

## Contraste empírico del modelo de cinco fases de duelo de Kübler-Ross en mujeres con cáncer

José Moral de la Rubia<sup>1</sup>, Melina Miaja Ávila<sup>2</sup>  
Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey (México)

Recibido: 24/04/2014

Aceptado: 30/11/2014

### Resumen

**Objetivos.** (a) Definir cinco escalas unidimensionales que permitan evaluar las cinco fases de duelo del modelo de Kübler-Ross y (b) contrastar el modelo secuencial de cinco fases de duelo de Kübler-Ross. **Método.** Se aplicó la escala de las fases de duelo a una muestra no probabilística de 120 mujeres mexicanas con cáncer. Se usó análisis factorial y de senderos para analizar los datos. **Resultados.** Se definieron cinco modelos unidimensionales de medida para cada fase de duelo con consistencia interna alta, ajuste a los datos y validez de contenido. El modelo secuencial de cinco fases de duelo presentó un ajuste pobre a los datos. Las fases de duelo fueron independientes del tiempo transcurrido desde el diagnóstico de cáncer. Un modelo no secuencial tuvo buen ajuste a los datos. En este modelo, la negación predijo ira, negociación con un ser superior y depresión; por su parte, la ira predijo depresión; negociación con un ser superior predijo aceptación; y depresión predijo menor aceptación. **Conclusión.** En estas mujeres mexicanas con cáncer, más que una secuencia de fases en el proceso de duelo, se observaron seis respuestas psicológicas que se interrelacionan entre sí y con la pérdida de la salud. Los 39 ítems seleccionados pueden emplearse como una escala de seis factores y dos dimensiones correlacionadas, afecto positivo (promesas/pacto, fe/esperanza y aceptación) y afecto negativo (negación, depresión e ira).

**Palabras clave.** Duelo, depresión, ira, cáncer, mujeres.

## Empirical Contrast of the Kubler-Ross Model of the Five Stages of Grief among Women with Cancer

### Abstract

**Objective.** (a) To define five one-factor scales for assessing the five stages of the Kubler-Ross grief model, and (b) to contrast the sequential model of the five stages of grief proposed by Kubler-Ross. **Method.** The Phases of Grief Scale was applied to a non-probability sample of 120 Mexican women with cancer. Factor analysis and path analysis were used to analyze the data. **Results.** One-factor models were defined for each phase of grief with high internal consistency, fit to the data, and content validity. The sequential model of five stages of grief showed a poor fit to the data. The stages of grief were independent of time from the moment of

<sup>1</sup> Doctor en Filosofía y Ciencias de la Educación, especialidad en Psicología. Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León. c/Dr. Carlos Canseco 110. Col. Mitras Centro. Monterrey, NL, México. Tel. 8183338233. Ext. 423. Fax. Ext. 103. Correo de correspondencia: [jose\\_moral@hotmail.com](mailto:jose_moral@hotmail.com)

<sup>2</sup> Doctora en Ciencias en Filosofía con orientación en Psicología

diagnosis of cancer. A non-sequential model had a good fit to the data. In this model, denial predicted anger, negotiation with a superior being and depression; for its part, anger predicted depression; negotiation with a superior being predicted acceptance; and depression predicted less acceptance. **Conclusion.** Six interrelated psychological responses due to loss of health were observed among these Mexican women with cancer, rather than a sequence of stages during the grieving process. From the 39 selected items, a scale of six factors and two correlated dimensions: positive affect (promises/covenant, faith/hope, and acceptance) and negative affect (denial, depression, and anger) can be defined.

**Keywords.** Grief, depression, anger, cancer, women.

## Contraste empírico do modelo de cinco fases do luto de Kübler-Ross em mulheres com câncer

### Resumo

**Escopo.** a) Definir cinco escalas unidimensionais que permitam avaliar as cinco fases de luto de modelo de Kübler-Ross e b) contrastar o modelo sequencial de cinco fases de luto Kübler-Ross. **Metodologia.** Foi aplicada a escada das Fases de luto a uma amostra não probabilística de 120 mulheres mexicanas com câncer. Foi usada uma análise fatorial e de sendeiros para analisar os dados. **Resultados.** Foram definidos cinco modelos unidimensionais de medida para cada fase de luto com consistência interna alta, ajuste aos dados e validade de conteúdo. o modelo sequencial de cinco fases de luto apresentou um ajuste pobre aos dados. As fases de luto foram independentes do tempo transcorrido desde o diagnóstico de câncer. Um modelo não sequencial teve um bom ajuste aos dados. Neste modelo, a negação previu ira, negociação com um ser superior e depressão: por sua parte, a ira previu depressão; negociação com um ser superior previu aceitação; e depressão previu menor aceitação. **Conclusão.** Nestas mulheres mexicanas com câncer, mais que uma sequência de fases no processo de luto, foram observadas seis respostas psicológicas que estão inter-relacionadas e com a perda da saúde. Os 39 itens selecionados podem ser empregados como uma escada de seis fatores e duas dimensões correlacionadas, afeto positivo (promessas/pacto, fé/esperança e aceitação) e afeto negativo (negação, depressão e ira).

**Palavras chave.** Luto, depressão, ira, câncer, mulheres.

### Introducción

Los modelos evolutivos del duelo señalan que las personas ante una pérdida significativa presentan diversas reacciones emocionales que ocurren de una forma secuencial, es decir, por fases (Kübler-Ross, 1969; Rando, 1993). En estos modelos se concibe el duelo como un proceso que evoluciona desde unas fases iniciales, con prevalencia de emociones negativas, a una superación de la pérdida.

Desde posiciones humanistas, Worden (2010) señala que una de las principales limitaciones de los modelos evolutivos del duelo es que las fases no siguen estrictamente el orden secuencial. En este sentido, Payás (2010) coincide en señalar que las

diferencias individuales suelen superar el patrón universal de una ruta fija. Asimismo, Wortman y Silver (2001) critican el hecho de que los modelos secuenciales asuman que las personas adoptan un rol pasivo ante las pérdidas que están viviendo y que, como consecuencia de esta pasividad, el proceso de duelo se ocurra como una secuencia fija. Dichos autores afirman que no existe tal pasividad como un rasgo general, de ahí que la secuencia presente muchas variantes conforme a la fenomenología singular de cada caso. Desde el enfoque humanista se prefiere hablar de un proceso de tareas a realizar para una superación exitosa de la pérdida, en lugar de una secuencia fija de fases (Worden, 2010).

Como varios autores señalan, el modelo evolutivo de duelo más conocido es el de Elisabeth Kübler-Ross (Isla, Moncho, Guasch y Torras, 2008; Maciejewski, Zhang, Block y Prigerson, 2007). La autora propuso que las personas que se encontraban próximas a la muerte (enfermos terminales) transitan por cinco fases durante el duelo: negación, ira, negociación/pacto, depresión y aceptación. Señaló que dichas fases tienen diferentes periodos de duración y añadió que, aunque usualmente se suceden unas a otras, en ocasiones se traslapan. La secuencia señalada inicia en la fase negación y termina en la fase de aceptación, pero aún alcanzada la última etapa, la persona puede fluctuar a otras fases previas (Kübler-Ross, 1969). Debe señalarse que la autora no introdujo en su modelo un concepto o mecanismo que explique una secuencia fija de fases, por el contrario, su formulación fue siempre descriptiva y fenomenológica.

Específicamente en las situaciones de pérdida de la salud, en la fase de negación, la persona no es capaz de reconocer la enfermedad como un hecho real, por lo que el diagnóstico recibido se atribuye a errores médicos. Durante la fase de ira, se reacciona emocionalmente con rabia, envidia, resentimiento y hostilidad por haber perdido la salud. Esta ira usualmente es dirigida hacia todo el entorno que se percibe como sano o responsable de la enfermedad, ya sea personal sanitario, familiares, amistades, incluso hacia Dios. No obstante, también puede ser dirigida hacia sí mismo, al culparse de haberse provocado la enfermedad y se puede incurrir en conductas de riesgo autodestructivas. Después durante la fase de negociación, se afronta la culpa y se produce una reconciliación con aquellos hacia los cuales se dirigió la ira, especialmente, con Dios. Ahora no se los perciben como culpables, sino como comprometidos con la recuperación, por lo que se les hacen promesas para alcanzar metas terapéuticas, de supervivencia o de desarrollo personal. Se abandona cualquier conducta autodestructiva, siendo mayor el compromiso con la recuperación. Durante la fase de depresión, se tienen sentimientos de tristeza, vacío y dolor, así como una actitud de derrota ante la enfermedad. En esta fase, es posible que la persona abandone el tratamiento y deje de ir a las citas médicas. Por último, durante la fase de aceptación se reconoce la enfermedad y la situación de dolor y las limitaciones que conlleva, sin buscar culpables ni adoptar una posición de derrota, sino que asumiendo una

actitud responsable de lucha y supervivencia. Esta fase se alcanza tras otorgar nuevos significados a la situación que se vive (Miaja y Moral, 2013).

A pesar de la gran popularidad y atractivo del modelo de las cinco fases de duelo de Kübler-Ross (1969), han sido pocas las investigaciones que han contrastado empíricamente la secuencia de fases. Por una parte, se encuentra el estudio de Maciejewski et al. (2007), quien encontró cinco indicadores para las cinco fases de duelo, los cuales alcanzan su punto máximo de frecuencia en una secuencia consistente con la teoría de las fases de Kübler-Ross (1969). Además, identificó que el promedio de las fases de anhelo, depresión, negación e ira disminuyeron paulatinamente después de los primeros seis meses tras la pérdida de un ser querido. Por su parte, la aceptación se fue incrementando desde el primer mes para pronto convertirse en el indicador del duelo dominante y finalmente único. Por el contrario, se señala que existen dos estudios que no encontraron evidencia de las fases de duelo. Uno fue realizado en pacientes con diabetes mellitus (Isla et al., 2008) y el otro en personas que pasaban por un duelo a raíz de la muerte de un ser querido (Wortman y Silver, 2001).

