

Validación en México de la Death Anxiety Scale de Templer

Validation of Templer's Death Anxiety Scale (DAS-15) in Mexico

José Moral de la Rubia y Melina Miaja Ávila¹

RESUMEN

Este estudio tuvo como objetivo validar la Death Anxiety Scale, considerando la Escala de Ansiedad ante la Muerte para establecer su validez criterial. Se empleó una muestra no probabilística por cuotas equivalentes de sexos de 200 participantes de población abierta. Se obtuvieron dos factores con valores de consistencia interna alta y ajuste adecuado a los datos. La distribución de la escala fue asimétrica positiva. Las mujeres y las personas con menor nivel educativo mostraron más ansiedad ante la muerte, pero la escala resultó independiente de la edad y el estado civil. Se obtuvo evidencia de validez criterial con la versión en español de dicha escala dentro de un rango entre moderado y alto, tal como se esperaba. Se sugiere el empleo de la Death Anxiety Scale en México como una medida confiable y válida.

Palabras clave: Ansiedad ante la muerte; Población general; Emoción; Propiedades psicométricas; México.

ABSTRACT

The aim of the present study was to validate the Death Anxiety Scale, in its Spanish version in order to establish both its validity and application and scoring criteria. A non-probability equivalent quota sample by sex, of 200 participants from general population was collected. Analyses revealed two factors with high internal consistency values and adequate fit to the data. The distribution of the scale was positively skewed. Women and participants with lower schooling showed higher levels of death anxiety, but no association was found for either age or marital status. Criterion validity placed the scale in a moderate to high range. Results suggest that the Death Anxiety Scale in Mexico can be used as a reliable and valid measure instrument.

Key words: Death anxiety; General population; Emotion; Psychometrics; Mexico.

INTRODUCCIÓN

Definición de ansiedad ante la muerte

La muerte es un hecho natural, universal, inevitable e irreversible que constituye por sus propias características una de las fuentes de impacto emocional más significativo (Limonero, 1996; Meza et al., 2008). Tomás y Gómez (2003) afirman que ninguna intervención puede cambiar el hecho de que algún día hemos de morir; no obstante, también señalan que se puede disminuir el poder ansiógeno que conlleva este hecho. Templer (1970) define la ansiedad ante la muerte como una reacción emocional pro-

¹ Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León, c/Dr. Carlos Canseco 110, Col. Mitras Centro, 64460 Monterrey, N.L., México, tel. (81)83-33-82-33, ext. 423, fax (81)83-33-82-33, ext. 103, correos electrónicos: jose_moral@hotmail.com y miajaam@live.com.mx. Artículo recibido el 2 de diciembre de 2012 y aceptado el 13 de marzo de 2013.

ducida por la percepción de señales de peligro o de amenaza, sean reales o imaginarias, a la propia existencia, las cuales pueden desencadenarse a raíz de ciertos estímulos ambientales, situacionales o internos de la persona, como los pensamientos relacionados con la muerte propia o la ajena.

Instrumentos para medir la ansiedad ante la muerte

El interés por el estudio de la ansiedad ante la muerte se originó con los primeros instrumentos de medición, como los publicados por Collett y Lester (1969) y Templer (1970). Este último autor desarrolló una escala de quince ítems dicotómicos, la Death Anxiety Scale (DAS-15), para aplicarla a población estadounidense, en la cual nueve de los ítems se califican con un punto si el sujeto los responde con “verdadero”, y también se califican con un punto los seis ítems restantes si los contesta con “falso”. El rango de posibles puntuaciones oscila de 0 a 15, correspondiendo la mayor puntuación a la ansiedad ante la muerte más intensa. Tomás y Gómez (2002) realizaron un estudio de validación de la escala DAS-15 en una muestra de 187 estudiantes españoles, obteniendo una consistencia interna alfa de Cronbach (α) de .73, una estabilidad temporal (r) a las tres semanas de .87 y una estructura de cuatro factores: Cognitivo-afectivo (ítems 1, 2, 5, 10 y 15), Dolor y enfermedad (4, 9, 11 y 13), Estímulos asociados con la muerte (3, 6 y 14) y Conciencia del paso del tiempo (8 y 12).

