of second-order factor models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 12*(3), 471-492. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1203_7
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 9*(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902_5
- Conwell, Y., Duberstein, P. R., Hirsch, J. K., Conner, K. R., Eberly, S., & Caine, E. D. (2010). Health status and suicide in the second half of life. *International Journal of Geriatric Psychiatry, 25*(4), 371–379. <https://doi.org/10.1002/gps.2348>
- Conwell, Y., Lyness, J. M., Duberstein, P., Cox, C., Seidlitz, L., DiGiorgio, A., & Caine, E. D. (2000). Completed suicide among older patients in primary care practices: A controlled study. *Journal of the American Geriatrics Society, 48*(1), 23–29. <https://doi.org/10.1111/j.1532-5415.2000.tb03024.x>
- Duberstein, P. R. (2004). Suicide at 50 years of age and older: Perceived physical illness, Suicide at 50 years of age and older: Perceived physical illness, family discord and financial strain. *Psychological Medicine, 34*(1), 137-146. <https://doi.org/10.1017/S0033291703008584>
- Eremenco, S. L., Cella, D., & Arnold, B. J. (2005). A comprehensive method for the translation and cross-cultural validation of health status questionnaires. *Evaluation & the Health Professions, 28*(2), 212-232. <https://doi.org/10.1177/0163278705275342>
- Gonzalez-Forteza, C., Alvarez-Ruiz, M., Saldana-Hernandez, A., Carreño-García, S., Chavez-Hernandez, A. M., & Perez-Hernandez, R. (2005). Prevalence of deliberate self-harm in teenage students in the state of Guanajuato, Mexico: 2003. *Social Behavior and Personality: An International Journal, 33*(8),

- 777-792.
<https://doi.org/10.2224/sbp.2005.33.8.777>
- Gutiérrez, P. M., Joiner, T., Hanson, J., Stanley, I. H., Silva, C., & Rogers, M. L. (2019). Psychometric properties of four commonly used suicide risk assessment measures: Applicability to military treatment settings. *Military Behavioral Health, 7*(2), 177–184. <https://doi.org/10.1080/21635781.2018.1562390>
- Heikkinen, M., Aro, H., & Lönnqvist, J. (1994). Recent life events, social support and suicide. *Acta Psychiatrica Scandinavica, 89*(s377), 65–72. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.1994.tb05805.x>
- Hermosillo-de-la-Torre, A. E., González-Forteza, C., Rivera-Heredia, M. E., Méndez-Sánchez, C., González-Betanzos, F., Palacios-Salas, P., Jiménez, A., & Wagner, F. (2020). Understanding suicidal behavior and its prevention among youth and young adults in Mexico. *Preventive Medicine, 138*(2020), 1-6. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2020.106177>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6*(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Huang, P. H. (2017). Asymptotics of AIC, BIC, and RMSEA for Model Selection in Structural Equation Modeling. *Psychometrika, 82*(2), 407-426. <https://doi.org/10.1007/s11336-017-9572-y>
- JASP team (2023). JASP (Versión 0.17.3) [Software informático].
- Joiner, T. (2005). *Why people die by suicide?* Harvard University Press, Cambridge.
- Kene, P., & Hovey, J. D. (2014). Predictors of suicide attempt status: Acquired capability, ideation, and reasons. *Psychiatric Quarterly, 85*(4), 427–437. <https://doi.org/10.1007/s11126-014-9302-x>
- Kramer, Emily B., Gaeddert, Laurel A., Jackson, Christine L., Harnke, Ben, Nazem, Sarra (2020). Use of the Acquired Capability for Suicide Scale (ACSS) among United States Military and veteran samples: A systematic review. *Journal of Affective Disorders, 267*(2020), 229-242. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.01.153>
- Leary, M. R. (1995). Self-esteem as an interpersonal monitor: The sociometer hypothesis. *Journal of Personality and Social Psychology, 68*(3), 518–530. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.68.3.518>
- Ley General de Salud (2014). Reglamento de la Ley General de Salud en materia de investigación para la salud. Cámara de Diputados del Honorable Congreso de la Unión, México. https://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/regley/Reg_LGS_MIS.pdf
- Linehan, M. M., Goodstein, J. L., Nielsen, S. L., & Chiles, J. A. (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. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.51.2.276>
- Marsh, H. W. (1998). Pairwise deletion for missing data in structural equation models: Nonpositive definite matrices, parameter estimates, goodness of fit, and adjusted sample sizes. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 5*(1), 22-36. <https://doi.org/10.1080/10705519809540087>
- Minear, J. D., & Brush, L. R. (1980). The correlations of attitudes toward suicide with death anxiety, religiosity, and personal closeness to suicide. *Omega: Journal of Death and Dying, 11*(4), 317–324. <https://doi.org/10.2190/YP62-4U57-V8CJ-XYNH>
- Mortier, P., Cuijpers, P., Kiekens, G., Auerbach, R. P., Demeyttenaere, K., Green, J. G., & Bruffaerts, R. (2017). The prevalence of suicidal thoughts and behaviors among college students: A meta-analysis. *Psychological Medicine, 48*(4), 554-565. <https://doi.org/10.1017/S0033291717002215>
- Nii-Boye, E., Atorkey, P., Valdés-García, K. P., Afotey, S., & Landinodome, P. (2021). Suicidal behaviors in a nationally representative sample of school-going

