

# Adaptación al español de las escalas de derrota y atrapamiento en jóvenes adultos: propiedades psicométricas

Adaptation to spanish of the scales of defeat and entrapment in young adults: psychometric properties

**Jorge L. Ordoñez-Carrasco**

 0000-0002-2259-2639

joc657@ual.es

Universidad de Almería, Almería,  
España.  
Depto. de Psicología.

**Isabel Cuadrado Guirado**

 0000-0002-0946-2696

icuatrad@ual.es

Universidad de Almería, Almería,  
España.  
Depto. de Psicología.

**Antonio Rojas Tejada**

 0000-0002-9663-3050

arojas@ual.es

Universidad de Almería, Almería,  
España.  
Depto. de Psicología.

## Resumen:

**Antecedentes:** El Modelo Integrado Motivacional-Volitivo contempla la ideación suicida como una reacción psicológica a una situación que se percibe como una derrota junto a la percepción de estar atrapado/a y sin posible escape ni rescate. **Objetivo:** El presente estudio tiene como objetivo adaptar al contexto español y analizar las propiedades psicométricas de dos escalas, una para medir derrota y otra para medir atrapamiento. **Método:** Doscientas treinta y cuatro personas de 18-35 años (58,6% mujeres) completaron un cuestionario online. **Resultados:** El análisis de la estructura interna mostró una solución bifactorial para la escala de derrota y una solución unifactorial para la escala de atrapamiento, ambas con adecuados índices de ajuste. Además, mostraron buena fiabilidad de las puntuaciones de los test y evidencias favorables de validez. **Conclusiones:** Disponer de ambas escalas adaptadas contribuye a mejorar la evaluación del riesgo suicida, así como a orientar la intervención y realizar aportaciones en el campo de la suicidología.

**Palabras claves:** psicometría; test psicológico; suicidio; ideación suicida

## Abstract:

**Background:** The Integrated Motivational-Volitional Model contemplates suicidal ideation as a psychological reaction to a situation that is perceived as a defeat along with the perception of being trapped and without possible escape or rescue. **Aim:** The present study aims to adapt to the Spanish context and analyze the psychometric properties of two scales, one to measure defeat and another to measure entrapment. **Method:** Two hundred and thirty-four people aged 18-35 years (58.6% women) completed an online questionnaire. **Results:** The analysis of the internal structure showed a bifactorial solution for the scale of defeat and a unifactorial solution for the scale of entrapment, both with adequate adjustment indexes. In addition, they showed good reliability of the test scores and favorable evidence of validity. **Conclusions:** Having both scales adapted helps to improve the assessment of suicide risk, as well as to guide the intervention and make contributions in the field of suicide.

**Keywords:** psychometrics; psychological tests; suicide; suicidal ideation

Recibido: 03 de septiembre de 2020 - Aceptado: 09 de noviembre de 2020

Editado por: Rodrigo Ferrer, Universidad de Tarapacá, Chile.  
Revisado por: Felipe Ponce, Universidad de Tarapacá, Chile, y Christian Beyle, Universidad Católica de Temuco, Chile.



© 2021 Terapia Psicológica

## Introducción

Los últimos 50 años de investigación sobre suicidio han supuesto un gran avance en el estudio de este fenómeno, a pesar de ello, no han logrado aportar evidencia suficiente para determinar qué variables tienen mayor influencia en la explicación o predicción del comportamiento autolítico (Franklin et al., 2017). La perspectiva clásica en el estudio del comportamiento suicida se ha centrado, entre otros factores, en la presencia de enfermedad mental previa como factor de riesgo suicida. Sin embargo, la mayoría de las personas que padecen algún trastorno psiquiátrico nunca llegan a presentar ningún tipo de comportamiento autolítico (O'Connor y Nock, 2014). Igualmente, esta perspectiva ha sido incapaz de explicar por qué la mayoría de las personas con ideación suicida no cometen el acto o su tentativa (Kessler et al., 1999).

Hasta 2005, la mayor parte de la literatura científica no hacía distinción entre aquellas variables involucradas en la ideación suicida y aquellas otras relacionadas con el tránsito desde la ideación hasta la acción suicida, así como las que influyen en ambos procesos (Klonsky y May, 2016). *La teoría interpersonal del suicidio de Joiner* (2005) es el germen de una nueva aproximación al comportamiento suicida, acuñada como *el marco teórico de la ideación a la acción suicida* (Klonsky y May, 2013). Bajo esta perspectiva se han desarrollado distintos modelos explicativos con el fin de comprender los procesos psicológicos que subyacen al suicidio y esclarecer la relación entre los factores que han mostrado estar asociados al comportamiento suicida. *El modelo integrado motivacional-volitivo de O'Connor* (2011) o *la teoría de tres pasos* (Klonsky y May, 2015) constituyen ejemplos de ello.

*El modelo integrado motivacional-volitivo* (IMV; O'Connor, 2011; O'Connor y Kirtley, 2018) describe, a través de tres fases, el contexto biopsicosocial en el que surge el comportamiento suicida, los factores involucrados en la ideación suicida y aquellos factores ligados al tránsito entre la ideación y la acción suicida. La primera fase del modelo (pre-motivacional) se centra en la vulnerabilidad biológica, genética y/o cognitiva y su consecuente reacción psicológica adversa ante la presencia de estresores que influyen en el riesgo suicida. La segunda fase (motivacional) es el eje central del IMV y en la que se modela la ideación/intención suicida. El IMV contempla la ideación/intención suicida como una reacción psicológica originada por una situación que se percibe como una derrota (i.e., percepción de lucha fallida, humillación o pérdida de rango social). Esta percepción de estar derrotado/a junto a la percepción de estar atrapado/a y sin posible escape ni rescate es el origen del pensamiento de acabar con la propia vida como única forma de escape. Esta segunda fase está regulada por moderadores que facilitan o dificultan el paso desde la derrota hasta el atrapamiento (e.g., procesos rumiativos, sesgos de memoria o capacidad para resolver problemas) y desde el atrapamiento hasta la ideación/intención suicida (e.g., pertenencia frustrada, sensación de ser una carga, pensamientos futuros, metas, actitud hacia el suicidio/muerte o el apoyo social). Además, la evidencia empírica muestra que la sintomatología depresiva está asociada a los sentimientos de derrota y atrapamiento. Cuando nos sentimos derrotados/as, se activa

una respuesta de lucha y/o huida ante el estímulo provocador. Si esta respuesta está bloqueada (percepción de atrapamiento), el estado de no escape y no rescate repercute negativamente en el estado de ánimo, aflorando la sintomatología depresiva (e.g., Carvalho et al., 2013; Panagioti et al., 2017; Sloman, 2000). Por último, la tercera fase se centra en los moderadores volitivos que regulan la transición desde la ideación/intención suicida hasta la tentativa o acción suicida. Estos moderadores no son solo de naturaleza psicológica, también pueden ser ambientales, sociales o fisiológicos (O'Connor y Kirtley, 2018). Algunos ejemplos de moderadores volitivos son la capacidad adquirida para el suicidio (Chu et al., 2017), el acceso a los medios para suicidarse (Stanley y Brown, 2012) o la exposición a la conducta suicida de allegados (Pitman et al., 2014).

Numerosos estudios han hallado resultados acordes a las asunciones centrales del modelo (e.g., Dhingra et al., 2015, 2016). Ambas variables, derrota y atrapamiento, han sido asociadas con la ideación suicida (Siddaway et al., 2015) y las tentativas de suicidio (O'Connor y Portzky, 2018; Taylor et al., 2011a). Owen y colaboradores (2017) encontraron una relación entre la derrota y la ideación suicida mediada por el atrapamiento en un estudio longitudinal en personas con trastorno bipolar. Wetherall, Robb y O'Connor (2018) confirmaron estos resultados con estudiantes universitarios en un estudio transversal. Además, el atrapamiento y los intentos de suicidio previos fueron los únicos predictores de readmisión en el hospital por daño autoinfligido durante cuatro años de seguimiento, a pesar de controlar el efecto de la desesperanza y los síntomas depresivos (O'Connor et al., 2013).

Gilbert y Allan (1998) desarrollaron tres escalas para medir las experiencias subjetivas de derrota y atrapamiento. Una escala fue diseñada para captar la percepción de derrota, es decir, la sensación de fracaso, humillación o pérdida de rango social. Para el atrapamiento, Gilbert y Allan crearon dos escalas: una de atrapamiento como una percepción inducida por eventos externos (e.g., obligaciones, relaciones, situación laboral) y otra que concibe el atrapamiento inducido por eventos internos (e.g., pensamientos, sentimientos). A pesar de esta diferenciación, estudios posteriores mostraron que ambas podrían considerarse una medida unidimensional de atrapamiento (e.g., Taylor et al., 2009). En definitiva, estas escalas han mostrado una buena consistencia interna y adecuada validez convergente y de criterio (e.g., Gilbert y Allan, 1998; Panagioti et al., 2013; Taylor et al., 2011a). Hasta el 2011, estos instrumentos de medida fueron utilizados en el 62% de los estudios que midieron derrota y atrapamiento (Taylor et al., 2011b).