López y Calle (2008) validaron la escala DAS-15 de Templer (1970) utilizando la Escala de Ansiedad ante la Muerte (versión española de Tomás y Gómez [2002]) en 148 personas seropositivas. Mediante el análisis factorial exploratorio, se extrajo un total de cinco factores que explicaron 56.50% de la varianza total. La consistencia interna de los quince ítems fue de .72 y la estabilidad temporal a las tres semanas de .70. Al extraerse los factores por componentes principales con rotación varimax por el criterio de Kaiser, se definieron cinco factores que explican 56.50% de la varianza total. Los valores de consistencia interna de cuatro de los cinco factores fueron bajos: Ansie-

dad ante la muerte (1, 2, 3, 5 y 15), con $\alpha = .54$; Ansiedad ante el fin de la vida (8 y 12), con $\alpha = .55$; Miedo al dolor (4 y 14), con $\alpha = .51$, y Preocupación generalizada (9, 10 y 13), con $\alpha = .45$. Solo el factor de Negación de la muerte (6, 7 y 11) alcanzó un valor de consistencia adecuado ($\alpha = .67$).

Rivera y Montero (2010) validaron la escala DAS-15 en dos muestras mexicanas de 165 adultos mayores y 149 estudiantes universitarios, para lo cual sustituyeron el formato dicotómico por uno tipo Likert con un rango de cuatro puntos, de 1 (“nunca o casi nunca”) a 4 (“todo el tiempo”). Así, el rango de posibles puntuaciones oscila de 15 a 60 en el puntaje total, correspondiendo la mayor puntuación a la mayor ansiedad ante la muerte. Los valores α fueron altos en la muestra conjunta (.80) y en cada muestra separada (.86 en adultos mayores y .83 en estudiantes). Se extrajeron los factores por componentes principales con rotación varimax en ambas muestras, logrando una estructura de tres factores ortogonales cuya composición e interpretación varía de una muestra a otra. En los adultos mayores, el primer factor, Miedo a la muerte (ítems 1, 2, 3, 5, 7, 10 y 11), tiene un valor α de .83; el segundo, Miedo a la agonía o enfermedad (4, 6, 9 y 13), de .69, y el tercero, Miedo a que la vida llegue a su fin (8, 12 y 15), de .65. En los estudiantes, la consistencia interna del primer factor (ítems 1, 2, 5, 9, 10 y 15) fue alta ($\alpha = .80$), la del segundo (6, 11 y 13) fue adecuada ($\alpha = .66$) y la del tercero (3 y 7) también fue adecuada ($\alpha = .66$).

Osadolor (2005) desarrolló en población mexicana la Escala de Ansiedad ante la Muerte de 25 ítems (EAM-25), empleando para ello una muestra de 76 pacientes con diversas enfermedades crónicas (sin incluir VIH/sida). Obtuvo una consistencia interna α de los 25 ítems de .80. Al extraerse los factores por componentes principales por el criterio de Kaiser, se definieron cuatro que explican 55.28% de la varianza total. Tras una rotación ortogonal (método varimax), aparecieron los factores Ansiedad (ítems 2, 3, 4, 10, 13, 14, 15, 16 y 19) con 17.75% de la varianza total explicada, Dolor (11, 12, 22, 23, 24 y 25) con 16.36%, Depresión (1, 5, 7, 8, 9, 17 y 18) con 13.78% y Miedo (6, 20 y 21) con 7.39%.

Se pretendió, pues, validar nuevamente la escala DAS-15, pero en población abierta, dado que el estudio anterior de Rivera y Montero (2010) fue hecho en estudiantes universitarios y adultos mayores, y asimismo apreciar su relación con la escala EAM-25 creada en México, cuando ningún estudio previo había considerado la EAM-25 para demostrar la validez criterial. De esta forma, se pretendió establecer ambos instrumentos como medidas breves, confiables y válidas en el mencionado campo de estudio en México.

Por consiguiente, el presente estudio tuvo como objetivos determinar la estructura dimensional de la escala mediante un análisis factorial exploratorio y confirmatorio; estimar la consistencia interna de la escala y sus factores; describir la distribución de la escala y los factores en la muestra conjunta; observar su relación con las variables sociodemográficas de sexo, edad, nivel educativo y estado civil, y estimar la validez criterial de la escala DAS-15 con la escala EAM-25. La DAS-15 se tomó del estudio de validación en México realizado por Rivera y Montero (2010).