Los estudios citados anteriormente evalúan las fases de duelo por medio de indicadores y escalas creadas para medir otros constructos, como depresión o ira, debido a que no existe ningún cuestionario que permita evaluar las cinco fases de duelo. Sin embargo, recientemente en México, Miaja y Moral (2013) publicaron un estudio cualitativo sobre los significados asociados al duelo por la pérdida de la salud en pacientes con cáncer. Los investigadores emplearon la técnica de redes semánticas naturales para explorar estos significados, utilizando frases-estímulo que hacían referencia a las cinco fases descritas por Kübler-Ross (1969). A partir de los resultados obtenidos, se redactaron 66 ítems: 15 ítems para evaluar negación, 12 para evaluar ira, 12 para evaluar negociación/pacto, 12 para evaluar depresión y 15 para evaluar aceptación.

Aun cuando el modelo de Kübler-Ross es ampliamente citado, incluso en situaciones de pérdida de la salud ante una enfermedad crónica degenerativa, este modelo está insuficientemente validado, existiendo hallazgos contradictorios en los pocos estudios publicados. Es por esta razón que, considerando estos antecedentes, el presente estudio tiene como objetivos: (a) definir cinco

escalas unidimensionales que permitan evaluar cada una de las cinco fases de duelo, utilizando los 66 ítems elaborados por Miaja y Moral (2013) y (b) comprobar si se sostiene empíricamente la secuencia de cinco fases de duelo propuesta por Kübler-Ross ante la situación de pérdida de la salud por cáncer.

En correspondencia con los dos objetivos enunciados, se tienen como hipótesis: (a) existirá un conjunto de ítems con contenido pertinente, consistencia interna alta y estructura unifactorial para evaluar cada una de las cinco fases de duelo, a partir de los 66 ítems elaborados por Miaja y Moral (2013) y (b) un modelo secuencial de fases de duelo que tendrá buen ajuste a los datos; en este modelo la negación predecirá ira, la ira predecirá negociación/pacto, la negociación/pacto predecirá depresión, la depresión predecirá aceptación y el tiempo transcurrido desde el diagnóstico predecirá las cinco fases de duelo.

## Método

### Participantes

Se utilizó una muestra no probabilística de tipo intencional de 120 mujeres diagnosticadas con cáncer. El 69% de las mujeres fueron entrevistadas en tres albergues, 26% en dos clínicas y 5% en dos grupos de autoayuda de Monterrey. El 2.5% de las participantes tenían entre 15 y 19 años de edad, 14.2% entre 20 y 39 años, 48.3% entre 40 y 59 años y 35% entre 60 y 78 años. La media de edad fue 51.84 años ( $DE = 13.63$ ). El 63% de las participantes señalaron estar casadas, 17% solteras, 8% viudas, 7% separadas y 5% en unión libre. La mediana de ingresos económicos familiares al mes correspondió al intervalo de 3000 a 5999 pesos mexicanos (de 250 a 499 dólares estadounidenses). La media del tiempo transcurrido desde el diagnóstico de cáncer fue de un año y cinco meses ( $DE = 2.02$ ). El 48.3% de las mujeres indicaron estar recibiendo radioterapia, 45.8% quimioterapia, 4.2% cirugía y 1.7% hormonal (véase tabla 1).

Tabla 1  
Frecuencia y porcentajes de las variables socio-demográficas

Variables	Categorías	<i>f</i>	%	%Σ
Edad	De 15 a 19	3	2.5	2.5
	De 20 a 39	17	14.2	16.7
	De 40 a 59	58	48.3	65
	De 60 a 78	42	35.0	100
Escolaridad	Leer y escribir	7	5.8	5.8
	Primaria trunca	8	6.7	12.5
	Primaria terminada	29	24.2	36.7
	Secundaria trunca	2	1.7	38.4
	Secundaria terminada	22	18.3	56.7
	Media superior trunca	2	1.7	58.4
	Media superior terminada	21	17.5	75.9
	Licenciatura trunca	4	3.3	79.2
	Licenciatura terminada	19	15.8	95
	Posgrado trunco	3	2.5	97.5
Posgrado terminado	3	2.5	100	

Estado civil	Casada	76	63.3	63.3
	Soltera	20	16.7	80
	Viuda	10	8.3	88.3
	Separada	8	6.7	95
	Unión libre	6	5.0	100
Ingreso económico mensual	Menos de 3000 pesos	47	39.2	39.2
	De 3000 a 5999	32	26.6	65.8
	De 6000 a 11999	8	6.7	72.5
	De 12000 a 23999	12	10.0	82.5
	De 24000 a 47999	10	8.3	90.8
	De 48000 a 91999	9	7.5	98.3
	Más de 92000	2	1.7	100

Los criterios de inclusión para la muestra fueron: (a) tener una enfermedad oncológica diagnosticada, (b) recibir tratamiento médico, (c) tener al menos 15 años de edad, (d) saber leer y escribir y (e) firmar el consentimiento informado. Los criterios de exclusión fueron presencia de fatiga excesiva y dificultades para mantener la atención.

### Instrumentos

En esta investigación se utilizó la escala de las Fases de duelo (FD-66) de Miaja y Moral (2013). Este instrumento consta de 66 ítems redactados de manera directa, es decir, que a mayor puntuación, mayor es la frecuencia con la que la persona experimenta cada una de las cinco fases de duelo ante la pérdida de la salud. El rango de respuesta de los 66 ítems tipo Likert fue fijado en 5 puntos (de 1 = *nunca* a 5 = *siempre*). De los 66 ítems, 15 se redactaron para evaluar la fase de negación, 12 para evaluar la fase de ira, 12 para evaluar la fase de negociación/pacto, 12 para evaluar la fase de depresión y 15 para evaluar la fase de aceptación.

### Procedimiento

El proyecto fue revisado y aprobado en sus aspectos éticos y técnicos por la Comisión de Posgrado de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León. Antes de comenzar el estudio, se proporcionó el protocolo de investigación a las instituciones anfitrionas, con la finalidad de obtener

las aprobaciones por parte de las autoridades para llevar a cabo el proyecto de investigación.

Se solicitó el consentimiento informado para la participación en el estudio, garantizando el anonimato y la confidencialidad de la información, de acuerdo con las normas éticas de investigación de la Declaración de Helsinki (Asociación Médica Mundial, 2008) y de la Sociedad Mexicana de Psicología (2007). Para la administración del instrumento se pidió a las pacientes firmar la carta del consentimiento informado. En el caso de las mujeres menores de edad, la carta de consentimiento informado fue firmada por el cuidador primario (mayor de edad) y por la paciente.

Las participantes que aceptaron formar parte del estudio respondieron por escrito al instrumento en presencia de la entrevistadora (segunda autora del artículo), en salas polivalentes, cuartos, pasillos o diversos lugares permitidos por cada una de las instituciones donde se llevó a cabo el estudio. La muestra se recolectó de marzo a octubre del 2013.

### Análisis de datos

Se analizó cada subescala de forma individual buscando un modelo unidimensional. Se inició con el análisis de las propiedades de discriminación y consistencia de los ítems redactados para cada una de las cinco subescalas. La discriminación se estudió por medio de la diferencia de medias entre el grupo de puntuaciones altas ( $\geq$  percentil 75) y bajas ( $\leq$  percentil 25) en la subescala (suma

simple de ítems). Se requirió una diferencia media significativa.

La consistencia interna se estimó por la correlación del ítem con el resto de la escala, es decir, el efecto sobre el coeficiente alfa de Cronbach al eliminar el ítem. Aquellos ítems con correlaciones menores a 0.30 o que incrementaron el valor del coeficiente alfa de Cronbach al ser eliminados, se consideraron con problemas de consistencia interna y fueron descartados.

Una vez descartados los ítems con problemas de discriminación y consistencia interna, se procedió a determinar el número de factores. Estos se extrajeron por medio de un análisis de componentes principales. Para determinar el número de componentes se consideraron tres criterios, conforme a las sugerencias de Costello y Osborne (2005): (a) expectativa (un componente), (b) Horn (autovalores observados por encima del punto de intersección entre la curva de sedimentación observada y la correspondiente al percentil 95 de 100 curvas procedentes de 100 muestras generadas al azar con el mismo número de casos y variables con distribución normal) y (c) Velicer (número de factores extraídos al momento de alcanzar la media mínima de las correlaciones al cuadrado entre los ítems, tras haber parcializado el efecto de las puntuaciones de los factores ya extraídos). En aquellos casos en los que se obtuvo más de un componente, se rotó la solución factorial por el método Oblimín directo. Se consideraron cargas mayores que 0.40 para retener los ítems.

Tras el análisis de componentes principales se aplicó el análisis factorial confirmatorio (CFA) en la misma muestra, para estimar el ajuste a los datos del modelo. Una vez revisados los índices de modificación mayores que 10, se realizó la especificación de correcciones en los modelos factoriales. La especificación del modelo de Kübler-Ross se realizó desde un modelo de análisis de senderos (PA). Los modelos de medida de las cinco fases de duelo fueron empleados para definir la sumatoria de cada una de ellas. Así, en los modelos entran como variables manifiestas. Finalmente, se especificó y contrastó un modelo alternativo desde la revisión de los índices de modificación ( $> 10$ ) y la matriz de correlaciones.

Para el CFA y PA se empleó el método de máxima verosimilitud (ML). Se estimaron los tamaños estandarizados de efecto sobre cada variable endógena; se consideró que los valores menores a 0.10 reflejaban un tamaño de efecto

trivial, de 0.10 a 0.29, un efecto pequeño; de 0.30 a 0.49, mediano; de 0.50 a 0.69, grande; y los valores mayores a 0.70, muy grande. Se consideraron ocho índices de ajuste, entre ellos, la prueba ji-cuadrado  $\chi^2$ , cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad ( $\chi^2/df$ ), residuo estandarizado cuadrático medio (*RMS SR*), residuo cuadrático medio de aproximación (*RMS EA*) de Steiger-Lindt, índice de bondad de ajuste (*GFI*) de Jöreskog-Sörbom y su modalidad corregida (*AGFI*), índice normado de ajuste (*NFI*) de Bentler-Bonett e índice comparativo de ajuste (*CFI*) de Bentler. Se estipularon como valores de buen ajuste para los índices: (a)  $p$  de  $\chi^2 > 0.05$ , (b)  $\chi^2/df \leq 2$ , *RMS EA* y (c) *RMS SR*  $\leq 0.05$  o  $p > 0.05$  para la hipótesis nula de *RMS EA*  $\leq 0.05$ , *GFI*  $\geq 0.95$  y *AGFI*, *NFI* y *CFI*  $\geq 0.90$ ; y como valores adecuados: (a)  $p$  de  $\chi^2$ , (b)  $\chi^2/df \leq 3$ , (c) *RMS EA* y (d) *RMS SR*  $\leq 0.08$  o  $p > 0.01$  para la hipótesis nula de *RMS EA*  $\leq 0.05$ , *GFI*  $\geq 0.85$  y *AGFI*, *NFI* y *CFI*  $\geq 0.80$ .