El presente estudio tiene como objetivo adaptar al contexto español y analizar las propiedades psicométricas (fiabilidad y validez) de las escalas de derrota y de atrapamiento de Gilbert y Allan (1998) en una muestra de jóvenes adultos españoles (18-35 años). La elección de esta franja de edad está justificada por los preocupantes datos de la Organización Mundial de la Salud, los cuales revelan que el suicidio es la segunda causa de muerte prematura en personas de 15 a 29 años (WHO, 2017). Asimismo, en España, el 6,9% de los adolescentes padecen ideación suicida (Fonseca-Pedrero et al., 2018). Comúnmente, las

conductas suicidas emergen en la segunda década de vida, y los adolescentes que padecen ideación suicida tienen 12 veces más probabilidad de intentar contra su vida a la edad de 30 años (Cha et al., 2018; Kessler et al., 1999; Reinherz et al., 2006). Del mismo modo, la ideación suicida y las tentativas de suicidio en adolescentes se asocian a una menor satisfacción con la vida y bienestar emocional (Fonseca-Pedrero et al., 2018).

En primer lugar, siguiendo las fases del proceso de adaptación de test de la *International Test Commission* (ITC, 2010), se evaluarán las fuentes de error comunes en el proceso de adaptación (i.e., contexto, construcción y adaptación, aplicación e interpretación de las puntuaciones), con la finalidad de obtener dos versiones en español equivalentes conceptual y lingüísticamente a las escalas originales. Asimismo, se analizarán las propiedades psicométricas de las adaptaciones resultantes. Concretamente, se realizará un estudio de evidencias de validez basadas en la estructura interna de las escalas a través del análisis factorial y se estimará la fiabilidad de las puntuaciones de ambas escalas. Además, se efectuará un estudio de evidencias de validez basadas en la relación con otras variables del IMV como son la frustración de las necesidades psicológicas interpersonales y la desesperanza (moderadores motivacionales en el modelo), la sintomatología depresiva (estrechamente relacionada con el comportamiento autolítico y la condición de percibirse derrotado/a y atrapado/a) y la ideación suicida. Basado en estudios previos, correlaciones moderadas-altas, positivas y estadísticamente significativas entre derrota, atrapamiento y el resto de las variables consideradas supondrán evidencias favorables de validez.

## Método

### Participantes

En este estudio participaron 234 personas residentes en España de edades comprendidas entre 18 y 35 años ( $M = 25,69$ ,  $DT = 3,51$ ). La muestra estuvo compuesta por 94 hombres, 137 mujeres (tres personas marcaron otro sexo). Del total de la muestra, el 65% tenían estudios universitarios y el 33% estudios secundarios.

La selección de la muestra se llevó a cabo mediante muestreo incidental. Los participantes, reclutados a través de redes sociales y otras plataformas web con usuarios residentes en España, accedieron voluntariamente a completar un cuestionario online. Los criterios de inclusión fueron tener entre 18-35 años y aceptar voluntariamente la participación en el estudio.

### Procedimiento

El proceso de adaptación se llevó a cabo siguiendo las directrices de la *International Test Commission* (ITC, 2010) para la adaptación y la traducción de los test. Las indicaciones

se focalizan en cuatro fases: el contexto, la construcción y la adaptación, la aplicación y la interpretación de las puntuaciones.

La primera fase, el contexto, conllevó un estudio respecto a si los constructos a medir (derrota y atrapamiento) son extrapolables a la cultura receptora de la adaptación. En Europa, la escala de derrota (Forkmann et al., 2017) y la de atrapamiento (Trachsel et al., 2010) han sido adaptadas al contexto alemán con buenos resultados. Igualmente, la escala de derrota tiene una adaptación al contexto turco (Akin et al., 2013) con buenas propiedades psicométricas. La semejanza cultural de los países de Europa está en consonancia con la extrapolabilidad de los constructos a nuestra cultura. No obstante, el principal aval para extrapolar la derrota y el atrapamiento a la cultura española reside en que, originalmente, la definición operacional que sustenta el contenido de los ítems de ambas escalas comparte el mismo significado psicológico en nuestra cultura. En definitiva, se puede entender que ambos constructos son reproducibles en nuestro contexto preservando su significado psicológico original.

Para la fase de construcción y adaptación del instrumento de medida, un equipo interdisciplinar compuesto por una traductora oficial y dos psicólogos con amplia competencia lingüística en inglés (un experto en medición psicológica y un experto en conductas autolíticas) tradujo individualmente al español los ítems originales de ambas escalas para, posteriormente, cotejar las tres traducciones entre sí y compararla con los ítems originales. A continuación, se discutió la equivalencia conceptual y lingüística de las tres traducciones con el fin de atender a las discrepancias resultantes. Los ítems en español con mayor grado de consenso conformaron las versiones adaptadas de la escala de derrota y atrapamiento. Tras un pilotaje en población general, se comprobó que los participantes entendían adecuadamente los ítems (solo se hicieron pequeñas modificaciones lingüísticas para mejorar la comprensión de los ítems).

Finalmente, la interpretación de las puntuaciones de las escalas adaptadas al español es idéntica a la de las escalas originales. Y, al igual que las pruebas originales, ambas escalas están diseñadas para ser autoadministradas con el propósito de obtener dos instrumentos de medida de fácil administración en el contexto clínico.

En el presente estudio se administró un cuestionario online compuesto por sendas escalas (i.e., escala de derrota y escala de atrapamiento), las variables relacionadas y algunas preguntas sociodemográficas (edad, sexo, nivel educativo y estado civil). Todos los participantes fueron voluntarios y su participación fue anónima y confidencial. Asimismo, todos los participantes dieron su consentimiento informado. Este estudio fue aprobado por el Comité de Bioética en Investigación Humana de la Universidad de Almería (España).

## Instrumentos

La derrota se midió a través de *la adaptación al español de la escala de derrota* (escala original de Gilbert y Allan, 1998). Escala autoadministrada de 16 ítems que evalúa la frecuencia con la que los participantes se han sentido derrotados en la última semana. Las opciones de respuesta son de tipo Likert de 5 puntos desde 0 (*nunca*) hasta 4 (*siempre*). Los ítems 2, 4 y 9 están invertidos y hacen referencia a percibirse como un/a ganador/a. La puntuación total de la escala de derrota oscila entre 0 y 64 puntos. A mayor puntuación, más percepción de estar derrotado. La escala original, entendida como unidimensional, mostró una buena consistencia interna en una muestra de estudiantes (alfa de Cronbach de ,94) y en una muestra de personas con depresión (alfa de Cronbach de ,93). Debido a que diferentes estudios han hallado que los ítems invertidos conforman un factor diferenciado del resto (Forkmann et al., 2018; Gilbert y Allan, 1998), en el presente trabajo se analizará la estructura de la escala atendiendo al posible efecto de método o *wording effect*.

El atrapamiento se midió a través de *la adaptación al español de la escala de atrapamiento* (versión original de Gilbert y Allan, 1998). Escala autoadministrada de 16 ítems divididos originalmente en dos subescalas (6 ítems de atrapamiento interno y 10 ítems de atrapamiento externo). Los participantes deben indicar el grado en el que los ítems representan sus pensamientos y sentimientos. Las opciones de respuesta son de tipo Likert de 5 puntos, de 0 (*no del todo como yo*) a 4 (*extremadamente como yo*). La puntuación total de la escala de atrapamiento oscila entre 0 y 64 puntos. A mayor puntuación, más percepción de estar atrapado/a. Las subescalas originales mostraron una buena consistencia interna en una muestra de estudiantes (alfa de Cronbach de la escala de atrapamiento interno de ,93 y externo de ,88) y en una muestra de personas con depresión (alfa de Cronbach de la escala de atrapamiento interno de ,86 y externo de ,89). En el presente estudio, se analizará la dimensionalidad de la escala, para considerarla bidimensional como la original, o unidimensional tal y como sugieren hallazgos posteriores (e.g., Taylor et al., 2009).

