

Laura Masferrer<sup>1,2</sup>  
Josep Garre-Olmo<sup>3</sup>  
Bea Caparrós<sup>2</sup>

# Estructura factorial y validez de constructo concurrente del IDC entre usuarios de drogas en duelo

<sup>1</sup>Public Drug Centre. Cas Teresa Ferrer, Girona. Cas Ripoll. Institut d'Assistència Sanitària (IAS)

<sup>2</sup>Department of Psychology, University of Girona

<sup>3</sup>(Girona Biomedical Research Institute) IDIBGI - Research Unit - Institut d'Assistència Sanitària (IAS)

---

**Introducción.** Es importante entender las repercusiones del duelo complicado (DC) en el ámbito de las adicciones. Hasta la fecha no hay estudios que hayan examinado las propiedades psicométricas de ningún instrumento de evaluación del duelo en las personas con trastorno por uso de sustancias (TUS). Los participantes con TUS pueden tener una experiencia del duelo diferente a la de otras personas sin patología psiquiátrica y, por tanto, podrían responder de manera diferente a los instrumentos habituales que evalúan sintomatología del duelo complicado.

**Metodología.** Este estudio tiene como objetivo establecer las propiedades psicométricas de la adaptación española del Inventario de Duelo Complicado (IDC) en una muestra de 196 pacientes dependientes de drogas en duelo.

**Resultados.** Los resultados indican que la consistencia interna del ICG español fue alta (alfa de Cronbach=0,922). La adaptación española del ICG en la muestra con pacientes con TUS muestra buenas propiedades psicométricas y es una herramienta útil para discriminar reacciones de adaptación a la sintomatología de duelo complicado. Se identificaron cuatro factores: el malestar, la no aceptación, la soledad-aislamiento y la presencia del difunto. Esos factores mostraron una buena fiabilidad interna (alfa de Cronbach mínimo de 0,78).

**Conclusiones.** Los resultados de este estudio confirman la multidimensionalidad del constructo sintomatología del duelo complicado.

**Palabras clave:** Trastorno por uso de sustancias, Duelo complicado, Fiabilidad, Validez

*Actas Esp Psiquiatr* 2017;45(2):47-55

## Factor structure and concurrent construct validity of ICG among bereaved substance users

**Background.** It is important to understand the repercussions of Complicated Grief (CG) symptoms in addictions. There are no studies to date which have examined the psychometric properties of any test of bereavement among people with substance use disorder (SUD). Participants with SUD can have a different experience of bereavement from other people and therefore could respond differently to the usual instruments which assess CG symptomatology.

**Method.** This study aims to establish the psychometric properties of the Spanish adaption of the Inventory of Complicated Grief (ICG) in a sample of 196 bereaved drug dependent patients.

**Results.** Results indicate that the internal consistency of the Spanish ICG was high (Cronbach's alpha=0.922). The Spanish IDC shows good psychometric properties and it is a useful tool to discriminate adaptive reactions to symptomatology of complicated grief. Four factors were identified: discomfort, non-acceptance, loneliness-isolation and presence of deceased. Those factors showed a good internal reliability (minimum Cronbach's alpha=0.78).

**Conclusions.** The results of the current study confirm the multidimensionality of CG's symptomatology construct.

**Keywords:** Substance use disorder, Complicated grief, Reliability, Validity

## INTRODUCCIÓN

El duelo es una experiencia universal a la que la mayoría de gente se adapta adecuadamente<sup>1</sup>. No obstante, una minoría puede desarrollar síntomas de Duelo Complicado (DC)<sup>2,3</sup>. El DC ha sido definido como una desviación en términos clínicos de la norma cultural (norma de referencia teniendo en cuenta la manifestación más extrema que se pueda dar del duelo en particular), ya sea en (a) la evolución en el tiempo o la intensidad de los síntomas específicos o generales de duelo y/o (b) el nivel de deterioro en la vida social, laboral o de otras áreas importantes de funcionamiento<sup>4</sup>. En el DSM-5, el DC tiene la etiqueta de "Trastorno por duelo complicado persistente", y se integra en el apéndice "Condiciones para estudios posteriores". En este punto, es necesaria más investigación para comprender mejor el fenómeno<sup>5</sup>. Por esta razón, el uso de instrumentos validados para evaluar los síntomas de DC en muestras clínicas sería especialmente relevante para distinguirlo de otros trastornos tales como trastornos depresivos o el trastorno de estrés postraumático<sup>6</sup>.

Uno de los principales instrumentos validados en lengua castellana para evaluar los síntomas de DC es el Inventario del Duelo Complicado (IDC)<sup>7</sup>. El IDC es un cuestionario de 19 preguntas, que muestra una alta consistencia interna mostrando una alfa de Cronbach de 0,94 y la fiabilidad test-retest de 0,80 después de seis meses<sup>7</sup>. Esta escala fue diseñada para centrarse en los síntomas que son característicos de DC y en la sintomatología asociada a los problemas de salud y a sus efectos en salud mental de las personas<sup>8</sup>. Una puntuación superior a 25 es un indicador de presencia síntomas de DC. El IDC evalúa síntomas de DC tales como anhelo intenso y preocupación por el difunto, ira y amargura por la pérdida, shock e incredulidad, distanciamiento de los demás, alucinaciones del difunto y cambio de comportamiento, incluyendo la evitación o la búsqueda de proximidad de la persona difunta<sup>9</sup>. Asimismo, un estudio italiano<sup>6</sup> reveló un alto nivel de consistencia interna mostrando una alfa de Cronbach de 0,947. El análisis factorial de esta validación italiana señaló un solo factor, remitiendo el mismo resultado que la prueba del test IDC original del Prigerson. La validación española de IDC se llevó a cabo por Limonero et al.<sup>10</sup>. Este estudio demostró tres constructos relacionados con el DC ("recuerdos del difunto", "sensación de vacío" y "presencia-vivencia con la persona fallecida"), que puso de relieve la multidimensionalidad del concepto. Esta validación informó de altas propiedades psicométricas tales como una alfa de Cronbach de 0,88 y la fiabilidad test-retest de 0,811.