Se estudió el cumplimiento del supuesto de normalidad multivariada a través de la curtosis multivariada de Mardia. Valores de su razón crítica (RC) entre -2 y 2 reflejan cumplimiento del supuesto, para aquellos entre -10 y -2 o 2 y 10, ligero incumplimiento. Debido al incumplimiento de la normalidad multivariada, se empleó el método de percentiles corregidos de sesgo para el contraste de la significación de parámetros; para el contraste de la bondad de ajuste global se utilizó la prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine. Se estimó la parsimonia de los modelos factoriales y de senderos por la razón de parsimonia (RP) de James-Mulaik-Brett. Los valores de  $RP < 0.20$  se interpretaron como parsimonia muy baja; de 0.20 a 0.39, baja; de 0.40 a 0.59, media; de 0.60 a 0.79, alta; y mayores a 0.80, muy alta. La potencia ( $\phi$ ) de los contrastes se estimó desde el estadístico *RMS EA*. El cálculo de la potencia se hizo con un nivel de significación de 0.05. Se empleó como hipótesis nula el valor medio del modelo independiente (mínima constricción) y como hipótesis alternativa el valor medio del modelo especificado. Los valores de  $\phi \geq 0.80$  se interpretaron como potencia alta,  $\phi \geq 0.60$  como media y  $\phi < 0.60$  como potencia baja (Kline, 2010; Moral, 2006). Para valorar la adecuación del tamaño de la muestra se calculó la razón entre el número de participantes y el número de parámetros a estimar (N:q). Aquellos valores de N:q de 5:1 a 9:1 se consideran mínimos; de 10:1 a 19:1, adecuados; y los mayores a 20:1, buenos (Bollen, 1989; Jackson, 2003).

Las correlaciones se calcularon por el coeficiente de correlación producto-momento de Pearson ( $r$ ). Magnitudes de correlación menores a 0.30 se consideraron bajas; de 0.30 a 0.49 medianas; de 0.50 a 0.69 altas; de 0.70 a 0.89 muy altas y las mayores a 0.90, se consideraron casi unitarias. La consistencia interna se calculó por el coeficiente alfa de Cronbach; valores de 0.60 a 0.69 se consideraron aceptables, de 0.70 a 0.89 altos y aquellos mayores a 0.90 se consideraron muy altos.

Los cálculos se realizaron con el programa SPSS16 y AMOS16. La potencia se calculó con el programa de Preacher y Coffman (2006).

## Resultados

### Modelos unidimensionales de medida para las cinco fases de duelo

#### Negación.

De los 15 ítems creados para evaluar negación, ocho cubrieron los requisitos de discriminación y consistencia interna (ítems 6, 15, 45, 50, 55, 60, 62 y 64; véase anexo). Se encontró que la consistencia interna de estos ítems fue alta ( $\alpha = 0.74$ ). Asimismo, el número de componentes fue uno por los criterios de Horn (primer autovalor observado = 2.91, punto de intersección = 1.34, y el segundo autovalor observado = 1.32) y Velicer (media de las correlaciones al cuadrado = 0.09, media de las correlaciones al cuadrado parcializando el primer componente = 0.04 y media de las correlaciones

al cuadrado parcializando los dos primeros componentes = 0.06). Al extraerse un componente se explicó el 36.39% de la varianza total. Se señala que todos los ítems tuvieron saturaciones mayores que 0.40.

Se contrastó por CFA el modelo unidimensional con ocho indicadores. La curtosis multivariada de Mardia de los ocho ítems fue 41.85 ( $RC = 18.12$ ), lo que reflejó desviación de la normalidad multivariada. Además, obtuvo una parsimonia alta ( $RP = 0.71$ ) y todos los parámetros fueron significativos en la estimación por ML, salvo la varianza del factor único ( $S^2 = 0.28$ ,  $EE = 0.16$ ,  $CR = 1.70$   $p = 0.09$ ). El método de percentiles corregidos de sesgo mostró que todos los parámetros fueron significativos, incluyendo la varianza del factor ( $p < 0.01$ ). El tamaño del efecto estandarizado del factor sobre los ocho indicadores varió de 0.27 a 0.74, con una media de 0.51. La bondad de ajuste no se sostuvo por el estadístico ji-cuadrado ( $\chi^2 [20, N = 120] = 46.68$ ,  $p < 0.01$ ), pero sí se mantuvo por la prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine ( $p = 147/2,000 = 0.07$ ). Cinco de los restantes índices reflejaron un ajuste adecuado a los datos ( $\chi^2/df = 2.33$ ,  $GFI = 0.91$ ,  $AGFI = 0.84$ ,  $CFI = 0.84$  y  $RMS SR = 0.08$ ) y dos mostraron un ajuste pobre ( $NFI = 0.76$  y  $RMS EA = 0.11$  [ $p = 0.01$  para la hipótesis nula de  $RM SEA \leq 0.05$ ]). La potencia del contraste fue casi unitaria ( $\phi = 0.99$ ), al ser 0.23 el valor medio del estadístico  $RMS EA$  del modelo independiente. El cociente entre el tamaño de muestra y el número de parámetros a estimar ( $N:q$ ) fue 120:17, aproximadamente 7:1 (véase tabla 2).

Tabla 2  
Consistencia interna y ajuste de los modelos unidimensionales

Estadísticos Negación		Escala unidimensional				
		Ira	Pro./Neg.	Depre.	Aceptac.	
Consistencia interna	Núm. de ítems	8	6	7	8	10
	A	0.74	0.82	0.83	0.73	0.85
$\beta$ del factor sobre el ítem	[Mín. Máx.]	[0.27, 0.74]	[0.50, 0.87]	[0.43, 0.86]	[0.39, 0.73]	[0.47, 0.83]
	Media	0.51	0.68	0.63	0.54	0.61

	$\chi^2$	46.88	23.64	33.88	58.77	103.24
	$Gf$	20	9	14	20	35
Índices de ajuste por ML	$p$ de $\chi^2$	< 0.01	< 0.01	< 0.01	< 0.01	< 0.01
	$\chi^2/gf$	2.33	2.63	2.42	2.94	2.95
	$p$ de $B-S$	0.07	0.14	0.04	< 0.01	< 0.01
	$GFI$	0.91	0.94	0.93	0.90	0.86
	$AGFI$	0.84	0.85	0.86	0.82	0.77
Modelos de un factor con todos los residuos independientes	$NFI$	0.76	0.91	0.88	0.75	0.78
	$CFI$	0.84	0.94	0.93	0.81	0.84
	$RMS EA$	0.11 ( $p = 0.01$ )	0.12 ( $p = 0.03$ )	0.11 ( $p = 0.02$ )	0.13 ( $p < 0.01$ )	0.13 ( $p < 0.01$ )
	$RSM SR$	0.08	0.05	0.06	0.08	0.08
	Parsimonia	RP	0.71	0.60	0.67	0.71
Potencia	$\phi$	0.99	1	1	0.99	1
Adecuación N	N:q	7:1	10:1	8:1	7:1	6:1
	No. de $r_{ei,ej}$	1	1	1	1	3
Índices de ajuste por ML	$\chi^2$	29.03	13.72	26.15	36.24	62.05
	$Gf$	19	8	13	19	32
	$p$ de $\chi^2$	0.07	0.09	0.02	0.01	< 0.01
	$\chi^2/gf$	1.53	1.72	2.01	1.91	1.94
	$p$ de $B-S$	0.39	0.33	0.09	0.10	0.15
Modelos de un factor con pares de residuos correlacionados ( $r_{ei,ej}$ )	$GFI$	0.95	0.96	0.94	0.93	0.91
	$AGFI$	0.90	0.90	0.88	0.87	0.85
	$NFI$	0.85	0.95	0.91	0.84	0.87
	$CFI$	0.94	0.98	0.95	0.92	0.93
	$RMS EA$	0.07 ( $p = .26$ )	0.08 ( $p = .23$ )	0.09 ( $p = 0.09$ )	0.09 ( $p = 0.08$ )	0.09 ( $p = 0.03$ )
	$RSM SR$	0.06	0.04	0.05	0.06	0.06
Mejora del ajuste	$\Delta\chi^2$	17.65	9.92	7.73	22.51	41.19
	$p$ de $\Delta\chi^2$	< 0.01	< 0.01	< 0.01	< 0.01	< 0.01

Por su parte, al correlacionar dos residuos (de los ítems 6 y 60), se mantuvo la bondad de ajuste por la prueba ji-cuadrado ( $\chi^2 [19, N = 120] = 29.03, p = 0.07$ ), aparte de la prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine ( $p = 775/2,000 = 0.39$ ). Los restantes índices reflejaron un ajuste de bueno ( $\chi^2/gf = 1.53$ ,

$GFI = 0.95, AGFI = 0.90$  y  $CFI = 0.94$ ) a adecuado ( $NFI = 0.85, RMS SR = 0.06, RMS EA = 0.07$  [ $p = 0.26$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq 0.05$ ]). La bondad de ajuste del modelo modificado fue significativamente mejor que la del modelo previo:  $\Delta\chi^2 (1, N = 120) = 17.15, p < 1.01$  (véase tabla 2).

### Ira.

De los 12 ítems creados para evaluar ira, nueve cubrieron los requisitos de discriminación y consistencia interna. Estos ítems fueron 2, 7, 11, 21, 31, 36, 41, 46 y 51. Se encontró que la consistencia interna de estos ítems es alta ( $\alpha = 0.85$ ). Asimismo, se obtuvo que el número de componentes por el criterio de Horn fue uno (primer autovalor observado = 4.23, punto de intersección = 1.38, y segundo autovalor observado = 1.34). Al extraer el componente único se explicó el 47.04% de la varianza total. Adicionalmente, se señala que los nueve ítems presentaron saturaciones mayores que 0.40.