En relación con las preguntas de investigación que se derivan de los objetivos formulados, se esperaba lo siguiente: una estructura de tres factores (Rivera y Montero, 2010), con valores de consistencia interna altos para el conjunto de ítems de la escala ($\alpha \approx .80$) y adecuados para los factores ($\alpha \geq .60$) (Rivera y Montero, 2010); una distribución asimétrica positiva o con sesgo hacia valores de baja ansiedad ante la muerte; una mayor ansiedad ante la muerte en las mujeres (López, Sueiro y López, 2004; Martínez, Alonso y Calvo, 2001; Roshdieh, Templer, Cannon y Canfield, 1999); una relación inversa entre la edad (Lara, Ruiz y Balcázar, 2009; Martínez et al., 2001; Rivera y Montero, 2010) y el nivel educativo (Sandín, Chorot, Lostao, Valiente y Santed, 2001); una mayor ansiedad ante la muerte en solteros y divorciados o separados frente a los casados y personas que vivían con su pareja (Echeverría, 2004; García, Landa, Trigueros y Gaminde, 2001; Sandín et al., 2001), y una correlación de moderada a alta entre las escalas DAS-15 y EAM-25 (Thorson y Powell, 1994; Tomás y Gómez, 2005).

MÉTODOS

Participantes

Se empleó un muestreo no probabilístico por cuotas de sexos (García, 2009). Los criterios de inclusión fueron, a saber: ser mayor de edad, residir en el estado de Nuevo León (México) y tener capacidad para comprender adecuadamente las instrucciones. Como criterios de exclusión se fijaron el ser menor de edad, residir fuera de dicho estado o negarse a participar. La muestra quedó integrada por 100 hombres y 100 mujeres, con una media de edad en ambos sexos de 36.79 años (D.E. = 8.32) y rango de 18 a 79. La media de edad de los hombres fue de 38.97 años (D.E. = 9.04) y en las mujeres de 34.61 años (D.E. = 6.93). De ellos, 2.5% (5 de 200) tenía estudios de primaria, 14% (28) de secundaria, 45% (90) de nivel medio superior y 38.5% (77) universitarios. De los participantes, 61.5% (123 de 200) eran casados, 29.5% (59) solteros, 5.5% (11) vivían en unión libre, y 3.5% (7) estaban divorciados o separados o eran viudos.

Procedimiento

La muestra se obtuvo por visita domiciliar y fue levantada a lo largo de dos meses por la segunda autora. Los cuestionarios con formato autoaplicado fueron respondidos por los participantes una vez entregados y tras firmar el consentimiento informado, donde se garantizaba la confidencialidad de los datos, de acuerdo a las normas de investigación de la American Psychology Association (2002). Hecho lo anterior, se pasó posteriormente a recoger los cuestionarios.

Instrumentos

Escala de Ansiedad ante la Muerte (DAS-15), de Templer (1970). Consta de quince ítems directos redactados en el sentido de la ansiedad. Se empleó un formato de respuesta tipo Likert con un rango de cuatro puntos (de 1, “nunca o casi nunca”, a 4 “todo el tiempo”), al igual que en el estudio de Rivera y Montero (2010) hecho en México.

Escala de Ansiedad ante la Muerte (EAM-25), de Osadolor (2005). Incluye 25 ítems con un rango de respuesta de cinco puntos (de 1, “total-

mente de acuerdo”, a 5 “totalmente en desacuerdo”) y cuatro factores: Ansiedad (ítems 2, 3, 4, 10, 13, 14, 15, 16 y 19), Dolor (11,12, 22, 23, 24 y 25), Depresión (1, 5, 7, 8, 9, 17 y 18) y Miedo (6, 20 y 21).