La desesperanza se midió a través de *la versión española* (Aguilar et al., 1995) *de la escala de desesperanza de Beck* (Beck et al., 1974). Es una escala autoaplicada conformada por 20 ítems sobre las expectativas negativas de futuro, el bienestar y la habilidad para afrontar las dificultades en la vida. Los participantes, dependiendo de si el enunciado del ítem refleja su realidad o no, deben seleccionar verdadero (1) o falso (0). La puntuación total oscila entre 0 y 20 puntos. A mayor puntuación, más desesperanza. Esta escala ha mostrado buenas propiedades psicométricas con un alfa de Cronbach de ,82 (Aguilar et al., 1995). En nuestro estudio, el coeficiente alfa de Cronbach es ,87 y el coeficiente de dos mitades (Spearman-Brown) es ,87.

Como indicador de ideación suicida se empleó el ítem 9 de la adaptación al español (Sanz et al., 2003) del inventario de depresión de Beck versión II (BDI-II; Beck et al., 1996). El ítem 9 evalúa la existencia de ideación suicida y sus opciones de respuesta hacen distinción entre la

ausencia de ideación suicida (0 = *No tengo ningún pensamiento de matarme*), la ideación suicida pasiva (1 = *He tenido pensamiento de matarme, pero no lo haría*) y la ideación suicida activa (2 = *Querría matarme*, 3 = *Me mataría si tuviera oportunidad*).

La gravedad de la sintomatología depresiva se midió a través *la adaptación al español* (Sanz et al., 2003) *del inventario de depresión de Beck*, versión II (BDI-II; Beck et al., 1996). El BDI-II consta de 21 ítems de respuesta múltiple. Las opciones de respuesta oscilan entre 0 y 3 puntos y la puntuación total de la escala oscila entre 0 y 63 puntos. En nuestro estudio, el instrumento ha mostrado una consistencia interna alta (coeficiente alfa de Cronbach de ,94) y un coeficiente de dos mitades (Spearman-Brown) de ,95.

La frustración de las necesidades interpersonales se midió a través de *la adaptación al español* (Ordoñez-Carrasco et al., 2018) *del cuestionario de necesidades interpersonales* (INQ-10; Van Orden et al., 2008). Cuestionario conformado por dos escalas: la frustración de la necesidad de pertenencia (cuatro ítems) y la sensación de ser una carga para sí mismo/a o los demás (seis ítems). El formato de respuesta es tipo Likert de 7 puntos. Las opciones de respuesta oscilan entre 1 (*no es cierto para mí*) y 7 (*totalmente cierto para mí*) puntos. La puntuación total para la escala de pertenencia frustrada fluctúa entre 4 y 28 y para la escala de sensación de sentirse una carga entre 6 y 42. Ambas subescalas han mostrado una consistencia interna adecuada con un alfa de Cronbach de ,92 para la sensación de sentirse una carga y ,80 para la pertenencia frustrada (Ordoñez-Carrasco et al., 2018). En nuestro estudio, las subescalas han mostrado un coeficiente alfa de Cronbach de ,95 y ,80, y un coeficiente de dos mitades (Spearman-Brown) de ,96 y ,82 para la subescala de carga y para la de pertenencia frustrada, respectivamente.

## **Análisis de datos**

No hubo datos perdidos. Primero se calcularon los estadísticos descriptivos (media, desviación típica, asimetría y kurtosis) de los ítems de las escalas adaptadas de derrota y atrapamiento. La prueba de normalidad a través del test de Kolmogorov-Smirnov rechazó la hipótesis nula de normalidad univariante ( $p < ,001$ ) y, por tanto, se entiende que no existe normalidad multivariante.

Previo a los análisis factoriales, la muestra total ( $N = 234$ ) se dividió aleatoriamente en dos. Para la realización del análisis factorial exploratorio (AFE) de cada escala se utilizó la submuestra 1 ( $n = 117$ ). Se obtuvo el índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y el test de esfericidad de Bartlett con el objetivo de medir la adecuación de la matriz de correlación para el análisis factorial. El método de factorización para sendas escalas fue ejes principales. El número de factores a extraer fue determinado por un análisis paralelo.

Con la submuestra 2 ( $n = 117$ ) se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC). Se utilizó el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados debido al pequeño tamaño muestral, el incumplimiento del supuesto de normalidad multivariante y al tipo de formato de respuesta utilizado. Las medidas de ajuste reportadas según este método fueron: la raíz media cuadrática de los residuales (RMR), el índice de bondad de ajuste ajustado (AGFI) y el índice de ajuste normado (NFI). Los índices de ajuste se interpretaron con los puntos de corte propuestos por Hu y Bentler (1999). Valores aproximados de los índices de ajuste de  $>,90$  para AGFI, de  $>,95$  para NFI y de  $<,06/08$  para RMR indican un buen ajuste del modelo.

Posteriormente, con los datos del total de la muestra, se obtuvo la fiabilidad de las puntuaciones de ambas escalas a través del coeficiente alfa de Cronbach, el procedimiento de dos mitades (Spearman-Brown) y el coeficiente Omega. Finalmente, con la muestra total, y con la finalidad de explorar las evidencias de validez basadas en la relación con otras variables, se llevó a cabo el análisis de las correlaciones entre la puntuación total de la escala de derrota y la escala de atrapamiento con el BDI-II, el ítem 9 del BDI-II, la escala de desesperanza de Beck y la frustración de las necesidades psicológicas interpersonales (INQ-10).

Los programas estadísticos utilizados en este trabajo han sido el software SPSS v.25 para la selección de las dos muestras aleatorias, los análisis descriptivos, las correlaciones bivariadas y el análisis factorial exploratorio. Asimismo, para el análisis factorial confirmatorio se utilizó para el análisis paralelo y el coeficiente Omega se utilizó JASP versión 0.9.2.