El número de componentes por el número de Velicer fue 2 (media de las correlaciones al cuadrado = 0.18, media de las correlaciones al cuadrado parcializando el primer componente = 0.06, media de las correlaciones al cuadrado parcializando los dos primeros componentes = 0.05 y media de las correlaciones al cuadrado parcializando los tres primeros componentes = 0.084). Al extraerse los dos componentes se explicó el 61.98% de la varianza total.

Tras la rotación oblicua, el primer componente estuvo definido por seis indicadores (ítems 21, 31, 36, 41, 46 y 51), su consistencia interna fue alta ( $\alpha = 0.82$ ) y por su contenido se interpretó como ira dirigida a objetos específicos. Por su parte, el segundo componente estuvo conformado por tres indicadores (ítems 2, 7 y 11). La consistencia interna fue alta ( $\alpha = 0.82$ ) y por su contenido se interpretó como ira generalizada. La magnitud de la correlación entre ambos componentes fue mediana ( $r = 0.43$ ,  $p < 0.01$ ).

Se contrastaron dos modelos a través del CFA, de uno y dos factores correlacionados. La curtosis multivariada de Mardia de los 9 ítems fue 52.17 ( $RC = 20.31$ ), lo que reflejó desviación de la normalidad multivariada.

Por su parte, la parsimonia del modelo de un factor con nueve indicadores fue alta ( $RP = 0.75$ ). Todos los parámetros fueron significativos por la estimación por ML y por el método de percentiles corregidos de sesgo. La bondad de ajuste se rechazó por la prueba ji-cuadrado ( $\chi^2 [27, N = 120] = 112.05$ ,  $p < 0.01$ ) y de Bollen-Stine ( $p = 3/2,000 < 0.01$ ). El ajuste a los datos fue adecuado por  $CFI = 0.80$  y fue pobre por los demás índices ( $\chi^2/gf = 4.15$ ,  $GFI = 0.82$ ,  $AGFI = 0.69$ ,  $NFI = 0.75$ ,  $RMS SR$

= 0.10 y  $RMS EA = 0.16$  [ $p < 0.01$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq 0.05$ ]).

La parsimonia del modelo de dos factores correlacionados fue alta ( $RP = 0.72$ ). Todos los parámetros fueron significativos en la estimación por ML y por el método de percentiles corregidos de sesgo. La magnitud de la correlación entre los dos factores fue alta ( $r = 0.58$ ,  $p < 0.01$ ). Se mantuvo la hipótesis nula de bondad de ajuste por la prueba ji-cuadrado ( $\chi^2 [26, N = 120] = 34.46$ ,  $p = 0.12$ ) y de la Bollen-Stine ( $p = 764/2,000 = 0.38$ ). Cinco de los restantes índices reflejaron un buen ajuste ( $\chi^2/gf = 1.33$ ,  $NFI = 0.92$ ,  $CFI = 0.98$ ,  $RMS SR = 0.05$  y  $RMS EA = 0.05$  [ $p = 0.43$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq .05$ ]); y dos mostraron un ajuste adecuado ( $GFI = 0.94$  y  $AGFI = 0.89$ ).

Al buscarse un modelo unidimensional para ira se optó por contrastar un modelo de un factor para los seis indicadores de ira hacia objetos específicos (véase anexo). La curtosis multivariada de Mardia de los seis indicadores fue 50.74 ( $RC = 28.36$ ), lo que reflejó desviación de la normalidad multivariada. La parsimonia de este modelo fue alta ( $RP = 0.60$ ). Todos los parámetros fueron significativos por la estimación ML y por el método de percentiles corregidos de sesgo. Los tamaños del efecto estandarizados del factor sobre los seis indicadores variaron de 0.50 a 0.87, con una media de 0.68. La bondad de ajuste no se mantuvo por el estadístico ji-cuadrado ( $\chi^2 [9, N = 120] = 23.64$ ,  $p < 0.01$ ), pero sí por la de Bollen-Stine ( $p = 277/2,000 = 0.14$ ). De los siete índices restantes, tres reflejaron un buen ajuste ( $NFI = 0.91$ ,  $CFI = 0.94$  y  $RMS SR = 0.05$ ) y cuatro mostraron un ajuste adecuado ( $\chi^2/gf = 2.63$ ,  $GFI = 0.94$ ,  $AGFI = 0.85$  y  $RMS EA = 0.12$  [ $p = 0.03$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq 0.05$ ]). La potencia de este último contraste fue unitaria ( $\phi = 1$ ), al ser 0.38 el valor medio del estadístico  $RMS EA$  del modelo independiente. El cociente entre el tamaño de muestra y el número de parámetros a estimar ( $N:q$ ) fue 120:12, esto es, 10:1 (véase tabla 2).

Al correlacionar dos residuos (de los ítems 46 y 51), todos los índices mostraron un buen ajuste a los datos ( $\chi^2 [8, N = 120] = 13.72$ ,  $p = 0.09$ ,  $p$  de Bollen-Stine =  $650/2000 = 0.33$ ,  $\chi^2/gf = 1.72$ ,  $GFI = 0.96$ ,  $AGFI = 0.90$ ,  $NFI = 0.95$ ,  $CFI = 0.98$ ,  $RMS SR = 0.04$  y  $RMS EA = 0.08$  [ $p = 0.23$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq 0.05$ ]) y la bondad de ajuste mejoró significativamente en comparación con el modelo sin correlaciones entre residuos:  $\Delta\chi^2(1, N = 120) = 9.92$ ,  $p < 1.01$  (véase tabla 2).

### Negociación/pacto.

Se retuvieron los 12 ítems creados para evaluar negociación/pacto, al contar todos con buenas propiedades de discriminación y consistencia interna. Estos fueron los ítems 3, 8, 12, 17, 22, 27, 32, 37, 42, 47, 52 y 57. La consistencia interna de los 12 ítems fue alta ( $\alpha = 0.85$ ). Se señala que todos tuvieron saturaciones mayores que 0.40. Además, al extraer un único componente, siguiendo el criterio de la expectativa, se explicó el 40.25% de la varianza total.

Asimismo, el número de factores según los criterios de Horn fueron dos (primer autovalor observado = 4.83, segundo autovalor observado = 1.54, punto de intersección = 1.48 y tercer autovalor observado = 1.08), y Velicer (media de las correlaciones al cuadrado = 0.13, media de las correlaciones al cuadrado parcializando el primer componente = 0.04, media de las correlaciones al cuadrado parcializando los dos primeros componentes = 0.04 y media de las correlaciones al cuadrado parcializando los tres primeros componentes = 0.04). Al extraer dos componentes se explicó el 53.04% de la varianza total. Tras la rotación oblicua el primer componente quedó conformado por seis indicadores (ítems 3, 12, 17, 22, 27 y 52), su consistencia interna fue alta ( $\alpha = 0.81$ ) y por su contenido se interpretó como promesas/negociación con un ser superior. El segundo componente quedó conformado por cinco indicadores (ítems 8, 32, 37, 42 y 57), su consistencia interna fue alta ( $\alpha = 0.79$ ) y por su contenido se interpretó como fe/esperanza en la recuperación. La magnitud de la correlación entre ambos componentes fue moderada ( $r = -0.45$ ,  $p < 0.01$ ). El ítem 47 del primer componente tuvo saturaciones menores que 0.40. También fue el ítem con la carga más baja en el modelo de un factor.

Se contrastaron dos modelos a través del CFA de uno y dos factores correlacionados, sin incluir el ítem 47. La curtosis multivariada de Mardia de los 11 ítems fue 84.10 ( $RC = 27.24$ ), lo que reflejó desviación de la normalidad multivariada.

Todos los parámetros del modelo unidimensional fueron significativos por la estimación por ML y por el método de percentiles corregidos de sesgo. Los nueve indicadores de ajuste fueron pobres:  $\chi^2 (44, N = 120) = 171.77$ ,  $p < 0.01$ ,  $p$  de Bollen-Stine =  $2/2,000 < 0.01$   $\chi^2/gf = 3.90$ ,  $GFI = 0.76$ ,  $AGFI = 0.64$ ,  $NFI = 0.68$ ,  $CFI = 0.74$ ,  $RMS SR = 0.10$  y  $RMS EA = 0.16$  ( $p < 0.01$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq 0.05$ ).

Todos los parámetros del modelo bidimensional (promesas/negociación con un ser superior y fe/esperanza en la recuperación) fueron significativos por la estimación por ML y por el método de percentiles corregidos de sesgo. La magnitud de la correlación entre los dos factores fue grande ( $r = 0.57$ ,  $p < 0.01$ ). La hipótesis nula de bondad de ajuste del modelo bidimensional no se sostuvo por la prueba ji-cuadrado ( $\chi^2 [43, N = 120] = 83.43$ ,  $p < 0.01$ ), pero sí por la prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine ( $p = 135/2000 = 0.07$ ). El cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad también reflejó buen ajuste ( $\chi^2/gf = 1.94$ ) y los demás índices mostraron un ajuste adecuado:  $NFI = 0.85$ ,  $CFI = 0.92$ ,  $GFI = 0.89$ ,  $AGFI = 0.84$ ,  $RMS SR = 0.08$  y  $RMS EA = 0.09$  ( $p = 0.02$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq 0.05$ ). La parsimonia de este modelo fue alta ( $RP = 0.78$ ).

Al especificar el ítem ocho como indicador del factor de promesas/negociación con un ser superior, quedando el factor de fe/esperanza con cuatro indicadores, el ajuste del modelo bidimensional mejoró ( $\Delta\chi^2[1] = 4.86$ ,  $p = 0.03$ ). No hubo cambio en la parsimonia ( $RP = 0.78$ ). Todos los parámetros del modelo bidimensional fueron significativos por la estimación por ML y por el método de percentiles corregidos de sesgo. La magnitud de la correlación entre los dos factores fue grande ( $r = 0.56$ ,  $p < 0.01$ ). Aunque la bondad de ajuste se rechazó por la prueba ji-cuadrado ( $\chi^2 [43, N = 120] = 78.57$ ,  $p < 0.01$ ), esta se mantuvo por la prueba de Bollen-Stine ( $p = 145/2,000 = 0.07$ ). El cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad también reflejó un buen ajuste ( $\chi^2/gf = 1.83$ ) y los seis índices restantes mostraron un ajuste adecuado ( $NFI = 0.86$ ,  $CFI = 0.93$ ,  $GFI = 0.90$ ,  $AGFI = 0.85$ ,  $RMS SR = 0.07$  y  $RMS EA = 0.08$  [ $p = 0.03$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq 0.05$ ]).