El DC ha sido evaluado en muestras de población general, pero no somos conscientes de estudios que hayan examinado la presencia de sintomatología del DC entre pacientes con trastorno por uso de sustancias (TUS) específicamente. Es importante estudiar la sintomatología del DC entre las muestras TUS, ya que su experiencia de duelo puede diferir

de las muestras no TUS. En concreto, las muestras TUS pueden ser particularmente vulnerables a los síntomas asociados con el sistema de recompensa del cerebro. Por ejemplo, una investigación reciente llevada a cabo mediante imagen por resonancia magnética funcional (fMRI) indica que las personas con duelo complicado son más propensas a activar el núcleo accumbens cuando recuerdan a la persona fallecida<sup>11</sup>. Estos hallazgos sugieren que las personas con TUS pueden ser particularmente vulnerables a los síntomas con componentes de recompensa, como el anhelo.

El presente estudio se basó en los consumidores de drogas con duelo. La ocurrencia de DC entre las personas dependientes de drogas con duelo en tratamiento de deshabituación a sustancias fue del 34,2%<sup>12</sup>, dato que subraya que DC tiene una alta presencia entre la población TUS en comparación con la población general. En el campo de los trastornos por uso de sustancias, es clínicamente relevante estudiar los efectos a un nivel emocional y cómo hacer frente a una de las situaciones más traumáticas tales como la pérdida de una persona importante con la finalidad de poder mejorar el tratamiento de deshabituación a sustancias de manera específica y precisa. En este sentido, tener conocimientos relacionados con las características específicas del instrumento entre los individuos en duelo que presentan diagnóstico TUS refuerza la comprensión de la complejidad de la sintomatología del DC.

De forma más general, las personas con trastornos mentales diagnosticados son consideradas a menudo como una única categoría (trastorno mental), independientemente de sus diagnósticos comórbidos, lo que implica una reducción y minimización de las diferencias entre los distintos grupos de pacientes psiquiátricos. Además, a veces la investigación de un instrumento en poblaciones clínicas confirma las bondades psicométricas descritas previamente en la población general o en pacientes con otras patologías mentales<sup>13</sup>. Sin embargo, muchos estudios han encontrado que los instrumentos clínicos se comportan de manera distinta en función del tipo de población. Por ejemplo, la Escala de Depresión de Beck no pudo demostrar las mismas propiedades psicométricas cuando se empleó en una muestra de personas adictas<sup>14</sup>. De esta manera, cualquier instrumento debe ser validado a través de subpoblaciones específicas ya que es necesario que los investigadores sean conscientes de las posibles diferencias en las respuestas y percepciones de los diferentes grupos de pacientes<sup>13</sup>.

Teniendo en cuenta que la prevalencia de DC en la población TUS es más del doble que en la población general y siguiendo estudios previos que han examinado la aplicación de diagnósticos psiquiátricos en la población TUS<sup>15</sup> hemos querido examinar las propiedades psicométricas del IDC entre una población de usuarios de sustancias, un grupo que es particularmente propenso a experimentar trastornos co-

mórbidos psiquiátricos, elevado deterioro psicosocial, mayor riesgo de violencia, menor estado funcional de salud, y pobres resultados del tratamiento.

El presente estudio tiene como objetivos a) analizar la estructura factorial del IDC y b) examinar la validez de constructo concurrente entre las personas TUS que han perdido una persona significativa respecto a las estrategias de afrontamiento, apoyo social percibido y síndromes clínicos.

## MÉTODO

### *Participantes*

La muestra consecutiva no probabilística de conveniencia compuesta por 196 pacientes con TUS que siguen tratamiento de deshabituación en el Centro Público de Atención a las Drogodependencias en Girona (Cataluña, España). Los criterios de inclusión fueron 1) presentar diagnóstico de dependencia al alcohol, a la cocaína o la heroína llevado a cabo por especialistas clínicos en el centro de acuerdo con los criterios del DSM-IV-TR, 2) haber sufrido una pérdida de una persona importante (la familia, el mejor amigo o la pareja) en algún momento de su vida, pero por lo menos un año anterior a la entrevista, y 3) la abstinencia durante el último mes, para evitar la presencia de cualquier efecto tóxico de las sustancias.

### *Instrumentos*

Se evaluaron distintas características sociodemográficas: edad, sexo, estado civil (soltero, casado o con pareja, separado o divorciado o viudo), la educación (primaria, que incluye la educación hasta ocho años de edad, y secundaria, que incluye la educación después de ocho años de edad, este último también incluyendo la educación superior) y el estado del trabajo (trabajo, jubilado, parado, o contar con prestación económica por incapacidad).

En relación a las variables relacionadas con el duelo: evaluamos cuál fue la pérdida más significativa en su vida y las circunstancias de tal pérdida (natural o causada por enfermedad y/o traumática), así como el tiempo transcurrido desde la muerte.

En cuanto a las variables relacionadas con el uso de drogas, el diagnóstico de dependencia de la droga principal (alcohol, cocaína o heroína) fue establecido por el terapeuta asignado a cada participante de acuerdo con los criterios del DSM-IV-TR. Igualmente, preguntamos a los participantes a qué edad aumentaron el consumo de la droga principal, así como el método de administración de la droga. Se evaluó si los participantes recibían tratamiento psicofarmacológico.