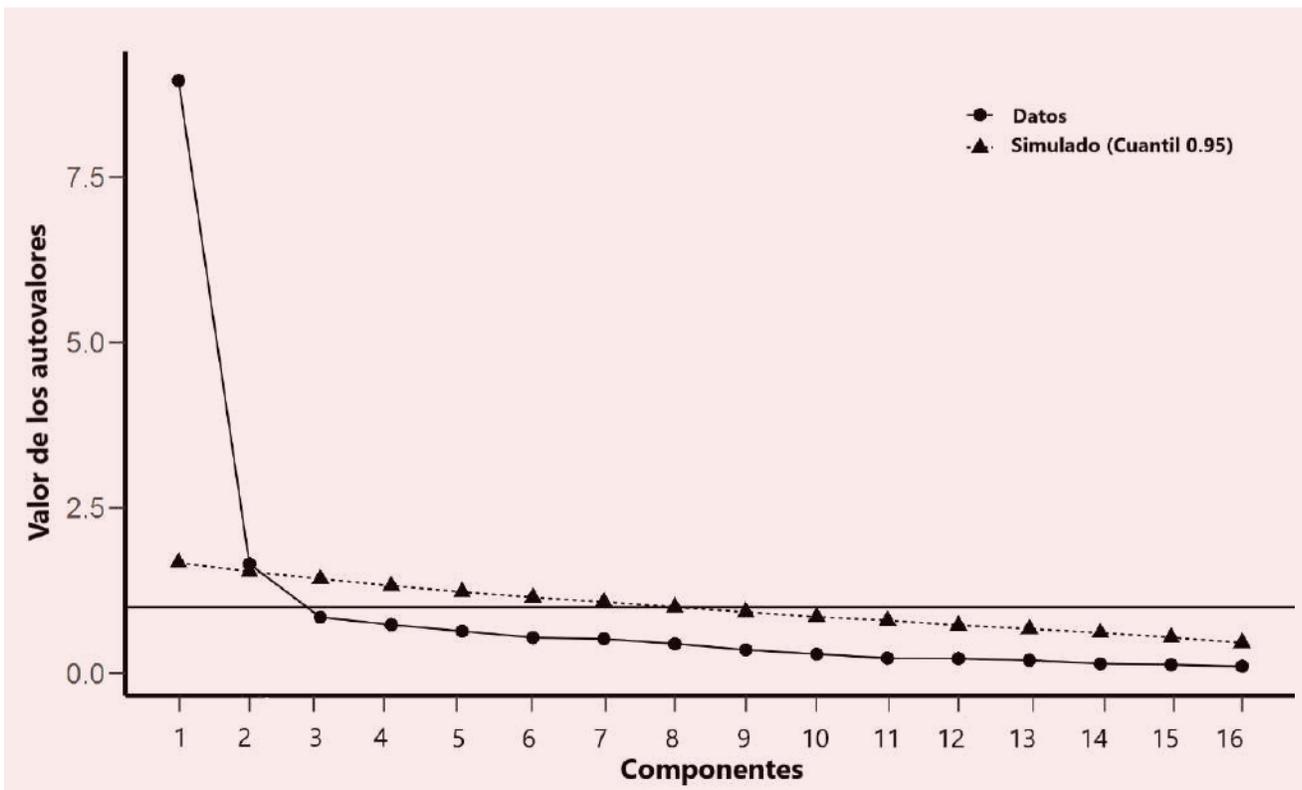
## Resultados

### Estructura interna y fiabilidad

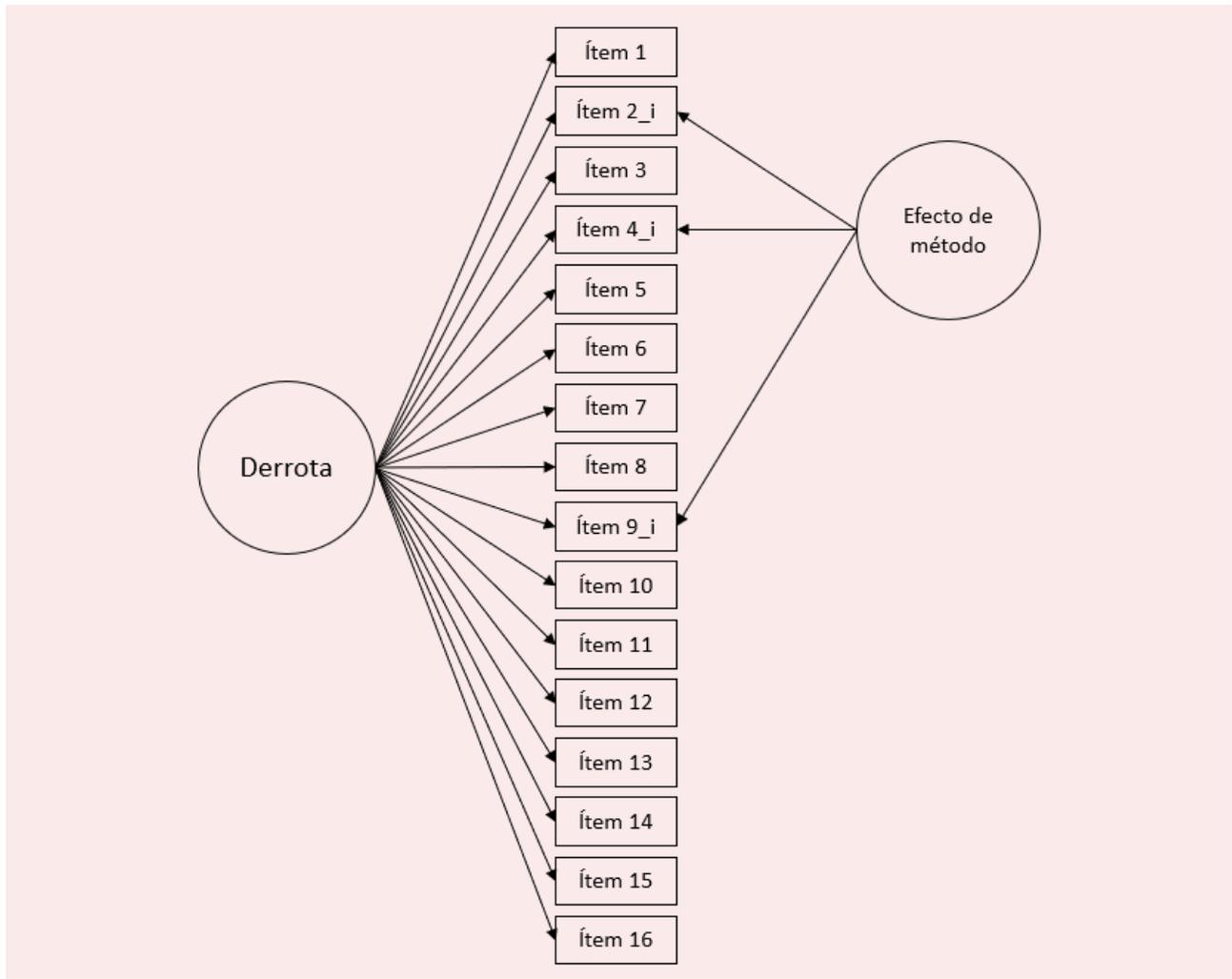
Con la submuestra 1, para la escala de derrota, los valores obtenidos en el test de Kaiser-Meyer-Olkin ( $KMO = ,928$ ) y la prueba de esfericidad de Bartlett ( $\text{Chi-cuadrado} = 1476,81$ ;  $gl = 120$ ;  $p < ,001$ ) fueron compatibles con la factorización de la matriz de correlaciones. El análisis paralelo apuntó una solución de dos factores (Figura 1), los cuales, en el AFE, explicaron el 61,39% de la varianza (factor 1 o percepción de derrota = 53,91%; factor 2 o percepción de ser un ganador = 7,48%). La solución bifactorial es acorde con un efecto de método conformado por los ítems invertidos que hacen alusión a ser un ganador. Esto se hace patente en las cargas factoriales de los ítems invertidos (ítem 2, 4, 9) en ambos factores (Tabla 1). Todos los ítems del factor 1 saturaron por encima de  $,40$ , a excepción del ítem 9 (factor 1 =  $,32$ ; factor 2 =  $,45$ ).

Con la submuestra 2, se utilizó un AFC para comprobar el modelo bifactorial con un factor de método conformado por los ítems invertidos (Figura 2), tal como relata la literatura (Forkmann et al., 2018; Gilbert y Allan, 1998). El modelo bifactorial (Holzinger y Swineford, 1937), ampliado a los ítems derespuesta discreta por Gibbons y Hedeker (1992), requiere que cada

uno de los ítems carguen en una dimensión primaria o general (en este caso percepción de derrota) y en no más de una dimensión secundaria. Las dimensiones secundarias pueden ser factores metodológicos o dimensiones basadas en la similitud de contenido. En nuestro caso, los ítems referidos a la percepción de ser un ganador (como polo opuesto a la percepción de derrota) están invertidos, y son ítems candidatos a formar una dimensión secundaria. Estos modelos suponen que todas las interrelaciones entre los ítems se explican por su asociación con la dimensión primaria y con el subdominio específico al que pertenecen, así como que cada subdominio o dimensión secundaria es independiente (Gibbons, 2014). Los valores de las cargas factoriales estandarizadas de los ítems del factor general de derrota oscilaron entre ,57 y ,90, a excepción de los ítems invertidos, los cuales obtuvieron cargas factoriales que oscilaron entre ,36 y ,57 (Tabla 1). Asimismo, las cargas factoriales estandarizadas de los ítems invertidos que conforman el factor “efecto de método” de la escala de derrota oscilaron entre ,21 y ,89 (Tabla 1). Los valores de los índices de ajuste obtenidos (AGFI = ,989; NFI = ,989 y RMR = ,068) mostraron un buen ajuste para el modelo bifactorial, con un factor general de derrota y un factor de método conformado por los ítems invertidos. Este hallazgo es consistente con la consideración unifactorial de la medida de derrota para la obtención de una puntuación total compuesta por la suma de los 16 ítems.