Al buscarse un modelo unidimensional para negociación/pacto, se optó por contrastar el modelo de un factor para los siete indicadores de promesas/negociación con un ser superior (véase anexo). La curtosis multivariada de Mardia de los siete ítems fue 13.68 ( $RC = 6.68$ ), lo que reflejó ligera desviación de la normalidad multivariada. La parsimonia de este modelo unidimensional fue alta ( $RP = 0.67$ ). Todos los parámetros fueron significativos por la estimación por ML y por el método de percentiles corregidos de sesgo. Los tamaños del efecto estandarizados del factor de negociación/pacto sobre sus siete indicadores variaron de 0.43 a 0.86, con una media de 0.63. La bondad de ajuste se

rechazó por la prueba ji-cuadrado ( $\chi^2$  [14,  $N = 120$ ] = 33.88,  $p < 0.01$ ), pero se mantuvo con un nivel de significación de 0.03 por la prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine ( $p = 73/2000 = 0.04$ ). Los demás índices mostraron un ajuste adecuado:  $\chi^2/df = 2.42$ ,  $NFI = 0.88$ ,  $CFI = 0.93$ ,  $GFI = 0.93$ ,  $AGFI = 0.86$ ,  $RMS SR = 0.06$  y  $RMS EA = 0.11$  ( $p = 0.02$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq 0.05$ ). La potencia del contraste para el modelo de un factor con siete indicadores fue unitaria, al ser 0.33 el valor medio del estadístico  $RMS EA$  del modelo independiente. El cociente entre el tamaño de muestra y el número de parámetros a estimar ( $N:q$ ) fue 120:15, aproximadamente 8:1 (véase tabla 2).

Al correlacionar dos residuos (de los ítems 17 y 27), mejoró significativamente el ajuste ( $\Delta\chi^2$  [1,  $N = 120$ ] = 7.73,  $p < 0.01$ ). La hipótesis nula de bondad de ajuste se mantuvo con un nivel de significación de 0.01 por el estadístico ji-cuadrado ( $\chi^2$  [13,  $N = 120$ ] = 26.15,  $p = 0.02$ ) y con un nivel de significación de 0.05 por la prueba de Bollen-Stine ( $p = 178/2000 = 0.09$ ). Los índices  $NFI = 0.91$ ,  $CFI = 0.95$  y  $RMS SR = 0.05$  reflejaron un buen ajuste. Los índices  $\chi^2/df = 2.01$ ,  $GFI = 0.94$ ,  $AGFI = 0.88$  y  $RMS EA = 0.09$  ( $p = 0.09$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq 0.05$ ) mostraron un ajuste adecuado (véase tabla 2).

### Depresión.

De los 12 ítems creados para evaluar depresión, ocho cubrieron los requisitos de discriminación y consistencia interna. Estos ítems fueron el 4, 9, 28, 38, 43, 48 53 y 58 (véase anexo). La consistencia interna de los ocho ítems fue alta ( $\alpha = 0.76$ ). El número de factores según los criterios de Horn fue uno (primer autovalor observado = 3.11, punto de intersección = 1.31 y segundo autovalor observado = 1.12), y Velicer (promedio de las correlaciones al cuadrado = 0.01 promedio de las correlaciones al cuadrado parcializando el primer componente = 0.04 y promedio de las correlaciones al cuadrado parcializando los dos primeros componentes = 0.07). Al extraer el componente único se explicó el 38.82% de la varianza total. Se resalta que todos los ítems presentaron saturaciones mayores que 0.40.

Por su parte, se contrastó un modelo unidimensional con ocho indicadores a través del CFA. La curtosis multivariada de Mardia fue 29.33 ( $RC = 12.70$ ), lo que reflejó desviación de la normalidad multivariada. La parsimonia de este modelo fue alta ( $RP = 0.71$ ). Todos los parámetros

fueron significativos por la estimación por ML y por el método de percentiles corregidos de sesgo. Los tamaños del efecto del factor de depresión sobre sus ocho indicadores variaron de 0.39 a 0.73 con una media de 0.54. La hipótesis nula de bondad de ajuste no se sostuvo por el estadístico ji-cuadrado ( $\chi^2$  [20,  $N = 120$ ] = 58.77,  $p < 0.01$ ), ni por la prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine ( $p = 11/2000 < 0.01$ ). Se señala que cuatro de los restantes índices mostraron un ajuste adecuado ( $\chi^2/df = 2.94$ ,  $GFI = 0.90$ ,  $AGFI = 0.82$  y  $RMS SR = 0.08$ ) y tres exhibieron un ajuste pobre ( $NFI = 0.75$ ,  $CFI = 0.81$  y  $RMS EA = 0.13$  [ $p < 0.01$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq 0.05$ ]). La potencia del contraste del modelo de un factor con ocho indicadores fue casi unitaria ( $\phi = 0.99$ ), al ser 0.25 el valor medio del estadístico  $RMS EA$  del modelo independiente. El cociente entre el tamaño de muestra y el número de parámetros a estimar ( $N:q$ ) fue 120:17, aproximadamente 7:1 (véase tabla 2).

Al correlacionar dos residuos (de los ítems 4 y 9), mejoró significativamente el ajuste ( $\chi^2$ [1,  $N = 120$ ] = 22.53,  $p < 0.01$ ). Se mantuvo la hipótesis de bondad de ajuste con un nivel de significación de 0.05 por la prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine ( $p = 201/2,000 = 0.10$ ) y con un nivel de significación de 0.01 por la prueba ji-cuadrado ( $\chi^2$ [19,  $N = 120$ ] = 36.24,  $p = 0.01$ ). Los índices  $\chi^2/df = 1.91$  y  $CFI = 0.92$  reflejaron un buen ajuste. Los índices  $GFI = 0.93$ ,  $AGFI = 0.87$ ,  $NFI = 0.84$ ,  $RMS SR = 0.06$  y  $RMS EA = 0.09$  ( $p = 0.08$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq 0.05$ ) mostraron un ajuste adecuado (véase tabla 2).

### Aceptación.

De los 15 ítems creados para evaluar aceptación, 10 cubrieron los requisitos de discriminación y consistencia interna. Estos fueron los número 5, 10, 19, 24, 29, 34, 44, 59, 61 y 65 (véase anexo). La consistencia interna de los 10 ítems fue alta ( $\alpha = 0.85$ ). El número de factores fue definido por uno de los criterios de Horn (primer autovalor observado = 4.42, punto de intersección = 1.44 y segundo autovalor observado = 1.14) y Velicer (media de las correlaciones al cuadrado = 0.14, media de las correlaciones al cuadrado parcializando el primer componente = 0.03 y media de las correlaciones al cuadrado parcializando los dos primeros componentes = 0.05). Todos los ítems mencionados presentaron saturaciones mayores que 0.40 y al

extraer el componente único se explicó el 44.19% de la varianza total.

Se contrastó un modelo unidimensional con 10 indicadores a través del CFA. La curtosis multivariada de Mardia de los 10 ítems fue 54.93 ( $RC = 19.42$ ), lo que reflejó desviación de la normalidad multivariada. La parsimonia de este modelo fue alta ( $RP = 0.78$ ). Todos los parámetros fueron significativos por la estimación ML y por el método de percentiles corregidos de sesgo. Los tamaños del efecto del factor sobre sus 10 indicadores variaron de 0.47 a 0.83 con una media de 0.61. La bondad de ajuste se rechazó por la prueba ji-cuadrado ( $\chi^2 [35, N = 120] = 103.24, p < 0.01$ ) y por la prueba de muestreo repetitivo de Bollen Stine también exhibieron un ajuste pobre ( $p = 11/2,000 < 0.01$ ).  $AGFI = 0.77$ ,  $NFI = 0.78$  y  $RMS EA = 0.13$  ( $p < 0.01$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq 0.05$ ). Por su parte, los cuatro índices restantes reflejaron un ajuste adecuado ( $\chi^2/gl = 2.95$ ,  $GFI = 0.86$ ,  $CFI = 0.84$  y  $RMS SR = 0.08$ ). Al ser el valor medio del estadístico  $RMS EA$  del modelo independiente 0.28, la potencia de este contraste fue unitaria. El cociente entre el tamaño de muestra y el número de parámetros a estimar (N:q) fue 120:20, esto es, 6:1 (véase tabla 2).

Al introducir tres correlaciones entre residuos (ítem 5-ítem 10, ítem 5-ítem 19 e ítem 24-ítem 59), la bondad de ajuste se mantuvo en la prueba de Bollen Stine ( $p = 303/2,000 = 0.15$ ), pero no en la prueba ji-cuadrado ( $\chi^2 [32] = 62.05, p < 0.01$ ). Dos de los restantes índices mostraron un buen ajuste ( $\chi^2/gl = 1.94$  y  $CFI = 0.93$ ) y cinco reflejaron un

ajuste adecuado ( $GFI = 0.91$ ,  $AGFI = 0.85$ ,  $NFI = 0.87$ ,  $RMS SR = 0.06$  y  $RMS EA = 0.09$  [ $p = 0.03$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq 0.05$ ]). La parsimonia de este modelo fue alta (0.71). Todos los parámetros fueron significativos por la estimación ML y por el método de percentiles corregidos de sesgo. Los tamaños del efecto del factor sobre sus 10 indicadores variaron de 0.44 a 0.84 con una media de 0.61. La bondad de ajuste mejoró significativamente en comparación con el modelo sin correlaciones entre residuos:  $\Delta\chi^2 [3, N = 120] = 41.19, p < 0.01$  (véase tabla 2).

### Contraste del modelo de las 5 fases de duelo de Kübler-Ross

Para contrastar la secuencia de las fases se utilizaron los 39 ítems de la escala FD-66, es decir, aquellos que conforman las subescalas unidimensionales: 8 indicadores para negación, 6 para ira hacia objetos específicos, 7 para promesas/negociación con un ser superior, 8 para depresión y 10 para aceptación (véase anexo). La puntuación en cada fase se obtuvo por suma simple de ítems.