La sintomatología del DC se evaluó mediante la versión española del Inventario del duelo complicado (IDC)<sup>10</sup>. Esta escala se compone de 19 ítems. Las respuestas se proporcionan en una escala Likert de 5 puntos para evaluar el nivel de gravedad (0-no, 1-rara vez, 2-a veces, 3-a menudo y 4-siempre) (puntuación máxima: 76). Las puntuaciones más altas corresponden a una mayor probabilidad de desarrollar los síntomas de DC<sup>10</sup>. El punto de corte se basó en la versión en inglés de la IDC<sup>7</sup>. Clasificamos a los pacientes en función de presentar síntomas de DC si la puntuación total fue superior a 25. La fiabilidad (consistencia interna) de la versión española es buena (alfa de Cronbach=0,88). La fiabilidad test-retest se analizó utilizando 30 personas al cabo de 4 meses y también fue alta (0,81). La validez convergente se evaluó en relación con otras escalas (Inventario de Depresión de Beck, BDI; Inventario de Ansiedad de Beck, BAI e Inventario de Experiencias de Duelo, IED) y la puntuación total del instrumento mostró una correlación positiva y estadísticamente significativa con el BDI ( $r=0,43$ ;  $p<0,001$ ), BAI ( $r=0,243$ ;  $p<0,01$ ) y nueve escalas de IED con correlaciones significativas que oscilan entre 0,217 y 0,314<sup>10</sup>.

El apoyo social se evaluó mediante la versión española de la Escala Multidimensional de Apoyo Social Percibido (MSPSS)<sup>16</sup>. Este test autoadministrado consta de 12 preguntas en las que se evalúa el apoyo social percibido. Las respuestas fueron clasificadas en una escala likert de 7 puntos (1: totalmente en desacuerdo - 7: totalmente de acuerdo). Para validar la escala se realizó una aplicación piloto a 12 adultos, lo que demostró la necesidad de realizar ajustes en el instrumento. A continuación, el instrumento se adaptó a 76 adultos de la Región Metropolitana utilizando el programa SPSS para el análisis estadístico, el cual mostró que el comportamiento de los elementos permitió que se aplica en su versión original. El análisis factorial exploratorio dio lugar a un modelo de dos factores, que es apoyado por la rotación oblicua y el análisis factorial de confirmación<sup>16</sup>. La consistencia interna (alfa de Cronbach) de la prueba está por encima de 0,8 para el grupo de iguales y la percepción de apoyo familiar y por encima de 0,7 para el apoyo de otras personas importantes. La consistencia interna de los 12 ítems es de 0,85.

Para la evaluación de las estrategias de afrontamiento, se utilizó la versión española del Inventario de Estrategias de Afrontamiento (CSI)<sup>17</sup>. El CSI es una prueba autoadministrada con 40 preguntas valorada en una escala de likert de 5 puntos (0: nada - 4: totalmente de acuerdo). Este cuestionario presenta una estructura jerárquica de ocho estrategias (resolución de problemas, de reestructuración cognitiva, apoyo social, expresión emocional, evitación de problemas, pensamiento desiderata, aislamiento social y la autocrítica). Ocho factores explican el 61% de la varianza con sólo 40 ítems (en comparación con las 72 preguntas originales que explican el 47% del instrumento original). Se obtuvieron coeficientes de consistencia interna entre 0,63

y 0,89. La validez convergente se comprobó utilizando las inter-correlaciones entre las escalas y las correlaciones con las disposiciones de la personalidad (NEO-FFI) y la eficacia percibida de afrontamiento<sup>17</sup>.

Para la evaluación de los síndromes clínicos se utilizó el Inventario Clínico Multiaxial de Millon (MCMI-III)<sup>18,19</sup>. El MCMI-III es un cuestionario autoinformado de 175 ítems con respuestas dicotómicas (verdadero / falso), que mide 11 patrones clínicos de personalidad, 3 patrones de personalidad patológica, 7 síndromes clínicos de gravedad moderada, 3 síndromes clínicos de gravedad severa y una escala de validez y 3 índices modificadores. Las escalas de los síndromes clínicos cubren los principales criterios diagnósticos del DSM-IV. Se utiliza el punto de corte de 85 para indicar la presencia de síndromes clínicos. La consistencia interna es de 0,66 a la 0,80 y la fiabilidad test-retest para clasificaciones dimensionales de 0,85 a 0,93. La fiabilidad test-retest para el diagnóstico categórico muestra una Kappa < 0,45. El índice de sensibilidad va de 0,44 a 0,92 (media=0,60) y su poder de predicción se encuentra entre 0,30 y 0,81 (media=0,69).

### Procedimiento

Los participantes que cumplían los tres criterios de inclusión fueron informados por su terapeuta acerca de la posible participación en el estudio. La psicóloga (primera autora) se puso en contacto con aquellos pacientes que accedieron a colaborar. Llamó a cada uno de ellos para concertar una hora apropiada para una entrevista. Todos los participantes fueron informados sobre el procedimiento de estudio, así como los términos de confidencialidad. Se obtuvo el consentimiento informado de todos los participantes y el protocolo fue aprobado por el Comité de Ética Institucional y la Junta de Investigación del Instituto de Asistencia Sanitaria (IAS). La recolección de datos se llevó a cabo de septiembre 2012 a junio 2013.

### Análisis estadístico

Se llevó a cabo un análisis descriptivo de las variables por medio de frecuencias absolutas y relativas para las variables cualitativas. Para las variables cuantitativas se mostraron medidas de tendencia central y dispersión.