**Figura 1:** Gráfico de sedimentación de los valores propios (análisis paralelo de la escala de derrota)

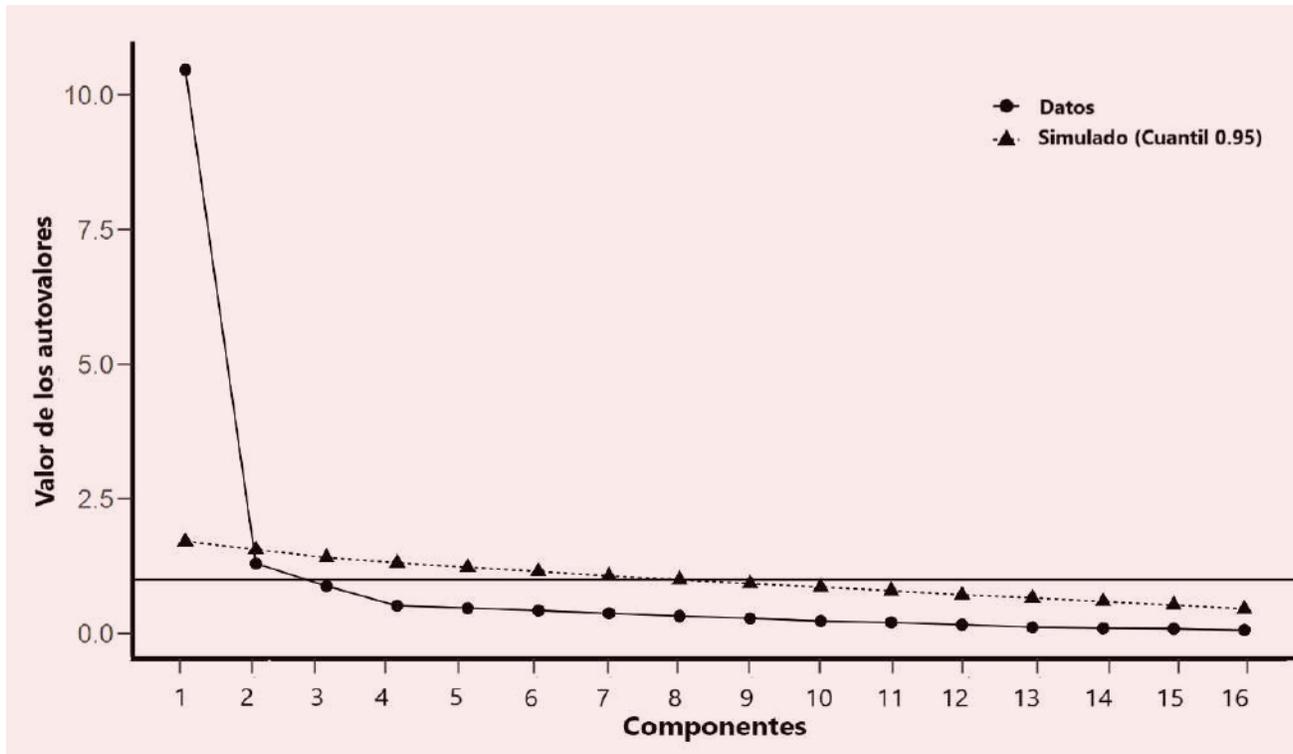


**Figura 2:** Modelo bifactorial de la escala de derrota (efecto de método)

Para la escala de atrapamiento, con los datos de la submuestra 1, los valores del test de Kaiser-Meyer-Olkin ( $KMO = ,924$ ) y la prueba de esfericidad de Bartlett ( $\text{Chi-cuadrado} = 1948,19$ ;  $gl = 120$ ;  $p < ,001$ ) fueron compatibles con la factorización de la matriz de correlaciones. A pesar de la propuesta original de dos factores (atrapamiento interno y externo), el análisis paralelo indicó la extracción de un solo factor (Figura 3) y el AFE unifactorial explicó el 63,39% de la varianza; resultados en consonancia con los hallazgos de Taylor et al. (2009). Todos los ítems de la escala de atrapamiento saturaron por encima de ,56 (Tabla 1). Con el fin de comprobar si todos los ítems saturaban en un único factor de atrapamiento, se llevó a cabo un AFC con los datos de la submuestra 2. Los valores de las cargas factoriales estandarizadas de los ítems de la escala de atrapamiento oscilaron entre ,61 y ,87 (Tabla 1). Los valores de los índices de ajuste obtenidos ( $AGFI = ,990$ ;  $NFI = ,991$  y  $RMR = ,077$ ) mostraron un buen ajuste para el modelo unifactorial, en consonancia con la solución mostrada por el AFE.

**Tabla 1:** Análisis factorial exploratorio (AFE) y solución estandarizada del análisis factorial confirmatorio (AFC) de las adaptaciones al español de las escalas de derrota y atrapamiento

Ítems		AFE		AFC	
<b>Escala de derrota</b>		<b>Factor 1</b>	<b>Factor 2</b>	<b>Factor 1</b>	<b>Factor de método</b>
1	Siento que no he aprovechado mi vida	,64	-,03	,73	-
2	Siento que soy una persona exitosa	,47	,59	,57	,89
3	Siento que la vida me ha vencido	,69	-,13	,88	-
4	Siento que soy un/a ganador/a nato/a	,41	,67	,36	,52
5	Siento que he perdido mi lugar en el mundo	,78	,05	,78	-
6	Siento que la vida me ha tratado muy mal	,58	-,12	,57	-
7	Me siento impotente	,71	-,07	,68	-
8	Siento que he perdido la confianza en mí mismo/a	,84	-,17	,82	-
9	Me siento capaz de afrontar cualquier cosa que se interponga en mi camino	,32	,45	,40	,21
10	Siento que he tocado fondo	,88	-,21	,81	-
11	Me siento totalmente anulado/a	,88	-,09	,90	-
12	Siento que soy un/a perdedor/a	,91	-,10	,85	-
13	Siento que me he rendido	,82	-,15	,88	-
14	Me siento hundido/a y perdido/a	,89	-,13	,89	-
15	Siento que he perdido batallas importantes en mi vida	,75	-,14	,71	-
16	Siento que no me quedan fuerzas para luchar	,85	-,08	,75	-
<b>Varianza explicada =</b>		53,91%	7,48%	<b>AGFI = ,989</b>	
<b>Kaiser-Meyer-Olkin =</b>		,928		<b>NFI = ,989</b>	
<b>Esfericidad de Bartlett =</b>		1476,81*		<b>RMR = ,068</b>	
Ítems		AFE		AFC	
<b>Escala de atrapamiento</b>		<b>Factor</b>		<b>Factor</b>	
1	Quiero escapar de mí mismo/a	,86		,87	
2	Siento que soy incapaz de cambiarme a mí mismo/a	,79		,84	
3	Me gustaría huir de mis pensamientos y sentimientos	,80		,74	
4	Me siento atrapado/a en mí mismo/a	,86		,78	
5	Me gustaría huir de lo que soy y empezar de nuevo	,84		,83	
6	Siento que estoy en un pozo del que no puedo salir	,89		,84	
7	Me encuentro en una situación en la que me siento atrapado/a	,87		,84	
8	Deseo con todas mis fuerzas escapar de mi vida	,89		,87	
9	Mantengo un tipo de relaciones en mi vida de las que no puedo salir	,57		,67	
10	A menudo tengo la sensación de que me gustaría huir	,83		,87	
11	Me siento incapaz de cambiar las cosas	,84		,84	
12	Me siento atrapado/a por mis obligaciones	,56		,61	
13	No le veo salida a mi situación actual	,89		,85	
14	Me gustaría alejarme de la gente que más influye en mi vida	,63		,74	
15	Desearía escapar y mantenerme fuera de donde estoy ahora	,86		,86	
16	Me siento atrapado/a por otras personas	,62		,72	
<b>Varianza explicada =</b>		63,39%		<b>AGFI = ,990</b>	
<b>Kaiser-Meyer-Olkin =</b>		,924		<b>NFI = ,991</b>	
<b>Esfericidad de Bartlett =</b>		1948,19*		<b>RMR = ,077</b>	



**Figura 3:** Gráfico de sedimentación de los valores propios (análisis paralelo de la escala de atrapamiento)

Considerando ambas medidas como unidimensionales, para el total de la muestra, la estimación de la fiabilidad de las puntuaciones de la escala de derrota a través del coeficiente alfa de Cronbach fue de ,94, de ,93 mediante dos mitades (Spearman-Brown) y de ,95 a través del coeficiente Omega. Para las puntuaciones de la escala de atrapamiento, el coeficiente alfa de Cronbach fue de ,96, el de dos mitades ,98 y el coeficiente Omega ,97.

### Estadísticos descriptivos

En la Tabla 2 se muestra los estadísticos descriptivos de ambas escalas para el total de la muestra. La puntuación total media de la escala de derrota fue 18,24 ( $DT = 13,31$ ). El ítem 4 (*siento que soy un/a ganador/a nato/a*) obtuvo la mayor puntuación media ( $M = 2,67$ ;  $DT = 1,17$ ) en la escala de derrota. En cambio, la menor puntuación media ( $M = 0,57$ ;  $DT = 1,01$ ) fue obtenida por el ítem 11 (*me siento totalmente anulado/a*).

La puntuación total media de la escala de atrapamiento fue 14,40 ( $DT = 15,08$ ). El ítem 12 (*me siento atrapado por mis obligaciones*) obtuvo la mayor puntuación media ( $M = 1,35$ ;  $DT = 1,24$ ). En contraposición, el ítem 9 (*mantengo un tipo de relaciones en mi vida de las que no puedo salir*) obtuvo la menor puntuación media ( $M = 0,53$ ;  $DT = 0,92$ ).