Análisis estadísticos

La consistencia interna se estimó mediante el coeficiente α (Cronbach y Shavelson, 2004). Se consideraron valores altos aquellos iguales o mayores a .70, adecuados los iguales o mayores a .60 y bajos los menores a .60 (Cronbach y Shavelson, 2004). La correlación entre las dos escalas se calculó por el coeficiente producto-momento de Pearson. El ajuste de la distribución a una curva normal se contrastó por la prueba de Kolmogorov-Smirnov (Z_{K-S}). La estructura dimensional se determinó tanto mediante un análisis factorial exploratorio por componentes principales con rotación Oblimín, como por un análisis factorial confirmatorio (AFC) por máxima verosimilitud (ML). Se manejaron siete índices de ajuste: tres básicos (función de discrepancia [FD], chi cuadrada [χ^2] y cociente entre chi cuadrada y sus grados de libertad [χ^2/gl]); dos poblacionales de no centralidad (parámetro de no centralidad poblacional [PNCP] y residuo cuadrático medio de aproximación [RMSEA] de Steiger-Lind); además, dos índices comparativos (índice de bondad de ajuste [GFI] de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida [AGFI]). Se estipularon como valores de buen ajuste para los índices los siguientes: p de $\chi^2 > .05$, FD y $\chi^2/gl < 2$, PNCP < 1 , RMSEA $< .05$, GFI $> .95$ y AGFI $> .90$; y como valores adecuados: p de $\chi^2 > .01$, FD y $\chi^2/gl < 3$, PNCP < 2 , RMSEA $< .08$, GFI $> .85$ y AGFI $> .80$ (Moral, 2006). Los cálculos estadísticos se realizan con SPSS, versión 16, y AMOS, versión 7.

RESULTADOS

Estructura dimensional y consistencia interna

La matriz de correlaciones muestra propiedades buenas para la extracción de factores. Las 105 co-

relaciones entre los quince ítems son significativas, con una media de .44 (D.E. = .01), variando de .24 a .79. Así, el determinante de la matriz de correlaciones tiende a cero $|R| < .01$, la medida de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin es muy alta (.92) y se rechaza la hipótesis nula de equivalencia de la matriz de correlaciones a una matriz de identidad por la prueba de Bartlett ($\chi^2 [105, N = 200] = 1482.42$).

Con base en el criterio de Kaiser (autovalores iniciales mayores a 1), se definen dos componentes que explican 55.05% de la varianza total. El primero queda integrado por doce ítems con cargas factoriales mayores o iguales a .50 (1, 3, 4, 5, 6, 7, 9, 10, 11, 13, 14 y 15) y que presentan consistencia interna alta ($\alpha = .91$). Por el contenido de los mismos, se le denomina *Ansiedad ante la muerte*. El segundo está formado por tres ítems con cargas mayores o iguales .68 (2, 8 y 12). La consistencia es alta ($\alpha = .75$) y se incrementa ligeramente al eliminar el ítem 2 ($\alpha = .76$). Por el contenido de los ítems, se le puede denominar *Miedo a que la vida llegue a su fin*. La correlación entre ambos componentes es moderada (.57). Con base en el criterio de Cattell, se podría definir un único componente que explica 47.72% de la varianza total al quedar por encima del punto de inflexión de la curva de sedimentación de los autovalores iniciales. En la matriz de componentes se obtienen cargas mayores o iguales a .57. La consistencia interna de los quince ítems es alta ($\alpha = .92$). Con base en la expectativa, se fuerza la solución a tres componentes que explican 61.62% de la varianza total. El primer componente de la solución bifactorial se desdobra en seis ítems. Uno queda integrado por los ítems 1, 4, 5, 6, 9 y 11 ($\alpha = .85$), que reflejan un contenido de *Miedo a la agonía o enfermedad*, y el otro queda conformado por los ítems 3, 7, 10, 13, 14 y 15 ($\alpha = .85$) y se puede interpretar como *Ausencia de miedo a la muerte* al tener todas las cargas negativas. El componente restante coincide con el segundo de la solución bifactorial. Las correlaciones entre los tres factores varían de .37 a -.49 (Tabla 1).