La presencia de sintomatología de DC se definió mediante una puntuación superior a 25 puntos en el IDC, que se midió como la frecuencia relativa y se calcularon intervalos de confianza del 95%. Se realizó un análisis descriptivo de las características de los ítems del IDC mediante la media y la varianza. El índice discriminante se calculó como el coeficiente de correlación de Spearman ítem-total. Con el fin de evaluar el funcionamiento diferencial del ítem (DIF) se utili-

zó el modelo de regresión logística ordinal de acuerdo con el procedimiento propuesto por Zumbo<sup>20</sup>. La prueba estadística o DIF consistía en una prueba de chi-cuadrado con 2 grados de libertad de la diferencia entre el valor de la prueba de chi-cuadrado para la regresión logística ordinal con cada puntuación de las preguntas del IDC y el valor de la prueba de chi-cuadrado para el modelo con el grupo con DC e interacción<sup>20</sup>. El tamaño del efecto se calcula como los valores de diferencia R cuadrado entre los dos modelos de regresión logística ordinal. Se llevaron a cabo la curva característica IDC y la función de información de la prueba. La dimensionalidad de los 19 puntos de la escala IDC se evaluó utilizando un Análisis de Componentes Principales (PCA). Se utilizaron valores propios superiores a 1 y el gráfico de sedimentación del Cattell para verificar la exactitud factor solución<sup>21</sup> (los valores propios se representaron al descender los valores y el gráfico se examinaron para identificar la última caída sustancial en la magnitud de los valores propios). Los ítems que se incluyeron en un factor si su carga factorial era  $\geq 0,4$  en el gráfico de sedimentación de Cattell, la absorción de varianza y la validez aparente de las dimensiones potenciales se utilizaron como criterios para la multidimensionalidad. Se aplicó el método de rotación oblicua Promax para aplicar el supuesto de que los factores deben ser correlacionados con los demás. La fiabilidad de consistencia interna de la escala se evaluó utilizando los coeficientes alfa para variables ordinales<sup>22</sup>. La validez de criterio concurrente de los factores del IDC fue probada con análisis de correlación canónica incluyendo las puntuaciones de las estrategias de afrontamiento, apoyo social por MSPSS y síndromes clínicos por MCMI-III. Las pruebas estadísticas se consideraron significativas con un valor p de cola 2 < 0,05. El procesamiento y el análisis de datos se realizaron con el programa estadístico SPSS versión 21.0 para Windows y Ministep.

## RESULTADOS

### Estadísticos descriptivos

El 78,1% de los participantes eran hombres, y la mayoría de ellos (94,9%) procedentes de España. La edad media fue de 45,59 años (SD=10,14). En relación con el estado civil, el 37,2% eran casados o con pareja y el 32,1% de los participantes estaban separados o divorciados. En cuanto a las variables de la adicción, el 68,9% presentaron dependencia del alcohol como diagnóstico principal, el 18,4% dependencia de la heroína y el 12,8% dependencia de la cocaína. Respecto a las características del duelo, 53,05% había perdido a uno de los padres, el 18,37% un hermano o hermana, el 9,69% a un cónyuge, un 7,14% a un amigo y un 5,61% a uno de los abuelos. El 27,19% de la muestra informó que las circunstancias de la pérdida fueron traumáticas (accidentes, homicidio, suicidio o sobredosis). En relación con el tiem-

Tabla 1		Ítems característicos del IDC			
Ítem	Media	Variancia	DI*	DIF†	
1	1,38	1,69	0,664	0,006 (0,324)	
2	1,16	1,74	0,674	0,006 (0,306)	
3	1,22	2,43	0,732	0,004 (0,403)	
4	2,74	1,74	0,749	0,023 (0,009)	
5	1,78	2,25	0,568	0,017 (0,081)	
6	1,51	2,55	0,690	0,023 (0,016)	
7	1,44	2,75	0,771	0,019 (0,013)	
8	1,32	2,14	0,759	0,017 (0,022)	
9	0,73	1,72	0,535	0,000 (0,962)	
10	0,75	1,61	0,574	0,029 (0,012)	
11	1,14	2,24	0,672	0,009 (0,192)	
12	0,41	0,89	0,260	0,007 (0,450)	
13	0,69	1,72	0,598	0,004 (0,557)	
14	1,32	2,17	0,748	0,000 (0,903)	
15	0,35	0,76	0,428	0,009 (0,305)	
16	0,24	0,53	0,358	0,014 (0,191)	
17	0,79	1,74	0,592	0,013 (0,132)	
18	1,87	2,43	0,758	0,013 (0,057)	
19	0,84	2,09	0,465	0,013 (0,188)	

\* Index Discriminate (coeficiente ítem-total de la correlación de Spearman)  
 † Ítem Diferencial Functioning (diferencia R-cuadrado y valor *p* por los valores Chi-cuadrado entre el modelo con la puntuación total vs. modelo con ítem, grupo y interacción)

po transcurrido desde la pérdida de la persona significativa, 11,97 años como media (SD=11.07). La puntuación media en el IDC de los participantes con síntomas de DC fue 41,67 (SD=10.85), en cambio, la media de estos pacientes sin sintomatología de DC fue de 11,37 (SD=7,02), las diferencias entre los dos grupos fueron estadísticamente significativas (F=23,14; p<0,001). La puntuación media, la varianza, el índice discriminante y el DIF de cada elemento del IDC se muestran en la tabla 1. En general, la capacidad discriminante de los ítems del IDC fue alta, con excepción de los ítems 12, 15 y 16, con un coeficiente de ítem-total con valores de correlación inferior a 0,5. Sólo los ítems 4, 6, 7, 8 y 10 mostraron valores significativos DIF, sin embargo, los tamaños de los efectos correspondientes fueron bajos.