**Tabla 2:** Estadísticos descriptivos de los ítems de las adaptaciones al español de las escalas de derrota y atrapamiento

<i>Ítems</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>Asimetría</i>	<i>Kurtosis</i>
<b>Escala de derrota</b>				
1 Siento que no he aprovechado mi vida	1,54	1,28	0,36	-0,87
2 Siento que soy una persona exitosa	2,14	1,12	0,14	-0,72
3 Siento que la vida me ha vencido	0,68	1,01	1,40	1,14
4 Siento que soy un/a ganador/a nato/a	2,67	1,17	-0,47	-0,79
5 Siento que he perdido mi lugar en el mundo	0,86	1,18	1,21	0,41
6 Siento que la vida me ha tratado muy mal	1,11	1,18	0,84	-0,17
7 Me siento impotente	1,26	1,11	0,48	-0,62
8 Siento que he perdido la confianza en mí mismo/a	1,19	1,28	0,85	-0,39
9 Me siento capaz de afrontar cualquier cosa que se interponga en mi camino	1,62	1,23	0,41	-0,77
10 Siento que he tocado fondo	0,65	1,04	1,59	1,67
11 Me siento totalmente anulado/a	0,57	1,01	1,87	2,85
12 Siento que soy un/a perdedor/a	0,70	1,13	1,66	1,79
13 Siento que me he rendido	0,63	1,03	1,73	2,36
14 Me siento hundido/a y perdido/a	0,80	1,15	1,45	1,18
15 Siento que he perdido batallas importantes en mi vida	1,22	1,27	0,76	-0,45
16 Siento que no me quedan fuerzas para luchar	0,62	0,94	1,52	1,78
<b>Escala de atrapamiento</b>				
1 Quiero escapar de mí mismo/a	0,78	1,17	1,44	1,07
2 Siento que soy incapaz de cambiarme a mí mismo/a	0,95	1,16	1,04	0,06
3 Me gustaría huir de mis pensamientos y sentimientos	1,33	1,29	0,59	-0,76
4 Me siento atrapado/a en mí mismo/a	0,79	1,20	1,36	0,69
5 Me gustaría huir de lo que soy y empezar de nuevo	1,12	1,34	0,98	-0,29
6 Siento que estoy en un pozo del que no puedo salir	0,59	1,07	1,89	2,66
7 Me encuentro en una situación en la que me siento atrapado/a	0,89	1,17	1,20	0,47
8 Deseo con todas mis fuerzas escapar de mi vida	0,70	1,19	1,70	1,77
9 Mantengo un tipo de relaciones en mi vida de las que no puedo salir	0,53	0,92	1,82	2,69
10 A menudo tengo la sensación de que me gustaría huir	1,11	1,24	0,86	-0,35
11 Me siento incapaz de cambiar las cosas	1,01	1,15	0,95	-0,08
12 Me siento atrapado/a por mis obligaciones	1,35	1,24	0,50	-0,75
13 No le veo salida mi situación actual	0,82	1,16	1,39	1,01
14 Me gustaría alejarme de la gente que más influye en mi vida	0,72	1,04	1,38	1,14
15 Desearía escapar y mantenerme fuera de donde estoy ahora	1,00	1,23	1,01	-0,09
16 Me siento atrapado/a por otras personas	0,71	1,08	1,46	1,21

## Evidencias de validez basadas en la relación con otras variables

Con el total de la muestra, se analizaron las evidencias de validez basadas en la relación entre la puntuación total de la escala de derrota, la escala de atrapamiento y cinco variables de la red nomológica del modelo IMV y del comportamiento suicida: gravedad de la sintomatología depresiva (BDI-II), la desesperanza (escala de desesperanza de Beck), la frustración de la necesidad de pertenencia y la sensación de ser una carga (INQ-10) y la ideación suicida (ítem 9 del BDI-II). La depresión tuvo una relación fuerte, directa y positiva con la derrota y el atrapamiento (coeficientes de correlación de ,85 y ,84, respectivamente). La pertenencia frustrada se relacionó con la puntuación total de ambas escalas de forma directa y positiva, pero con menor magnitud, con coeficientes de correlación entre pertenencia frustrada y derrota de ,30, y entre pertenencia frustrada y atrapamiento de ,23. La correlación entre la escala de derrota y atrapamiento fue de ,89. El resto de las

correlaciones fueron positivas, moderadas-altas, estadísticamente significativas (Tabla 3) y acordes con la literatura, por lo que constituyen muestras de evidencias de validez favorables.

**Tabla 3:** Coeficientes de correlación de Pearson entre las puntuaciones totales de las adaptaciones al español de las escalas de derrota, atrapamiento y el resto de las variables

	Derrota	Atrapamiento	Ideación suicida	Depresión	Desesperanza	Sentirse una carga	Pertenencia frustrada
<b>Derrota</b>	-	,89*	,55*	,85*	,80*	,81*	,50*
<b>Atrapamiento</b>	-	-	,52*	,84*	,76*	,80*	,25*
<b>Media</b>	18,24 (rango 0-64)	14,40 (rango 0-64)	0,28 (rango 0-3)	12,34 (rango 0-53)	3,63 (rango 0-14)	11,46 (rango 6-42)	12,30 (rango 4-28)
<b>Desviación típica</b>	13,31	15,08	0,54	11,09	3,02	8,26	5,74

\*p < ,001

## Discusión

El presente trabajo ha adaptado al contexto español los dos instrumentos de medida más utilizados para medir la percepción de derrota y atrapamiento. Siguiendo los pasos recomendados para la adaptación de test, se obtuvieron dos versiones consensuadas y equivalentes, conceptual y lingüísticamente, a las escalas originales. Las propiedades psicométricas de sendas escalas son consistentes con las versiones originales (Gilbert y Allan, 1998) y con las adaptaciones a otros contextos culturales (Akin et al., 2013; Forkmann et al., 2017; Trachsel et al., 2010).

La estructura interna de la escala de derrota, con una solución bifactorial, coincide con los hallazgos de la versión original (Gilbert y Allan, 1998), aunque es la primera vez que se realiza un modelo bifactorial para confirmar el efecto de método de los ítems invertidos. Forkmann et al. (2018), mediante un análisis de redes, mostró que los ítems de la escala de derrota se agrupaban en dos clústeres: ítems pertenecientes al primer factor (factor general de derrota) e ítems correspondientes con el segundo factor (sentirse un ganador). Tanto Gilbert y Allan (1998) como Forkmann et al. (2018) señalan que este resultado se debe a la influencia de la formulación positiva o negativa de los ítems en la interpretación y respuesta de los participantes. Nuestros datos muestran la existencia de un factor general de derrota y un factor complementario debido al efecto de método. Por lo que, en términos prácticos, podría considerarse una medida unidimensional.

En cuanto a la estructura interna de la escala de atrapamiento, el resultado ratifica la solución unifactorial. La escala original fue dividida en dos subescalas (atrapamiento interno o externo) debido al desconocimiento sobre si era importante el tipo de estresor o si, en cambio, predominaba una motivación de escape generalizada (Gilbert y Allan, 1998). Sin embargo, un estudio posterior confirmó la estrecha relación entre ambas subescalas como hallazgo a favor de la conceptualización del atrapamiento como un constructo unidimensional (Taylor et al., 2009).

Respecto a las evidencias de validez basadas en la relación con otras variables, los resultados son coherentes con los hallazgos obtenidos en trabajos anteriores. Las relaciones positivas y estadísticamente significativas entre las necesidades interpersonales (percepción de ser una carga y pertenencia frustrada), la derrota y el atrapamiento están en consonancia con los resultados de Dhingra et al. (2016), Forkmann y Teismann (2017) y la asunción sobre el rol de las necesidades interpersonales como moderadores motivacionales facilitadores de la ideación suicida en el IMV (O'Connor, 2011; O'Connor y Kirtley, 2018). Igualmente, la relación alta, positiva y estadísticamente significativa entre derrota, atrapamiento y sintomatología depresiva corroboran los resultados de Carvalho et al. (2013) y Panagioti et al. (2017). Sloman (2000) propone que la sintomatología depresiva podría ser consecuencia de experimentar situaciones en las que el individuo se siente incapaz de escapar (atrapamiento) del estado de derrota. Dichas circunstancias están caracterizadas por una alta percepción de atrapamiento y son depresogénicas en cuanto a su capacidad para mantener o exacerbar el sentido inicial de derrota y, por consiguiente, la sintomatología depresiva. Por otra parte, las relaciones positivas, altas y estadísticamente significativas entre la derrota, el atrapamiento y la desesperanza son coherentes con los resultados de anteriores estudios (e.g., Panagioti et al., 2012). Según el IMV, la desesperanza juega un rol moderador basado en *el modelo de evaluación esquemática del suicidio* (Johnson et al., 2008). Este modelo concibe la desesperanza como resultado de un sistema de evaluación negativo que interactúa y empeora las evaluaciones de derrota y atrapamiento. Por último, las relaciones positivas, altas y estadísticamente significativas entre la derrota, el atrapamiento y la ideación suicida son concordantes con hallazgos anteriores (O'Connor y Portzky, 2018; Siddaway et al., 2015; Taylor et al., 2011a) y con los supuestos centrales del IMV (O'Connor, 2011).