Se encontró que la subescala de negación correlacionó positivamente con ira hacia objetos específicos; la de promesas/negociación se relacionó positivamente con un ser superior y depresión y negativamente con aceptación. Por su parte, la ira hacia objetos específicos correlacionó positivamente con depresión y negativamente con aceptación. Finalmente, depresión correlacionó negativamente con aceptación (véase tabla 3).

Tabla 3  
Correlaciones entre las cinco respuestas psicológicas del duelo

	Ira	Pacto	Depresión	Aceptación
Negación	0.51***			
Ira	0.28**	0.08 n. s.		
Pacto	0.40***	0.58***	0.17	
Depresión	-0.20*	-0.29**	0.17	-0.38***

N = 120. Significación (bilateral)

\*  $p \leq 0.05$ , \*\*  $p \leq 0.01$ , \*\*\*  $p \leq 0.001$

En la especificación del modelo original de Kübler-Ross (1969), el tiempo transcurrido desde

el diagnóstico quedó como variable exógena y las cinco fases de duelo como variables endógenas.

Se especificó el tiempo transcurrido desde el diagnóstico como predictor de cada fase de duelo, la negación como predictor de la ira hacia objetos específicos, la ira hacia objetos específicos como predictor de promesas/negociación con un ser superior, promesas/negociación con un ser superior como predictor de la depresión y la depresión como predictor de la aceptación (véase figura 1).

La curtosis multivariada de Mardia fue 24.44 ( $RC = 13.67$ ), lo que reflejó desviación de la normalidad multivariada. La parsimonia de este modelo fue mediana ( $RP = 0.40$ ). De los nueve coeficientes de regresión solo dos fueron estadísticamente significativos: la predicción de

la ira hacia objetos específicos por la negación ( $\beta = 0.51$ ) y la predicción de la aceptación por la depresión ( $\beta = -0.38$ ), explicándose el 27% y 14% de la varianza, respectivamente. El tiempo transcurrido desde el diagnóstico no tuvo ningún efecto sobre las fases de duelo. El método de percentiles corregidos de sesgo confirmó estos resultados de significación de parámetros. El ajuste del modelo fue pobre:  $\chi^2 [6, N = 120] = 69.11, p < 0.01, p$  de Bollen-Stine =  $0/2,000 = 0, \chi^2/gl = 11.52, GFI = 0.86, AGFI = 0.51, NFI = 0.47, CFI = 0.46, RMS SR = 0.18$  y  $RMS EA = 0.30$  (IC 90%: 0.24, 0.36,  $p < 0.01$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq 0.05$ ).

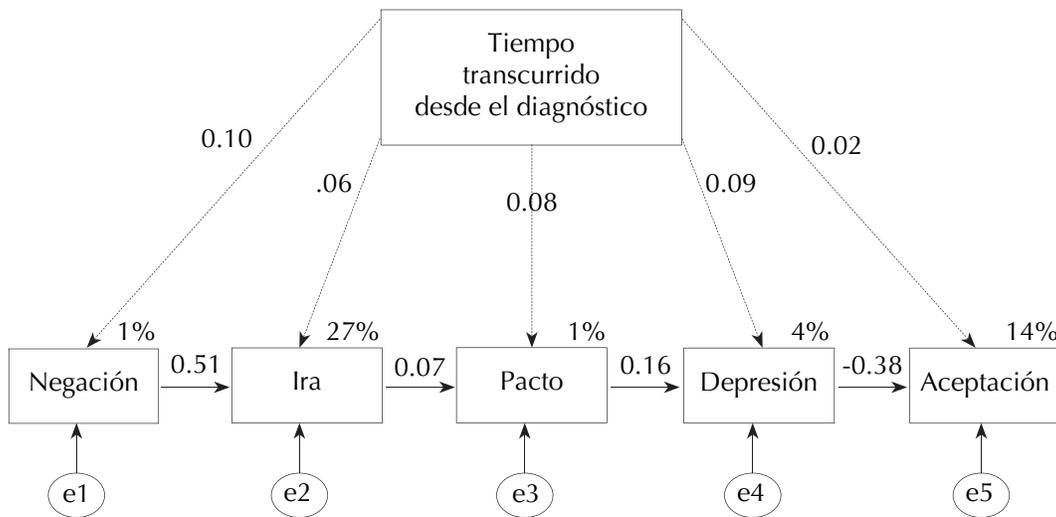


Figura 1. Modelo de las fases de duelo basado en la propuesta original de Kübler-Ross (1969).

Desde la revisión de los índices de mejora del ajuste, dos vías direccionales destacaron con valores mayores que 10, la predicción de la depresión por la ira y por la negación. También aparecen con valores mayores a cinco la predicción de la negociación/pacto por la negación y la aceptación por la negociación/pacto. Así, se procedió a eliminar las siete vías sin significación estadística y se introdujeron estas cuatro, generándose un nuevo modelo sin la variable tiempo transcurrido desde el diagnóstico (véase figura 2).

La curtosis multivariada de Mardia fue 8.83 ( $RC = 5.78$ ), lo que reflejó ligera desviación de la normalidad multivariada. La parsimonia del modelo fue mediana ( $RP = 0.40$ ). Todos los parámetros fueron significativos por la estimación con ML y

por el método de percentiles corregidos de sesgo. Los porcentajes de varianza explicada fueron 8% para promesas/negociación con un ser superior, 21% aceptación, 26% ira hacia objetos específicos y 35% depresión. Los índices mostraron un buen ajuste a los datos:  $\chi^2 [4, N = 120] = 4.50, p = 0.34, p$  de Bollen-Stine =  $789/2,000 = 0.40, \chi^2/gl = 1.12, GFI = 0.99, AGFI = 0.94, NFI = 0.97, CFI = 1, RMS SR = 0.04$  y  $RMS EA = 0.03$  ( $p = 0.49$  para la hipótesis nula de  $RMS EA \leq 0.05$ ). La potencia de este modelo fue casi unitaria ( $\phi = 0.99$ ), al ser 0.32 el valor medio del estadístico  $RMS EA$  del modelo independiente. El cociente entre el tamaño de muestra y el número de parámetros a estimar ( $N:q$ ) fue 120:11, aproximadamente 11:1.

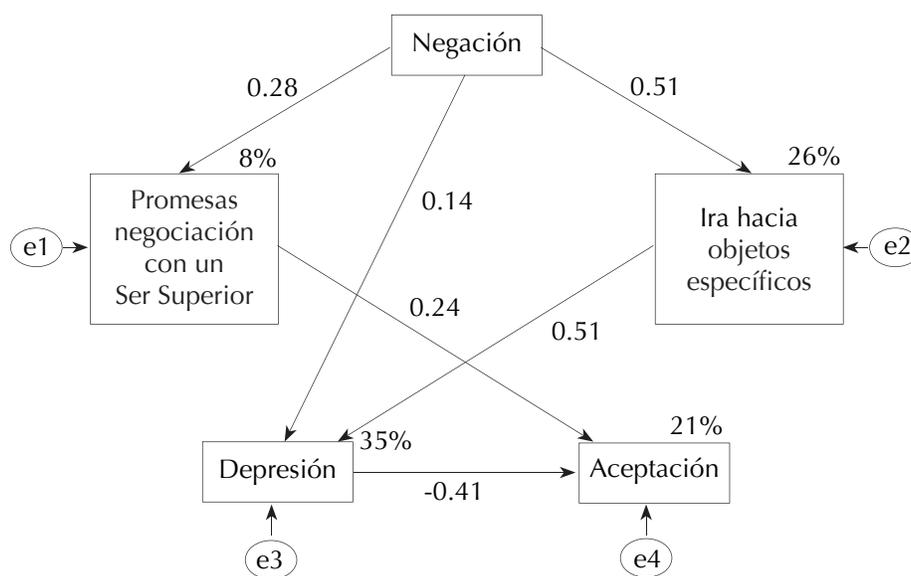


Figura 2. Modelo revisado de las respuestas psicológicas al duelo.

## Discusión

### Modelo unidimensional de medida para las cinco fases de duelo

En este estudio, en primer lugar, se intentó definir un modelo de medida unidimensional para cada fase de duelo, para lo cual se empleó el conjunto de 66 ítems creados por Miaja y Moral (2013). Al respecto, se encontró que las fases de negación, depresión y aceptación cumplieron con la expectativa; no obstante, las fases de ira y negociación/pacto tuvieron una estructura bidimensional. Por una parte, se identificó que la fase de ira se dividió en ira hacia objetos específicos e ira generalizada; sin embargo, solo se consideró la ira hacia objetos específicos, pues presentó una mayor consistencia interna, validez de contenido y ajuste como modelo unidimensional. Asimismo, la fase de negociación/pacto se dividió en promesas/negociación con un ser superior y en fe/esperanza en la recuperación. Igualmente, se consideró únicamente promesas/negociación con un ser superior por mayor consistencia interna, validez de contenido y ajuste como modelo unidimensional.

Aunque en este estudio se ignoró el factor de fe/esperanza en la recuperación, debe señalarse que la fe y la esperanza han sido destacadas como esenciales en el cuidado y la calidad de vida de los

pacientes y familiares (Ferrellemail y Baird, 2012), así como facilitadores en el proceso del duelo (Damianakisab y Marzialib, 2012). Hsiao, Gau, Ingleton, Ryan y Shih (2011) hacen hincapié en que una de las principales necesidades espirituales en pacientes con cáncer es la necesidad de fomentar la esperanza de sobrevivir. Precisamente, Kübler-Ross (1969) menciona que la esperanza persiste a lo largo de todas las fases de duelo y que su función es la de sostener a las personas en momentos de sufrimiento y de darle un sentido a la situación que se está viviendo. Por lo tanto, este podría ser un aspecto a considerar en futuros estudios.

### Contraste del modelo secuencial de cinco fases de duelo de Kübler-Ross

Desde el planteamiento de cinco fases de duelo que progresan de forma secuencial (Kübler-Ross, 1969) y con independencia de las diferencias sociodemográficas de las personas en duelo (Payás, 2010), se especificó una secuencia de cinco fases, en la cual el tiempo transcurrido desde el diagnóstico predice cada una de las fases y cada fase precede y predice la siguiente: negación predice ira, ira predice promesas/negociación con un ser superior, promesas/negociación predice depresión y depresión predice aceptación.