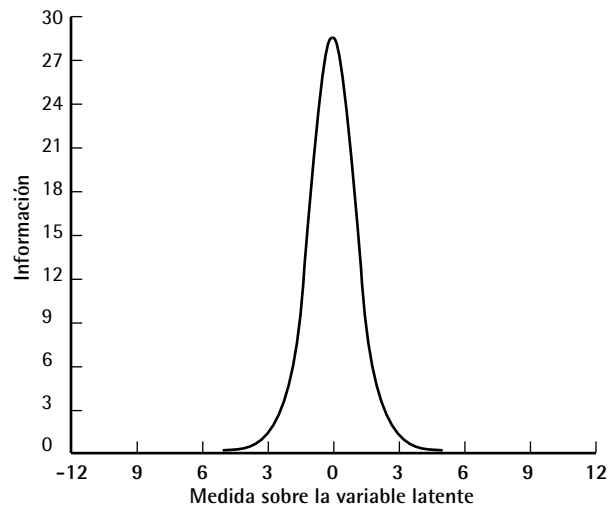


Figura 1 Información de la función del IDC

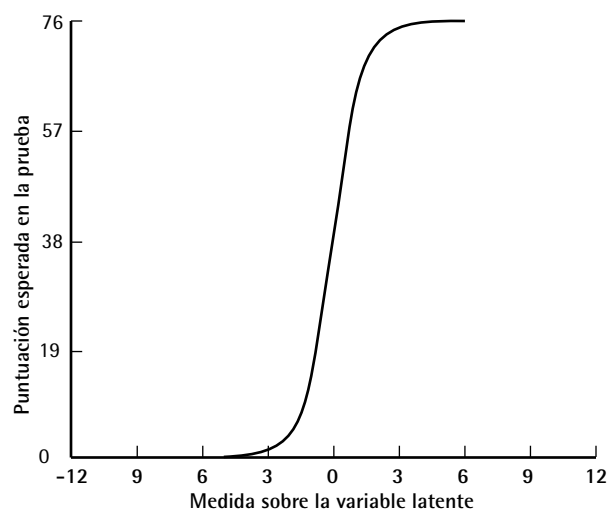


Figura 2 Curva característica del IDC

### La fiabilidad y consistencia interna

La consistencia interna del IDC fue adecuada en la escala total (alfa para datos ordinales =0,931). El alfa de Cronbach de la prueba original fue de 0,94 y la adaptación española fue de 0,8.

La confirmación de la adecuación de la muestra se realizó mediante el índice de Kaiser-Meyer-Oklin (KMO=0,910) y la prueba de esfericidad de Barlett fue estadísticamente

Tabla 2 Estructura factorial y valores del alpha ordinal del IDC				
Ítem	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
	Malestar	No-aceptación	Soledad-aislamiento	Presencia difunto
6	<b>0,804</b>	0,578	0,560	0,321
2	<b>0,782</b>	0,582	0,594	0,339
18	<b>0,777</b>	0,532	0,463	0,278
7	<b>0,776</b>	0,625	0,466	0,170
4	<b>0,770</b>	0,418	0,453	0,225
8	<b>0,696</b>	0,626	0,340	0,156
13	<b>0,685</b>	0,324	0,647	0,479
12	<b>0,406</b>	0,158	0,189	0,216
19	0,653	<b>0,762</b>	0,670	0,294
5	0,699	<b>0,726</b>	0,556	0,351
17	0,547	<b>0,711</b>	0,444	0,240
14	0,280	<b>0,692</b>	0,321	0,188
3	0,450	<b>0,686</b>	0,240	0,303
1	0,588	<b>0,653</b>	0,519	0,168
9	0,447	0,353	<b>0,859</b>	0,270
10	0,483	0,423	<b>0,818</b>	0,145
11	0,567	0,608	<b>0,791</b>	0,260
16	0,318	0,271	0,238	<b>0,899</b>
15	0,409	0,388	0,356	<b>0,892</b>
Alpha Ordinal	0,899	0,887	0,861	0,889

significativa ( $p < 0,001$ ). El análisis factorial muestra cuatro factores relacionados con la construcción de DC. Los valores propios de cada factor fueron altos. El primer factor (F1), etiquetado como "malestar", explica 42,34% de la varianza y se compone de los ítems: 2, 4, 6, 7, 8, 12, 13 y 18; el segundo factor (F2), denominado "no aceptación", explica 7,28% de la varianza e incluye los ítems: 1, 3, 5, 14, 17 y 19; el tercer factor (F3), que se define como "la soledad, el aislamiento," explica el 6,34% de la varianza y contempla los ítems: 9, 10 y 11. El último factor, la "presencia del difunto", (F4) explica el 5,54% de la varianza y se compone de los elementos 15 y 16 (Tabla 2). Las figuras 1 y 2 muestran la curva característica de IDC y la función de información de la prueba (muestra aleatoria de 75 participantes).