- adolescents aged 12-17 years in Eswatini. *Trends in Psychology*.
<https://doi.org/10.1007/s43076-021-00094-y>
- Nock, M. K., Borges, G., Bromet, E. J., Alonso, J., Angermeyer, M., Beautrais, A., Bruffaerts, R., Chiu, W.T., de Girolamo, G., Gluzman, S., de Graaf, R., Gureje, O., Haro, J. M., Huang, Y., Karam, E., Kessler, R. C., Lepine, J. P., Levinson, D., Medina-Mora, M. E., Ono, Y., Posada-Villa, J., Williams, D. (2008). Cross-national prevalence and risk factors for suicidal ideation, plans and attempts. *The British Journal of Psychiatry*, 192(2), 98–105. <https://doi.org/10.1192/bjp.bp.107.040113>.
- Ondé, D., & Alvarado, J. M. (2022). Contribución de los Modelos Factoriales Confirmatorios a la Evaluación de Estructura Interna desde la Perspectiva de la Validez. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 5(66), 5-21. <https://doi.org/10.21865/RIDEP66.5.01>
- Orbach, I., Feshbach, S., Carlson, G. A., & Ellenberg, L. (1984). Attitudes toward life and death in suicidal, normal, and chronically ill children: An extended replication. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 52(6), 1020–1027. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.52.6.1020>
- Orbach, I., Mikulincer, M., King, R., Cohen, D., & Stein, D. (1997). Thresholds and tolerance of physical pain in suicidal and nonsuicidal adolescents. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 65(4), 646–652. <https://doi.org/10.1037/0022006X.65.4.646>
- Orbach, I., Stein, D., Palgi, Y., Asherov, J., Har-Even, D., & Elizur, A. (1996). Perception of physical pain in accident and suicide attempt patients: Self-preservation vs selfdestruction. *Journal of Psychiatric Research*, 30(4), 307–320. [https://doi.org/10.1016/0022-3956\(96\)00008-8](https://doi.org/10.1016/0022-3956(96)00008-8)
- R Core Team. (2023). R: A language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Ribeiro, J. D., & Joiner, T. E. (2009). The interpersonal-psychological theory of suicidal behavior: Current status and future directions. *Journal of Clinical Psychology*, 65(12), 1291-1299. <https://doi.org/10.1002/jclp.20621>
- Ribeiro, J. D., Witte, T. K., Van Orden, K. A., Selby, E. A., Gordon, K. H., Bender, T. W., & Joiner Jr, T. E. (2014). Fearlessness about death: The psychometric properties and construct validity of the revision to the acquired capability for suicide scale. *Psychological Assessment*, 26(1), 115-126. <https://doi.org/10.1037/a0034858>
- Rimkeviciene, J., Hawgood, J., O’Gorman, J., & De Leo, D. (2017). Construct validity of the acquired capability for suicide scale: Factor structure, convergent and discriminant validity. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 39(2), 291-302. <https://doi.org/10.1007/s10862-016-9576-4>
- Rogers, M. L., Bauer, B. W., Gai, A. R., Duffy, M. E., & Joiner, T. E. (2021). Examination of measurement invariance of the Acquired Capability for Suicide Scale. *Psychological Assessment*, 33(5), 464-470. <https://doi.org/10.1037/pas0000998>
- Román, V., & Abud, C. (2017). Comunicación, infancia y adolescencia: Guía para periodistas. Suicidio. Red Argentina de Periodismo Científico: UNICEF. <https://www.unicef.org/argentina/media/1536/file/Suicidio.pdf>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Rutkowski, L., Svetina, D., & Liaw, Y. L. (2019). Collapsing categorical variables and measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 26(5), 790-802. <https://doi.org/10.1080/10705511.2018.1547640>
- Smith, A. R., Fink, E. L., Anestis, M. D., Ribeiro, J. D., Gordon, K. H., Davis, H., Keel P., Bardone-Cone A., Peterson, C., Klein, M., Crow, S., Mitchell, J., Crosby, R., Wonderlich, S., le Grange, D., & Joiner Jr, T. E. (2013a). Exercise caution: Over-exercise is associated with suicidality among individuals with disordered eating. *Psychiatry Research*, 206(2-3), 246-255. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2012.11.004>
- Smith, P. N., Cukrowicz, K. C., Poindexter, E. K., Hobson, V., & Cohen, L. M. (2010). The