Durante los últimos 20 años existe un debate en la literatura sobre la validez factorial de ambas escalas motivado por la alta correlación entre ellas. Algunos autores han conceptualizado la derrota y el atrapamiento como constructos independientes (e.g., Gilbert y Allan, 1998; O'Connor, 2003; O'Connor, 2011). Otros autores defienden que ambos constructos son interdependientes (e.g., Rasmussen et al., 2010), ya que encuentran evidencias sobre el incremento de la derrota ante la situación de sentirse atrapado. Finalmente, otros autores (e.g., Taylor et al., 2009) sugieren que ambos constructos emergen como reacciones distintas antes los eventos aversivos, pero su concomitancia los hace tan interdependientes como para poder considerarlos un único factor indistinguible. Actualmente, el debate sigue vigente y genera contribuciones a través de técnicas novedosas, como el análisis de redes (Forkmann et al., 2018). Nuestros resultados son coherentes con las hipótesis sobre la interdependencia de ambos constructos. A pesar de ello, con el fin de aportar dos escalas que permitan comprobar los supuestos del IMV, el presente estudio ha analizado ambas escalas de forma independiente.

Nuestro trabajo no está exento de limitaciones. El muestreo incidental limita la generalización de los resultados. Además, dado el tamaño muestral empleado para los cuatro modelos de

análisis factorial (exploratorios y confirmatorios), la interpretación de los hallazgos obtenidos debe ser tomados con cautela, y se hace necesario ampliar la muestra para avalar la estabilidad de las soluciones obtenidas. Del mismo modo, debido a la naturaleza clínica de las variables y a la baja presencia de comportamiento suicida en población general, los datos presentaron cierta restricción de rango. No obstante, este estudio se centra en la adaptación cultural de las escalas de derrota y atrapamiento en jóvenes adultos españoles como estudio preliminar a la generalización del uso de estas escalas en otros contextos (e.g., clínico).

Futuros estudios deberían ampliar este trabajo con el fin de obtener evidencia empírica que avale el uso de las escalas de derrota y atrapamiento en poblaciones con mayor prevalencia de ideación y conductas suicidas (e.g., población clínica). Del mismo modo, un mayor tamaño muestral permitiría corroborar los hallazgos obtenidos, así como el análisis de la invarianza factorial por sexo y el comportamiento diferencial de los ítems, complementando así los resultados obtenidos en el presente trabajo.

## **Conclusiones y aportes del estudio**

Ante la sospecha de riesgo suicida en adultos jóvenes, el uso de las adaptaciones al español de las escalas de derrota y atrapamiento podría contribuir en una mejora del cribaje, la evaluación del riesgo suicida y la intervención psicológica, orientando esta última a los elementos y mecanismos potenciales sugeridos en el modelo integrado motivacional-volitivo del suicidio (IMV). Asimismo, con relación al contexto académico, se podrían replicar los supuestos del modelo con población hispanoparlante y realizar contribuciones significativas en pos de clarificar los mecanismos del IMV, pudiendo repercutir en una mejora de la intervención y la prevención del suicidio en adultos jóvenes.

## **Reconocimientos**

El presente trabajo ha sido financiado por el Ministerio de Educación, Cultura y Deporte de España para la Formación de Profesorado Universitario (Programa Estatal de Promoción del Talento y su Empleabilidad) adjudicado en concurso público (Ref. FPU16/00534).

## **Conflicto de intereses:**

Los autores firmantes del manuscrito declaran que no existe ningún conflicto de interés relacionado con el presente artículo.

## References

- Aguilar, E. J., Hidalgo, M. D., Cano, R., López, J. C., Campillo, M. y Hernández, M. (1995). Estudio prospectivo de la desesperanza en pacientes psicóticos: características psicométricas de la Escala de Desesperanza de Beck. *Anales de Psiquiatría, 11*, 121-125.
- Akin, A., Uysal, R., Çitemel, N. y Akin, Ü. (2013). The validity and reliability of turkis version of the defeat scale. *International Online Journal of Education Sciences, 5*(3), 660-666. <https://tinyurl.com/ab8w8ay4>
- Beck, A. T., Steer, R. A. y Brown, G. K. (1996). *Manual for the Beck Depression Inventory-II*. Psychological Corporation.
- Beck, A. T., Weissman, A., Lester, D. y Trexler, L. J. (1974). The measurement of pessimism: The hopelessness scales. *Journal of consulting and clinical psychology, 42*(2), 861-865. <https://doi.org/10.1037/h0037562>
- Carvalho, S., Pinto-Gouveia, J., Pimentel, P., Maia, D., Gilbert, P. y Mota-Pereira, J. (2013). Entrapment and Defeat Perceptions in Depressive Symptomatology: Through an Evolutionary Approach. *Psychiatry: Interpersonal and Biological Processes, 76*, 53-67. <https://doi.org/10.1521/psyc.2013.76.1.53>
- Cha, B.C., Franz, P. J., Guzman, E. M., Glenn, C. R., Kleiman, E. M. y Nock, M. K. (2018). Annual research review: Suicide among youth -Epidemiology, (potential) etiology, and treatment. *The Journal of Child Psychology and Psychiatry, 59*, 460-482. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12831>
- Chu, C., Buchman-Schmitt, J. M., Stanley, I. H., Hom, M. A., Tucker, R. P., Hagan, C. R... Joiner, T. E. (2017). The interpersonal theory of suicide: A systematic review and meta-analysis of a decade of cross-national research. *Psychological Bulletin, 143*, 1313-1345. <https://doi.org/10.1037/bul0000123>
- Dhingra, K., Boduszek, D. y O'Connor, R. C. (2015). Differentiating suicide attempters from suicide ideators using the Integrated Motivational-Volitional model of suicidal behaviour. *Journal of Affective Disorders, 186*, 211-218. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2015.07.007>
- Dhingra, K., Boduszek, D. y O'Connor, R. C. (2016). A structural test of the Integrated Motivational-Volitional model of suicidal behaviour. *Psychiatry Research, 239*, 169-178. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2016.03.023>

- Fonseca-Pedrero, E., Inchausti, F., Pérez-Gutiérrez, L., Aritio Solana, R., Ortuño-Sierra, J., Sánchez-García, M. Á., Lucas-Molina, B., Domínguez, C., Foncea, D., Espinosa, V., Gorriá, A., Urbiola-Merina, E., Fernández, M., Merina-Díaz, C., Gutiérrez, C., Aures, M., Campos, M. S., Domínguez-Garrido, E. y Pérez-de-Albéniz-Iturriaga, A. (2018). Ideación suicida en una muestra representativa de adolescentes españoles. *Revista de Psiquiatría y Salud Mental, 11*, 76-85. <https://doi.org/10.1016/j.rpsm.2017.07.004>
- Forkmann, T., Stenzel, J. S., Rath, D., Glaesmer, H. y Teismann, T. (2017). "Vom Leben geschlagen" - Validierung der deutschen Version der Defeat Scale (DS-d). *Psychotherapie Psychosomatik Medizinische Psychologie, 68*, 300-308. <https://doi.org/10.1055/s-0043-107027>
- Forkmann, T. y Teismann, T. (2017). Entrapment, perceived burdensomeness and thwarted belongingness as predictors of suicide ideation. *Psychiatry Research, 257*, 84-86. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2017.07.031>
- Forkmann, T., Teismann, T., Stenzel, J. S., Glaesmer, H. y de Beurs, D. (2018). Defeat and entrapment: more than meets the eye? Applying network analysis to estimate dimensions of highly correlated constructs. *BMC Medical Research Methodology, 18*: 16. <https://doi.org/10.1186/s12874-018-0470-5>
- Franklin, J., Ribeiro, J., Fox, K., Bentley, K., Kleiman, E., Huang, X., Musacchio, K., Jaroszewski, A., Chang, B. y Nock, M. (2017). Risk factors for suicidal thoughts and behaviors: A meta-analysis of 50 years of research. *Psychological Bulletin, 143*, 187-232. <https://doi.org/10.1037/bul0000084>
- Gibbons, R. D. (2014). Bi-factor Analysis. En A. C. Michalos (Ed.), *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research* (pp. 386-393). Springer. [https://doi.org/10.1007/978-94-007-0753-5\\_207](https://doi.org/10.1007/978-94-007-0753-5_207)
- Gibbons, R. D. y Hedeker, D. R. (1992). Full-information item bi-factor analysis. *Psychometrika, 57*, 423-436. <https://doi.org/10.1007/bf02295430>
- Gilbert, P. y Allan, S. (1998). The role of defeat and entrapment (arrested flight) in depression: an exploration of an evolutionary view. *Psychological Medicine, 28*, 585-598. <https://doi.org/10.1017/s0033291798006710>
- Holzinger, K. J. y Swineford, F. (1937). The Bi-factor method. *Psychometrika, 2*, 41-54. <https://doi.org/10.1007/bf02287965>
- Hu, L. y 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*, 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>