### Validez concurrente de constructo

El análisis de correlación canónica para las estrategias de afrontamiento y apoyo social mostró un modelo completo estadísticamente significativo (lambda de Wilk [ $\lambda$ ] de 0,712;  $F [32; 680.15] = 2,048$ ,  $p < 0,001$ ), y el coeficiente de estructura canónica cuadrado fue de 0,288. Función 2-4 explicó menos de 15% en su varianza. El apoyo social, la expresión de las emociones y la capacidad de resolución de problemas fueron los predictores con gran coeficiente de la función canónica estandarizada con las asociaciones inversas entre los factores 1 y 2 y los factores 3 y 4 (Tabla 3). El análisis de correlación canónica para los síndromes clínicos mostró un modelo completo estadísticamente significativo ( $\lambda$  de Wilk 0,554;  $F [28; 668.45] = 4,251$ ;  $p < 0,001$ ), y el coeficiente de estructura canónica cuadrado fue 0,446. Una vez más, las funciones de 2 a 4 explican menos del 15%

Tabla 3	Solución canónica de las Estrategias de Afrontamiento que predicen los factores del IDC para la Función 1		
	Coef.	$r_s$	$r_s^2$ (%)
Resolución de problemas	-0,247	-0,347	12,04
Autocrítica	0,056	-0,378	14,28
Expresión emocional	-0,410	-0,460	21,16
Pensamiento desiderativo	-0,058	-0,517	26,72
Apoyo social	-0,019	-0,116	1,34
Reestructuración cognitiva	-0,113	-0,322	10,36
Evitación de problemas	0,011	-0,291	8,46
Retirada social	-0,846	-0,805	64,80
Factor 1. Malestar	-0,555	-0,282	7,95
Factor 2. No aceptación	-0,578	-0,271	7,34
Factor 3. Soledad-aislamiento	0,676	0,221	4,88
Factor 4. Presencia difunto	0,869	0,619	38,31

Tabla 4	Solución canónica de los síndromes clínicos que predicen los factores del IDC para la Función 1		
	Coef.	$r_s$	$r_s^2$ (%)
<b>Trastorno Estrés</b>			
Posttraumático	-0,709	-0,939	88,17
Depresión Mayor	-0,671	-0,815	66,42
Distimia	0,374	-0,674	45,42
Ansiedad	0,043	-0,806	64,96
Trastorno Bipolar	-0,093	-0,546	29,81
Trastorno Delirante	-0,204	-0,591	34,92
<b>Trastornos del pensamiento</b>			
	0,126	-0,770	59,29
Factor 1. Malestar	0,995	0,843	71,06
Factor 2. No aceptación	0,198	0,510	26,01
Factor 3. Soledad-aislamiento	-0,520	0,042	0,17
Factor 4. Presencia difunto	-0,340	0,005	<0,01

en su respectiva variable. El trastorno de estrés posttraumático y la depresión mayor fueron las variables con coeficientes de la función canónica estandarizados más altos y principalmente relacionados con los factores 1 y 3 (Tabla 4).

## DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

El presente estudio tuvo como objetivo analizar la estructura dimensional del factor de Inventario de Duelo Complicado (IDC) y examinar la validez de constructo concurrente y discriminante de cada factor entre los usuarios con TUS en duelo.

El IDC validado al castellano es una herramienta útil que permite una evaluación eficiente de los síntomas del DC<sup>10</sup>. Este es el primer paso para diferenciar entre una reacción funcional del proceso de duelo y una reacción disfuncional, y con el objetivo de poder ofrecer una evaluación psicológica para aquellas personas que están sufriendo los síntomas del DC. Es importante tener en cuenta que el uso de esta escala no es suficiente para un diagnóstico de DC, ya que es

imprescindible que los pacientes se sometan a una entrevista clínica realizada por un profesional experimentado.

Desde el punto de vista clínico, los cuatro factores identificados en nuestro análisis factoriales permiten al clínico adaptar la intervención psicológica a los síntomas del paciente. El IDC está siendo reinterpretado como una medida de "duelo traumático", ya que, según la opinión de los autores, su contenido refleja "las dos dimensiones subyacentes del síndrome (es decir, el trauma y la angustia de separación)"<sup>23</sup>. Aunque el IDC no tiene en cuenta otros síntomas potencialmente preocupantes, tales como la culpa o la evitación de los estímulos traumáticos asociada con otros trastornos psiquiátricos, es una herramienta práctica para el día a día de los clínicos.

La versión española del IDC administrada a los usuarios con TUS en duelo muestra buenas propiedades psicométricas. La consistencia interna del IDC español es alta ya que muestra un alfa de Cronbach de 0,922 y cada ítem cuenta con una correlación sustancial con el total. En la presente investigación se encontraron cuatro factores que eran conceptualmente consistentes y que apoyan la multidimensionalidad de los síntomas del DC tal como Limonero et al.<sup>10</sup> su-

gieren. La diferencia entre nuestro estudio y el de Limonero et al.<sup>10</sup>, llevado a cabo en población no TUS, fue el número de factores hallados. Limonero et al.<sup>10</sup> encontraron tres factores (recuerdos del difunto, sensación de vacío y la presencia-vivencia con la persona fallecida), mientras que en el estudio actual se han hallado cuatro factores (molestias, no aceptación, soledad y presencia del difunto). El primer factor "malestar" incluye recuerdos, creencias y sentimientos negativos como la sensación de anhelo, ira, shock, dolor, evitación y amargura. El segundo factor comprende ítems relacionados con la "no aceptación", como una sensación de vacío, envidia, la injusticia, y pensamientos sobre el difunto. El tercero etiquetado como "soledad" incluye dificultades en confiar, la sensación de distanciamiento y soledad. El último de los factores, "la presencia del difunto", se definió con las dos preguntas relativas a ver y escuchar la voz de la persona difunta. Cada factor mostró una consistencia interna presentando una buena alfa de Cronbach. La diferencia entre ambos estudios españoles es en relación a los dos primeros factores, que el estudio actual se ha convertido en tres.