Se encontró que el tiempo transcurrido desde el diagnóstico no tuvo ningún efecto sobre las fases de duelo y los índices de ajuste fueron pobres; por lo tanto, se refutó el modelo temporal de secuencia de cinco fases de duelo. Al respecto, cabe señalar que Klüber-Ross, en 1969, señaló que las cinco fases no son estrictamente secuenciales, pues pueden fluctuar en su orden de sucesión y coexistir. Adicionalmente, nunca formuló un mecanismo que determinase de forma necesaria la secuencia (Kübler-Ross y Kessler, 2001). Su planteamiento fue descriptivo (sin implicar pasividad ante la pérdida) y humanista (Haupt, 2005).

Por su parte, Holland y Neimeyer (2010) estudiaron si el tiempo transcurrido desde la pérdida predecía las cinco fases de duelo. Al igual que en el presente estudio, Holland y Neimeyer encontraron que las fases de duelo no se sucedían unas a otras con exactitud, y que el tiempo transcurrido desde la pérdida no predecía al duelo. Estos investigadores hallaron que el significado que se le daba a la pérdida es lo que se asociaba a las distintas fases de duelo.

Un modelo revisado se especificó sin una secuencia predeterminada de las fases y sin incluir el tiempo transcurrido desde el diagnóstico. Este modelo tuvo buenas propiedades de estimación e índices de ajuste. Además, toma sentido teórico desde las críticas de Isla et al. (2008), Holland y Neimeyer (2010) y Wortman y Silver (2001), al señalar que no existe una secuencia fija de las fases de duelo.

El modelo revisado indica que la negación predice mayor ira, mayor negociación/pacto y mayor depresión. La ira predice mayor depresión. La negociación/pacto predice mayor aceptación; y por el contrario, la depresión predice menor aceptación. Conforme con otros estudios, la negación conduce a más depresión (Nam et al., 2008) e ira (Martin y Dahlen, 2005); a su vez, mayor ira se asocia con mayor depresión (Spielberger, Krasner y Solomon, 1988). En concordancia con la teoría, la aceptación es favorecida por la negociación y dificultada por la depresión. Precisamente, Thompson et al. (2009) hallaron que a mayor dificultad para aceptar la pérdida existía mayor depresión, desesperanza y ansiedad.

Contrario a los resultados esperados, la negación predijo mayor tendencia a la negociación/pacto. El contenido de la escala de negociación/pacto se refiere a negociar o solicitar a un ser superior su ayuda para superar la enfermedad. La

relación positiva entre negación y negociación/pacto se podría entender como un paso previo para alcanzar la aceptación, es decir, al pedir la ayuda a un ser superior se está dando un primer paso hacia la aceptación o no negación de la enfermedad. Otra interpretación podría ser que ambas reflejan un estilo de afrontamiento pasivo (Sandín y Chorot, 2003), en el cual la persona evita pensar en la enfermedad, la niega y deja todo en manos de Dios, confiando que se curará sola. Teniendo en cuenta que el modelo secuencial trae un ajuste pobre a los datos y que el tiempo transcurrido desde el diagnóstico es independiente de las respuestas de duelo, se considera que la segunda interpretación es más acertada.

Como limitaciones del estudio debe mencionarse que el diseño fue no experimental transversal, de ahí que no se pueden hacer inferencias de causalidad y solo se habla de correlatos y predictores. También, este estudio tiene como limitación el carecer de una muestra poblacional, habiéndose realizado en una muestra intencional de mujeres mexicanas con cáncer bajo tratamiento oncológico, por lo que los resultados deben manejarse como hipótesis para futuras investigaciones en esta población y para otras afines.

Por otra parte, aunque el modelo de Kübler-Ross fue desarrollado originariamente para enfermos terminales, también ha sido aplicado a situaciones de pérdida de la salud ante enfermedades degenerativas crónicas (Isla et al., 2008; Miaja y Moral, 2013), como sería el caso del presente estudio. Cabría preguntarse si es válido poner a prueba el modelo evolutivo con un diseño transversal. Sin lugar a dudas un diseño óptimo sería uno longitudinal con el seguimiento de una cohorte de pacientes. Para superar esta limitación, desde un estudio transversal, se tomó la variable tiempo transcurrido desde el diagnóstico y se acudió a la técnica de análisis de senderos que permite especificar vías direccionales (predictivas).

Se señala que el tamaño de muestra del presente estudio en población clínica no debe considerarse pequeño e insuficiente, pues se superó el mínimo de 100 participantes recomendado por Gorsuch (1983) para análisis factoriales. La razón del número de casos por número de ítems fue mayor que 5:1 en los análisis factoriales de cada una de las cinco fases de duelo, superando la razón mínima recomendada (Gorsuch, 1983; Osborn y Costello, 2004). A pesar del tamaño de muestra limitado, se alcanzó una

potencia unitaria o casi unitaria, desde el estadístico *RMS EA* (Preacher, Cai y MacCallum, 2007), en los contrastes de análisis factorial confirmatorio y de análisis de senderos. Desde el criterio de la razón entre el tamaño de la muestra y los parámetros a estimar ( $N:q$ ) para modelamiento de ecuaciones estructurales, se sobrepasó el valor mínimo de 5:1 (Bollen, 1989; Jackson, 2003). Debe considerarse que las medias de los tamaños del efecto fueron grandes (de 0.50 a 0.89), lo que disminuye el efecto de la limitación de la muestra en la estimación de parámetros y contraste del ajuste (MacCallum, Widaman, Preacher y Hong, 2001).

También se podrían señalar limitaciones por incumplimiento de normalidad multivariada. Con base en el coeficiente de curtosis multivariada de Mardia no se cumplió el supuesto de normalidad multivariada en ningún modelo, no obstante su valor fue menor de 70 en todos los casos, lo que constituye una desviación tolerable para una adecuada estimación de parámetros en modelos factoriales sencillos, especialmente, cuando los tamaños del efecto son grandes (Rodríguez y Ruiz, 2008), como es el caso del presente estudio. Sin embargo, para superar este problema se acudió a los procedimientos de muestreo repetitivo, extrayéndose 2000 muestras, como Nevitt y Hancock (2001) recomiendan. Para estimar la significación de parámetros se usó el método de percentiles corregidos de sesgo y para contrastar la bondad de ajuste global se usó la prueba de Bollen-Stine. Además, se empleó el método de máxima verosimilitud (ML) que es más robusto que el de mínimos cuadrados generalizados (GLS) y el de mínimos cuadrados ponderados (WLS) o de estimador asintóticamente libre de distribución (ADF), en situaciones de incumplimiento de normalidad multivariada y con muestras de tamaño limitado (Olsson, Foss, Troye y Howell, 2000). Habría otras opciones como máxima verosimilitud robusta o con la corrección de Satorra-Bentler, pero no son opciones disponibles en el programa estadístico empleado para el cálculo de modelamiento de ecuaciones estructurales (Arbuckle, 2007).

Los resultados de este estudio permiten concluir que desde los 66 ítems desarrollados por Miaja y Moral (2013) se pueden definir modelos unidimensionales de medida para cada fase de duelo con buenas propiedades de consistencia interna, ajuste a los datos y validez de contenido, particularmente, para negación con 8 indicadores, ira con 6 indicadores, promesas/negociación con

un ser superior con 7 indicadores, depresión con 8 indicadores y aceptación con 10 indicadores. Adicionalmente, se podría contemplar un sexto factor de fe/esperanza con 4 indicadores.

El modelo secuencial de cinco fases de duelo de Kübler-Ross presenta un ajuste pobre a los datos. Las fases de duelo son independientes del tiempo transcurrido desde el diagnóstico; más que fases que definen una secuencia de evolución del duelo se observan respuestas psicológicas al duelo por la pérdida de la salud que coexisten y se interrelacionan. El modelo con buen ajuste a los datos indica que un mayor nivel de negación predice mayor nivel de ira, mayor frecuencia de promesas/negociación con un ser superior y mayor nivel de depresión. Asimismo, un mayor nivel de ira predice un mayor nivel de depresión, mayor frecuencia de promesas/negociación con un ser superior predice mayor aceptación. Por el contrario, un mayor nivel de depresión predice menor aceptación. Se señala que la respuesta de promesas/negociación con un ser superior pudiera constituir un puente importante entre la negación de la enfermedad y su aceptación, mediado probablemente por creencias religiosas, aunque más bien parece constituir un indicador de estilo de afrontamiento pasivo junto con negación.

Para futuros estudios se sugiere que se obtenga una muestra equivalente de ambos sexos para poder contrastar los modelos unidimensionales para cada fase de duelo, pues en este estudio se dificultó obtener una muestra de 120 hombres, debido a que en los centros en los cuales se aplicó la escala y en los cuales se contaba con permiso de las autoridades, acudían mayoritariamente mujeres.

Asimismo, debido a que el modelo secuencial no se sostuvo por los datos, se sugiere estudiar la estructura factorial de primer y segundo orden de los 39 ítems seleccionados en este estudio, más los cuatro de fe/esperanza en la recuperación (véase anexo), con la expectativa de una estructura de seis factores correlacionados, a los que podrían subyacer dos dimensiones, una para afecto positivo (promesas/pacto, fe/esperanza y aceptación) y otra para afecto negativo (negación, depresión e ira) con una correlación de pequeña magnitud, al igual que en el modelo bidimensional de afecto de Watson (2000). A esta nueva escala se la podría llamar de respuestas psicológicas de duelo ante la pérdida de salud.

Finalmente, se sugiere poner nuevamente a prueba la propuesta secuencial, empleando un diseño longitudinal. La expectativa sería de un

ajuste pobre a los datos conforme con los presentes resultados.

### Agradecimientos

Este trabajo fue realizado con el apoyo de una beca doctoral otorgada a la segunda autora de este artículo, por el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT). Se agradece a las pacientes y a las instituciones que permitieron el acceso a la muestra: Cruz Rosa, A.B.P., Desafío del Noreste, A.C., Posada del Peregrino de Caritas de Monterrey, A.B.P., Clínica 0-19, Clínica Opción Oncología, Asociación Mexicana Contra el Cáncer de Mama, A.C. de la Fundación CIM\*ab y el grupo de autoayuda Mujeres con Cáncer.