- International Test Commission. (2010). *International Test Commission Guidelines for Translating and Adapting Tests*. [<http://www.intestcom.org>].
- Johnson, J., Gooding, P. y Tarrier, N. (2008). Suicide risk in schizophrenia: Explanatory models and clinical implications. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 81, 55-77. <https://doi.org/10.1348/147608307x244996>
- Joiner, T. E. (2005). *Why people die by suicide*. Harvard University Press.
- Kessler, R. C., Borges, G. y Walters, E. E. (1999). Prevalence of and Risk Factors for Lifetime Suicide Attempts in the National Comorbidity Survey. *Archives of General Psychiatry*, 56, 617. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.56.7.617>
- Klonsky, E. D. y May, A. M. (2013). Differentiating Suicide Attempters from Suicide Ideators: A Critical Frontier for Suicidology Research. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 44, 1-5. <https://doi.org/10.1111/sltb.12068>
- Klonsky, E. D. y May, A. M. (2015). The Three-Step Theory (3ST): A New Theory of Suicide Rooted in the "Ideation-to-Action" Framework. *International Journal of Cognitive Therapy*, 8, 114-129. <https://doi.org/10.1521/ijct.2015.8.2.114>
- Klonsky, E. D. y May, A. M. (2016). The Importance of Accuracy and Care in Suicidology Discourse: A Reply to Nock et al. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 23, 35-38. <https://doi.org/10.1111/cpsp.12132>
- O'Connor, R. C. (2003). Suicidal Behavior as a Cry of Pain: Test of a Psychological Model. *Archives of Suicide Research*, 7, 297-308. <https://doi.org/10.1080/713848941>
- O'Connor, R. C. (2011). The Integrated Motivational-Volitional Model of Suicidal Behavior. *Crisis*, 32, 295-298. <https://doi.org/10.1027/0227-5910/a000120>
- O'Connor, R. C. y Kirtley, O. J. (2018). The integrated motivational-volitional model of suicidal behaviour. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 373, 20170268. <https://doi.org/10.1098/rstb.2017.0268>
- O'Connor, R. C. y Nock, M. K. (2014). The psychology of suicidal behaviour. *The Lancet Psychiatry*, 1, 73-85. [https://doi.org/10.1016/s2215-0366\(14\)70222-6](https://doi.org/10.1016/s2215-0366(14)70222-6)
- O'Connor, R. C. y Portzky, G. (2018). The relationship between entrapment and suicidal behavior through the lens of the integrated motivational-volitional model of suicidal behavior. *Current Opinion in Psychology*, 22, 12-17. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2017.07.021>

- O'Connor, R. C., Smyth, R., Ferguson, E., Ryan, C. y Williams, J. M. G. (2013). Psychological processes and repeat suicidal behavior: A four-year prospective study. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 81*, 1137-1143. <https://doi.org/10.1037/a0033751>
- Ordoñez-Carrasco, J. L., Salgueiro, M., Sayans-Jiménez, P., Blanc-Molina, A., García-Leiva, J. M., Calandre, E. P. y Rojas, A. J. (2018). Psychometric properties of the Spanish version of the 12-item Interpersonal Needs Questionnaire in fibromyalgia syndrome patients. *Anales de Psicología, 34*, 274. <https://doi.org/10.6018/analesps.34.2.293101>
- Owen, R., Dempsey, R., Jones, S. y Gooding, P. (2017). Defeat and Entrapment in Bipolar Disorder: Exploring the Relationship with Suicidal Ideation from a Psychological Theoretical Perspective. *Suicide and Life-Threatening Behavior, 48*, 116-128. <https://doi.org/10.1111/sltb.123431>
- Panagioti, M., Angelakis, I., Tarrrier, N. y Gooding, P. (2017). A Prospective Investigation of the Impact of Distinct Posttraumatic (PTSD) Symptom Clusters on Suicidal Ideation. *Cognitive Therapy and Research, 41*, 645-653. <https://doi.org/10.1007/s10608-016-9829-2>
- Panagioti, M., Gooding, P., Taylor, P. J. y Tarrrier, N. (2013). A model of suicidal behavior in post-traumatic stress disorder (PTSD): The mediating role of defeat and entrapment. *Psychiatry Research, 209*, 55-59. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2013.02.018>
- Pitman, A., Osborn, D., King, M. y Erlangsen, A. (2014). Effects of suicide bereavement on mental health and suicide risk. *The Lancet Psychiatry, 1*, 86-94. [https://doi.org/10.1016/s2215-0366\(14\)70224-x](https://doi.org/10.1016/s2215-0366(14)70224-x)
- Rasmussen, S. A., Fraser, L., Gotz, M., MacHale, S., Mackie, R., Masterton, G., ... O'Connor, R.C. (2010). Elaborating the cry of pain model of suicidality: Testing a psychological model in a sample of first-time and repeat self-harm patients. *British Journal of Clinical Psychology, 49*, 15-30. <https://doi.org/10.1348/014466509x415735>
- Reinherz, H. Z., Tanner, J. L., Berger, S. R., Beardslee, W. R. y Fitzmaurice, G. M. (2006). Adolescent Suicidal Ideation as Predictive of Psychopathology, Suicidal Behavior, and Compromised Functioning at Age 30. *American Journal of Psychiatry, 163*, 1226-1232. <https://doi.org/10.1176/ajp.2006.163.7.1226>
- Sanz, J., Perdigón, A. y Vázquez, C. (2003). Adaptación española del Inventario para la Depresión de Beck-II (BDI-II): 2. Propiedades psicométricas en población general. *Clínica y Salud, 14*, 249-280.
- Siddaway, A. P., Taylor, P. J., Wood, A. M. y Schulz, J. (2015). A meta-analysis of perceptions of defeat and entrapment in depression, anxiety problems, posttraumatic stress disorder, and suicidality. *Journal of Affective Disorders, 184*, 149-159. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2015.05.046>

- Sloman, L. (2000). How the involuntary defeat strategy relates to depression. En L. Sloman y P. Gilbert (Eds.), *Subordination and defeat: An evolutionary approach to mood disorders and their therapy* (pp. 47-67). Erlbaum.
- Stanley, B. y Brown, G. K. (2012). Safety Planning Intervention: A Brief Intervention to Mitigate Suicide Risk. *Cognitive and Behavioral Practice, 19*, 256-264. <https://doi.org/10.1016/j.cbpra.2011.01.001>
- Taylor, P. J., Gooding, P., Wood, A. M. y Tarrier, N. (2011b). The role of defeat and entrapment in depression, anxiety, and suicide. *Psychological Bulletin, 137*, 391-420. <https://doi.org/10.1037/a0022935>
- Taylor, P. J., Wood, A. M., Gooding, P., Johnson, J. y Tarrier, N. (2009). Are defeat and entrapment best defined as a single construct? *Personality and Individual Differences, 47*, 795-797. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2009.06.011>
- Taylor, P. J., Wood, A. M., Gooding, P. A. y Tarrier, N. (2011a). Prospective predictors of suicidality: Defeat and entrapment lead to changes in suicidal ideation over time. *Suicide and Life-Threatening Behaviour, 41*, 297-306. <https://doi.org/10.1111/j.1943-278x.2011.00029.x>
- Trachsel, M., Kieger, T., Gillbert, P. y Grosse, M. (2010). Testing a german adaption of entrapment scale and assesing the relation to depression. *Depression Research and Treatment, 2010*, 501782. <https://doi.org/10.1155/2010/501782>
- Van Orden, K. A., Witte, T. K., Gordon, K. H., Bender, T. W. y 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*, 72-83. <https://doi.org/10.1037/0022-006x.76.1.72>
- Wetherall, K., Robb, K. A. y O'Connor, R. C. (2018). An Examination of Social Comparison and Suicide Ideation through the Lens of the Integrated Motivational-Volitional Model of Suicidal Behavior. *Suicide and Life-Threatening Behavior, 49*, 167-182. <https://doi.org/10.1111/sltb.12434>
- World Health Organization (2017). *WHO media centre*. <https://tinyurl.com/ae3mc92h>

### Para citar en APA

Ordoñez-Carrasco, J. L., Cuadrado Guirado, I. y Rojas Tejada, A. (2021). Adaptación al español de las escalas de derrota y atrapamiento en jóvenes adultos: propiedades psicométricas. *Terapia Psicológica (En línea), 39(1)*, 17-37. <https://doi.org/10.4067/S0718-48082021000100017>