En contraste con los hallazgos entre la muestra no TUS en duelo, nuestro estudio pone de relieve que una de las características de las personas TUS, como es la dificultad de aceptar la realidad puede llevar al consumo de sustancias para intentar evitar o paliar los problemas que se derivan de esta no aceptación de las circunstancias y la realidad. Los resultados mostraron cómo esta característica de los participantes TUS es tan importante como el segundo factor. En el presente estudio, en el primer factor observamos una división entre el componente "emocional" y el componente "cognitivo". Estos resultados ponen de manifiesto la importancia de los componentes emocionales en el proceso de duelo como otros estudios explican<sup>3,24</sup>. Aparte de eso, es importante tener en cuenta que el cuarto factor de nuestro estudio llamado "presencia del difunto" se homogeneizó en contraste con el tercer factor de la investigación de los autores de la versión en español. En el estudio actual, el último factor se basa solamente en los dos artículos relacionados con la presencia de la persona fallecida (escuchar la voz y ver al difunto).

Los presentes resultados apoyan la validez de constructo concurrente de la versión española del IDC. Por ejemplo, el apoyo social, la expresión emocional y la capacidad de resolver problemas mostraron una relación inversa entre los factores 1 y 2 y los factores 3 y 4. La capacidad discriminante de los ítems IDC fue alta (a excepción de los ítems 12, 15 y 16). La correlación canónica al cuadrado en el apoyo social y las estrategias de supervivencia mostraron un modelo completo estadísticamente significativo. Desde el punto de vista clínico, percibir más apoyo social se asocia a sentirse menos aislado y experimentar menos sintomatología de DC. La correlación negativa entre la puntuación total de la escala IDC y Apoyo Social ponen de relieve la importancia de contar

con el apoyo social para adaptarse mejor al proceso de duelo, tal como varios estudios han sugerido<sup>25,26</sup>.

En cuanto a la validez de constructo en relación a los síndromes clínicos, los trastornos que mostraron alta asociación con los factores 1 y 3 fueron la depresión y el trastorno de estrés postraumático. Es interesante observar la correlación significativa entre el cuarto factor y la ansiedad y el trastorno de estrés postraumático. Al parecer, el último factor, "presencia del difunto", podría indicar síntomas psicóticos, pero no se encontró ninguna correlación entre este factor y los trastornos psicóticos evaluados, tales como delirios o trastornos del pensamiento, lo que indica que esta sintomatología como pensamientos intrusivos o imágenes puede ser específica de DC tal y como diferentes autores han manifestado<sup>27</sup>. En este sentido, existe una gran cantidad de investigaciones que muestran que las alucinaciones de los fallecidos son normales después de la pérdida<sup>28-31</sup>. Sin embargo, se necesita más investigación para evaluar la validez de los resultados actuales de una manera precisa.

En resumen, nuestros resultados proporcionan información acerca de la multidimensionalidad del constructo de duelo complicado, tal y como Limonero y sus colaboradores habían demostrado en su adaptación española del IDC. Además, la versión española del IDC se comportó bien entre nuestra muestra TUS. De hecho, estos cuatro factores (malestar, dificultades para aceptar la muerte, el aislamiento y la presencia del difunto) son rasgos característicos de la sintomatología del DC, tal y como se ha sugerido en anteriores investigaciones<sup>32-34</sup>. Teniendo en cuenta los resultados, el IDC se puede utilizar para identificar las dificultades entre las personas con SUD.

Hasta donde llega nuestro conocimiento, este es el primer estudio que analiza la estructura factorial de IDC en personas con TUS en duelo. Lo más relevante de este estudio, es que el IDC español funciona bien entre la población SUD.

#### LIMITACIONES

El presente estudio presenta algunas limitaciones. En primer lugar, el diseño transversal de la investigación es una de ellas. En segundo lugar, los estudios futuros deberían analizar la utilidad clínica de los cuatro factores, así como la prueba de fiabilidad inter-examinador y el test-retest. Finalmente, no se ha incluido un grupo control de la población general. A pesar de estas limitaciones, nuestro estudio muestra datos significativos relacionados con la especificidad de la muestra.

#### AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen el apoyo del Dr. Stroebe y el Dr. Schut. Por otra parte, los autores agradecen las contribuciones del Dr. Mancini. Los autores quieren expresar su agrade-



cimiento al Dr. Ramírez por sus sugerencias, así como a los profesionales del CAS Teresa Ferrer (IAS) por su ayuda en la recogida de datos y los encuestados por su participación.

#### CONFLICTO DE INTERÉS

Todos los autores declaran que no tienen ningún conflicto de interés.