### Referencias

- Arbuckle, J. L. (2007). *AMOS 16.0 user's guide*. Spring House, P.A.: Amos Development.
- Asociación Médica Mundial. (2008). *Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial. Principios éticos para las investigaciones médicas en seres humanos*. Madrid: Colegios Oficiales de Médicos.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. Nueva York: John Wiley & Sons. doi:10.1002/9781118619179
- Costello, A. B. y Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation, 10*(7). Recuperado de <http://pareonline.net/getvn.asp?v=10&n=7>
- Damianakisab, T. y Marzialib, E. (2012). Older adults' response to the loss of a spouse: the function of spirituality in understanding the grieving process. *Aging y Mental Health, 16*(1), 57-66. doi:10.1080/13607863.2011.609531.
- Ferrellemail, B. R. y Baird, P. (2012). Deriving meaning and faith in caregiving. *Seminars in Oncology Nursing, 28*(4), 256-261.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis* (2da Ed.). Hillsdale, N.Y.: Laurence Erlbaum Associates. doi:10.1002/0471264385.wei 0206
- Haupt, S. (2005). *Elisabeth Kübler-Ross. Una mirada de amor. Testimonio de una vida y una enseñanza*. Barcelona: Editorial SIRPUS.
- Holland, J. M. y Neimeyer, R. A. (2010). An examination of stage theory of grief among individuals bereaved by natural and violent causes: a meaning-oriented contribution. *Journal of Death and Dying, 61*(2), 103-120. doi:10.2190/OM.61.2.b.
- Hsiao, S., Gau, M., Ingleton, C., Ryan, T. y Shih, F. (2011). An exploration of spiritual needs of Taiwanese patients with advanced cancer during the therapeutic processes. *Journal of Clinical Nursing, 20*(7), 950-959. doi: 10.1111/j.1365-2702.2010.03278.x.
- Isla, P., Moncho, J., Guasch, O. y Torras, A. (2008). Proceso de adaptación a la diabetes mellitus tipo 1 (DM1). Concordancia con las etapas del proceso de duelo descrito por Kübler-Ross. *Endocrinología y Nutrición, 55*(2), 78-83.
- Jackson, D. L. (2003). Revisiting sample size and number of parameter estimates: some support for the N:q hypothesis. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 10*(1), 128-141. doi:10.1207/S15328007SEM1001\_6.
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3a Ed.). Nueva York, NY: The Guilford Press.
- Kübler-Ross, E. (1969). *On death and dying*. Nueva York, N.Y.: Macmillan.
- Kübler-Ross, E., y Kessler, D. (2001). *Life lessons. Two experts on death and dying teach us about the mysteries of life and living*. Carmichael, CA: Touchstone.
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Preacher, K. J. y Hong, S. (2001). Sample size in factor analysis: the role of model error. *Multivariate Behavioral Research, 36*(4), 611-637. doi:10.1207/S15327906MBR3604\_06
- Maciejewski, P. K., Zhang, B., Block, S. D. y Prigerson, H. G. (2007). An empirical examination of the stage theory of grief. *JAMA: Journal of the American Medical Association, 297*(4), 716-724. doi:10.1001/jama.297.7.716
- Martin, R. C. y Dahlen, E. R. (2005). Cognitive emotion regulation in the prediction of depression, anxiety, stress, and anger. *Personality and Individual Differences, 39*(7), 1249-1260. doi:10.1016/j.paid.2005.06.004.
- Miaja, M. y Moral, J. (2013). El significado psicológico de las cinco fases del duelo propuestas por Kübler-Ross mediante las redes semánticas naturales. *Revista Psicooncología,*

- 10(1), 109-130. doi: 10.5209/rev\_PSIC.2013.v10.41951
- Moral, J. (2006). Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero y M. T. González (Eds.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (pp. 445-528). México: Trillas.
- Nam, S. L., Fielding, K., Avalos, A., Dickinson, D., Gaolathe, T. y Geissler, P. W. (2008). The relationship of acceptance or denial of HIV-status to antiretroviral adherence among adult HIV patients in urban Botswana. *Social Science y Medicine*, 67(2), 301-310. doi:10.1016/j.socscimed.2008.09.023.
- Nevitt, J. y Hancock, G. R. (2001). Performance of bootstrapping approaches to model test statistics and parameter standard error estimation in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 8(3), 353-377. doi:10.1207/S15328007SEM0803\_2.
- Olsson, U. H., Foss, T., Troye, S.V. y Howell, R. D. (2000). The performance of ML, GLS, WLS estimation in structural equation modeling under conditions of misspecification and non-normality. *Structural Equation Modeling*, 7(4), 557-595. doi:10.1207/S15328007SEM0704\_3.
- Osborn, J. W. y Costello, A. B. (2004). Sample size and subject to item ratio in principal components analysis. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 9(11). Recuperado de <http://pareonline.net/getvn.asp?v=9yn=11>
- Payás, A. (2010). *Las tareas del duelo: psicoterapia de duelo desde un modelo integrativo-relacional*. Barcelona: Paidós.
- Preacher, K. J. y Coffman, D. L. (2006). *Computing power and minimum sample size for RMSEA* [Software de ordenador]. Recuperado de <http://quantpsy.org/rmse/rmse.htm>
- Preacher, K. J., Cai, L. y MacCallum, R. C. (2007). Alternatives to traditional model comparison strategies for covariance structure models. En T. D. Little, J. A. Bovaird y N. A. Card (Eds.), *Modeling contextual effects in longitudinal studies* (pp. 33-62). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Rando, T. (1993). *Treatment of complicated mourning*. Champaign, IL: Research Press.
- Rodríguez, M. N. y Ruiz M. A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205-227.
- Sandín, B. y Chorot, P. (2003). Cuestionario de afrontamiento del estrés (CAE): desarrollo y validación preliminar. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 8(1), 39-54.
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2007). *Código ético del psicólogo* (4ª Ed.). México: Editorial Trillas.
- Spielberger, C. D., Krasner, S. S. y Solomon, E. P. (1988). The experience, expression, and control of anger. En M. P. Janisse (Ed.), *Individual differences, stress, and health psychology* (pp. 89-108). Nueva York, NY: Springer Verlag Publishers. doi:10.1007/978-1-4612-3824-9\_5
- Thompson, G. N., Chochinov, H. M., Wilson, K. G., McPherson, C. J., Chary, S., O'Shea, ..., Macmillan, K. A. (2009). Prognostic acceptance and the well-being of patients receiving palliative care for cancer. *Journal of Clinical Oncology*, 27(34), 5757-5762. doi: 10.1200/JCO.2009.22.9799.
- Watson, D. (2000). *Mood and temperament*. Nueva York: Guilford Press.
- Worden, J. W. (2010). *El tratamiento del duelo: asesoramiento psicológico y terapia* (2ª. Ed.). Barcelona: Paidós.
- Wortman, C. B. y Silver, R. C. (2001). The myths of coping with loss revisited. En M. Stroebe, R. O. Hansson, W. Stroebe, H. Schut (Eds.), *Handbook of bereavement research: consequences, coping, and care* (pp. 405-429). Washington, DC: American Psychological Association. doi:10.1037/10436-017.

## Anexo

### Propuesta de ítems para el desarrollo de la escala respuestas psicológicas de duelo ante la pérdida de salud (RPD-PS-43)

La escala RPD-PS-43 se propone desde los 39 ítems seleccionados para medir las cinco fases de duelo conforme a la propuesta de Kübler-Ross, más los cuatro ítems del factor de fe/esperanza en la recuperación

**Negación (8 ítems).** 6. Niego completamente que estoy enfermo (a). 15. No necesito cuidarme, pues no estoy enfermo (a). 45. Me resulta tan dolorosa la realidad que prefiero negarla. 50. Me siento incapaz de aceptar la enfermedad. 55. Niego la enfermedad por miedo a que me tengan lástima. 60. Me siento mejor al negar la enfermedad. 62. No quiero enterarme de lo que me sucede. 64. No puedo creer que tenga esta enfermedad.

**Ira hacia objetos específicos (6 ítems):** 21. Actúo de manera agresiva con las demás personas; por ejemplo, les insulto. 31. Me enojo con la vida por tener la enfermedad. 36. Me enojo con conmigo mismo (a) por tener la enfermedad. 41. Siento mucho coraje por tener la enfermedad. 46. Pienso por qué a mí. 51. Siento que es injusto tener la enfermedad.

**Promesas/negociación con un ser superior (7 ítems).** 3. Realizo promesas o súplicas a un ser supremo con la intención de tener un presente más favorable. 8. Busco una alianza con un ser supremo

para que me cure. 12. Negociar con un ser supremo me da fuerzas. 17. Prometo portarme mejor para mejorar mi salud. 22. Me siento mejor al realizar promesas o súplicas a un ser supremo. 27. Prometo ser mejor persona si me recupero. 52. Realizo promesas u ofrecimientos esperando una curación.

**Depresión (8 ítems).** 4. Me siento triste. 9. Lloro más de lo que solía llorar. 28. Tengo ganas de estar todo el día acostado (a). 38. Tengo pensamientos negativos. 43. No tengo ganas de hacer nada. 48. Pienso que la enfermedad es un castigo por algo que hice. 53. Siento que se me acaban las fuerzas. 58. He perdido el interés en casi todas las actividades de mi vida.

**Aceptación (10 ítems).** 5. Aceptar la enfermedad le da un sentido positivo a mi vida. 10. Aceptar la enfermedad me permite estar bien. 19. Me he adaptado a los cambios que involucra la enfermedad. 24. Estoy aprendiendo a vivir con la enfermedad. 29. Al aceptar la enfermedad, siento que me quiero más. 34. Acepto el hecho de tener la enfermedad. 44. Tomo las cosas como son. 59. Pienso que hay algo bueno que aprender de la enfermedad. 61. Aceptar la enfermedad me hace sentir más tranquila(o). 65. Aceptar la enfermedad me brinda bienestar.

**Fe/esperanza en la recuperación (4 ítems).** 32. La fe me ayuda a pensar positivamente. 37. Pienso que mi fe mejorará mi salud. 42. Pienso que mi fe me ayudará a salir adelante. 57. Pienso que mi fe me ayudará a tener un mejor futuro.

---

**Para citar este artículo/ to cite this article / para citar este artigo:** Moral de la Rubia, J. y Miaja-Ávila, M. (2014). Contraste empírico del modelo de cinco fases de Kübler-Ross en mujeres con cáncer. *Pensamiento Psicológico*, 12(2), 7-25. doi:10.11144/Javerianacali.PPSI13-1.cemc