- acquired capability for suicide: A comparison of suicide attempters, suicide ideators, and non-suicidal controls. *Depression and Anxiety*, 27(9), 871-877.
<https://dx.doi.org/10.1002%2Fda.20701>
- Smith, P. N., Wolford-Clevenger, C., Mandracchia, J. T., & Jahn, D. R. (2013b). An exploratory factor analysis of the Acquired Capability for Suicide Scale in male prison inmates. *Psychological Services*, 10(1), 97-105. <https://doi.org/10.1037/a0030817>
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2014). Código ético del psicólogo (4ª. Edición). Trillas.
- Svetina, D., Rutkowski, L., & Rutkowski, D. (2020). Multiple-group invariance with categorical outcomes using updated guidelines: An illustration using M plus and the lavaan/semtools packages. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 27(1), 111-130.
<https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1602776>
- Tabares, A. S. G., Núñez, C., Osorio, M. P. A., & Aguirre, A. M. G. (2020). Risk and suicidal ideation and its relationship with impulsivity and depression in school adolescent. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 54(1), 147-163.
<https://doi.org/10.21865/RIDEP54.1.12>
- Trejo-Cruz, V. H. (2014). Adaptación, validación y sensibilidad de las escalas de la teoría psicológica interpersonal del suicidio. Tesis de maestría. Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo (México).
- Valdés-García, K. P., González-Betanzos, F., Monroy-Velasco, I. R. & Rivera-Heredia, M. E. (2020). Estudio e intervención del Suicidio en México. En García-Alonzo, I., Pacheco-García, H. I. & Vallejo-Castro, R. (Coords.) *La Psicología, estudio e intervención de las problemáticas actuales* (pp.169-196). Universidad Autónoma de Zacatecas y CUMEX.
- Valdés-Santiago, R., & Arenas-Monreal, L. (2019). Simplemente quería desaparecer. Aproximaciones a la conducta suicida de adolescentes en México. Instituto Nacional de Salud Pública.
https://www.insp.mx/resources/images/stories/2019/Docs/190731_Conducta_suicida.pdf
- Vallejo-Casarín, A., Segura, H., Andrade-Palos, P., Betancourt-Ocampo, D., Méndez-Flores, M., & Rojas-Rivera, R. (2016). Comparación y caracterización de ideación e intentos suicidas en adolescentes mexicanos de tres regiones. *Revista de Educación y Desarrollo*, 39(1), 121-128.https://www.cucs.udg.mx/revistas/edu_de_sarrollo/antiores/39/39_Vallejo.pdf
- Van de Vijver, F. J. R., & Tanzer, N.K. (1997). Bias and equivalence in crosscultural assessment: An overview. *European Review of Applied Psychology*, 47(4), 263-279.
<https://doi.org/10.1016/j.erap.2003.12.004>
- Van Orden, K. A., Cukrowicz, K. C., Witte, T. K., Braithwaite, S. R., Shelby, E. A., & Joiner, T. E. (2010). The Interpersonal Theory of Suicide. *Psychological Review. American Psychological Association*, 117(2), 575-600.
<https://doi.org/10.1037/a0025358>
- Van Orden, K. A., Witte, T. K., Gordon, K. H., Bender, T. W., & Joiner, T. E. (2008). Suicidal desire and the capability for suicide: Tests of the interpersonal-psychological theory of suicidal behavior among adults. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 76(1), 72-83.
<https://doi.org/10.1037/0022-006X.76.1.72>
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70.
<https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Viladrich, C., Angulo-Brunet, A., & Doval, E. (2017). A journey around alpha and omega to estimate internal consistency reliability. *Annals of Psychology*, 33(3), 755-782.
<http://doi.org/10.6018/analesps.33.3.268401>
- Villar-Cabeza, F., Esnaola-Letemendia, E., Blasco-Blasco, T., Prieto-Toribio, T., Vergé-Muñoz, M., Vila-Grifoll, M., Sánchez-Fernández, B., & Castellano-Tejedor, C. (2018). Análisis dimensional de la personalidad del adolescente con conducta suicida. *Actas españolas de Psiquiatría*, 46(3), 104-111.
<https://pesquisa.bvsalud.org/portal/resource/es/Siqueira/ibc-174669>
- Wolford-Clevenger, C., Febres, J., Zapor, H., Elmquist, J., Bliton, C., & Stuart, G. L. (2015).

Interpersonal violence, alcohol use, and acquired capability for suicide. *Death Studies*, 39(4), 234–241.

<http://doi.org/10.1080/07481187.2014.985405>

World Health Organization. (2021). Suicide worldwide in 2019, global health estimates. World Health Organization.

<https://www.who.int/publications/i/item/9789240026643>