#### BIBLIOGRAFÍA

- Prigerson HG, Horowitz MJ, Jacobs SC, Parkes CM, Aslan M, Goodkin K, et al. Prolonged Grief Disorder: Psychometric Validation of Criteria Proposed for DSM-V and ICD-11. *Plos Med*. 2009;6(8):e1000121.
- Boelen PA, van den Bout J. Complicated grief and uncomplicated grief are distinguishable constructs. *Psychiatry Res*. 2008;157(1-3):311-4.
- Stroebe M, Schut H, van den Bout J. *Complicated grief. Scientific foundations for health care professionals*. London: Routledge; 2013.
- Stroebe M, Hansson R, Schut H, Strobe W. *Handbook of bereavement research and practice. Advances in Theory and Intervention*. APA: Washington; 2008.
- American Psychiatric Association. *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*. Fifth Edition. Arlington, VA: American Psychiatric Association; 2013.
- Carmassi C, Shear K, Massimetti G, Wall M, Mauro C, Gemignani S, et al. Validation of the Italian version of Complicated Grief (ICG): A study comparing CG patients versus bipolar disorder, PTSD and healthy controls. *Compr Psychiat*. 2014;55(5):1322-9.
- Prigerson HG, Maciejewski P, Reynolds C, Bierhals A, Newson J, Fasiczka A, et al. Inventory of Complicated Grief: A scale to measure maladaptive symptoms of loss. *Psychiatry Res*. 1995;59(1-2):65-79.
- Neimeyer N, Hogan N, Laurie A. The measurement of grief: psychometric considerations in the assessment of reactions to bereavement. In: Stroebe M, Hansson R, Schut H, Stroebe W, eds. *Handbook of bereavement research and practice. Advances in Theory and Intervention*. Washington: APA; 2008. p. 133-161.
- Simon N, Wall M, Keshaviah A, Dryma M, LeBlanc N, Shear K. Informing the symptoms profile of complicated grief. *Depress Anxiety*. 2011;28(2):118-26.
- Limonero J, Lacasta M, García J, Maté J, Prigerson H. Adaptación al castellano del inventario de duelo complicado. *Medicina Paliativa*. 2009;16(5):291-7.
- O'Connor MF, Wellisch DK, Stanton AL, Eisenberger NI, Irwin MR, Lieberman MD. Craving love? Enduring grief activates brain's reward center. *Neuroimage*. 2008;42(2):969-72.
- Masferrer L, Garre-Olmo J, Caparrós B. Complicated grief and related variables among drug dependent people. Poster submitted at VII International Congress of Clinical Psychology. 2014; 14-16 November, Sevilla. Spain.
- Roncero, C. La validación de instrumentos psicométricos: un asunto capital en la salud mental. *Salud Mental*. 2015;38(4):235-6.
- Barral C, Rodríguez-Cintas L, Martínez-Luna N, Bachiller D, et al. Reliability of the Beck Depression Inventory in opiate-dependent patients. *J Subst Use*. 2016;21(2):128-32.
- Zimmerman M, Sheeran T, Chelminski I, Young D. Screening for psychiatric disorders in outpatients with DMS-IV substance use disorders. *Journal Subst Abuse Treat*. 2004;26(3):181-8.
- Arechabala C, Miranda C. Validación de una escala de apoyo social percibido en un grupo de adultos mayores adscritos a un programa de hipertensión de la región metropolitana. *Ciencia y Enfermería*. 2002;8(1):49-55.
- Cano FJ, Rodríguez L, García J. Adaptación española del Inventario de Estrategias de Afrontamiento. *Actas Esp Psiquiatr*. 2007;35(1):29-39.
- Millon T, Meagher E. *Millon Clinical Multiaxial Inventory III. MCMI-III*. Pearson. Minneapolis; 1997.
- Cardenal V, Sánchez-López MP. *Manual MCMI-III. Adaptación y baremación españolas*. TEA Ediciones: Madrid; 2007.
- Zumbo BD. A handbook on the theory and methods of differential item functioning (DIF): Logistic regression modeling as a unitary framework for binary and Likert-type (ordinal) item scores. Ottawa, Canada: Directorate of Human Resources Research and Evaluation, Department of National Defense; 1999.
- Cattell R. The scree test for the number of factors. *Multivariate Behav Res*. 1966;1(2):245-76.
- Elosua P, Zumbo B. Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*. 2008;20(4):896-901.
- Neimeyer N, Hogan N. Quantitative or qualitative? Measurement issues in the study of grief. In: Stroebe M, Hansson R, Stroebe W, Schut H, eds. *Handbook of Bereavement Research. Consequence, Coping and Care*. Washington: APA; 2001. p. 89-118.
- Boelen P. The centrality of a loss and its role in emotional problems among bereaved people. *Behav Res Ther*. 2009;47(7):616-22.
- Burke LA, Neimeyer R, McDevitt-Murphy ME. African American homicide bereavement; aspects of social support that predict complicated grief, PTSD, and depression. *Omega- J Death Dying*. 2010;61(1):1-24.
- Villacieros M, Serrano I, Bermejo JC, Magaña M, Carabias R. Social support and psychological well-being as possible predictors of complicated grief in a cross-section of people in mourning. *An Psicol-Spain*. 2014;30(3):944-51.
- Boerner K, Mancini A, Bonanno G. On the nature and prevalence of uncomplicated and complicated patterns of grief. In: Stroebe M, Schut H, van den Bout J, eds. *Complicated grief. Scientific foundations for health care professionals*. London: Routledge; 2013. p. 55-67.
- Grimby A. Bereavement among elderly people: grief reactions, post-bereavement hallucinations and quality of life. *Acta Psychiatr Scand*. 2003;107(1):72-80.
- Hayes J, Leudar I. Experiences of continued presence: on the practical consequences of "hallucinations" in bereavement. *Psychol Psychother*. 2016 Jun;89(2):194-210.
- Morrison A, Petersen T. Trauma, metacognition and predisposition to hallucinations in non-patients. *Behav Cogn Psychother*. 2003;31(3):235-46.
- Steffen E, Coyle A. "Sense of presence" experiences in bereavement and their relationship to mental health: A critical examination of a continuing controversy. In: Murray C, eds. *Mental Health and anomalous experience*. Hauppauge, NY: Nova Science Publishers; 2012. p. 33-56.
- Bonanno G, Kaltman S. The varieties of grief experience. *Clin Psychol Rev*. 2001;21(5):705-34.
- Castelnovo A, Cavallotti S, Gambini O, D'Agostino A. Post-bereavement hallucinatory experiences: a critical overview of population and clinical studies. *J Affect Disorders*. 2015; 1(186):266-74.
- Stroebe M, Schut H, Boerner K. Continuing bonds in adaptation to bereavement: toward theoretical integration. *Clin Psychol Rev*. 2010;30(2):259-68.