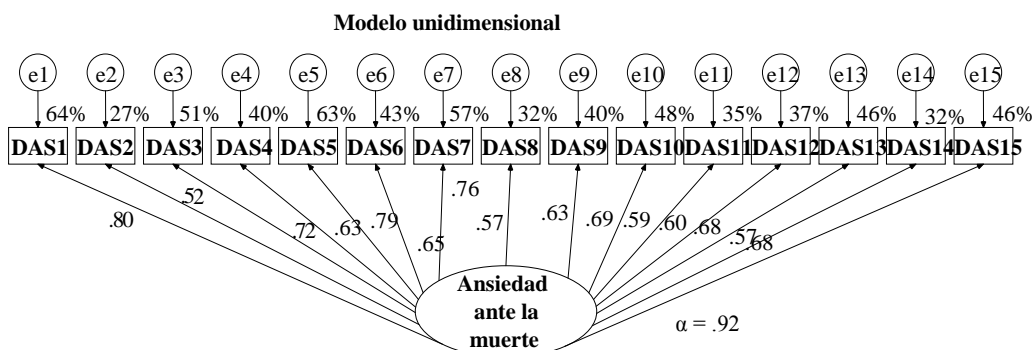
Tabla 1. Matrices de patrones de la soluciones de uno, dos y tres factores.

Ítems	Uni	Bi		Tri		
	1	1	2	1	2	3
1. Tengo mucho miedo de morirme.	.79	.85	-.04	.55	.01	-.40
2. Pienso en la muerte.	.57	-.05	.82	-.26	.70	-.36
3. Me pone nervioso que la gente hable de la muerte.	.73	.64	.15	.03	.06	-.77
4. Me asusta mucho pensar que tuvieran que operarme.	.67	.54	.19	.33	.20	-.31
5. Tengo miedo de morir.	.79	.89	-.11	.54	-.07	-.46
6. Siento miedo de la posibilidad de tener cáncer.	.68	.80	-.13	.72	-.03	-.13
7. Me molestan ciertos pensamientos sobre la muerte.	.77	.78	.02	.33	.00	-.58
8. A menudo me preocupa lo rápido que pasa el tiempo.	.62	.02	.80	.14	.78	.02
9. Me da miedo tener una muerte dolorosa.	.66	.71	-.04	.82	.10	.08
10. Me preocupa mucho el tema de la otra vida.	.72	.46	.36	.08	.29	-.54
11. Me asusta la posibilidad de sufrir un ataque al corazón.	.63	.57	.10	.54	.17	-.09
12. Pienso que la vida es muy corta.	.65	.15	.68	.36	.72	.14
13. Me asusta oír hablar a la gente de una tercera guerra mundial.	.71	.64	.12	.31	.11	-.45
14. Me horroriza ver un cadáver.	.60	.64	-.03	.01	-.12	-.78
15. Pienso que tengo motivos para temer el futuro.	.71	.50	.31	-.01	.21	-.67
% de varianza explicada	47.7	55.05		61.62		
Número de ítems	15	12	3	6	3	6
α de Cronbach	.92	.91	.75	.85	.75	.85

La expectativa de tres componentes correspondientes a miedo a la muerte, miedo a la agonía o enfermedad y a que la vida llegue a su fin se cumple al forzar la solución factorial, ya que la composición concreta de los factores varía ligeramente con la muestra. Así, a través del análisis factorial confirmatorio se contrastan tres modelos: de un factor, de dos factores (ansiedad ante la muerte y miedo a que la vida llegue a su fin) y de tres factores. El modelo con mejor ajuste es el de tres factores correlacionados, con una diferencia significativa en relación con el unidimensional ($\Delta\chi^2 [3, N = 200] = 84.95, p < .01$) y bidimensional ($\Delta\chi^2 [2, N = 200] = 35.75, p < .01$). El que tiene

peor ajuste es el unidimensional, incluso en comparación con el bidimensional ($\Delta\chi^2 [1, N = 200] = 49.20, p < .01$). En los tres modelos todos los parámetros son significativos y los índices de ajuste son adecuados; no obstante, la hipótesis nula de bondad de ajuste a los datos se rechaza por la prueba χ^2 en los tres casos. Las correlaciones en los modelos bi y trimensional son altas y van de .69 a .88, especialmente entre miedo a la muerte y a la agonía o enfermedad en el modelo tridimensional; debe señalarse que ambos factores están agrupados en uno solo en el modelo bidimensional (Figuras 1, 2 y 3).

Figura 1. Modelo unidimensional estandarizado estimado por ML.



$\chi^2 (90, N=200) = 258.83, p < .01, \chi^2/df = 2.88,$
 GFI = .85, AGFI = .80, NFI = .83, CFI = .88, FD = 1.30, PNPC = 0.85 y RMSEA = .09.

Figura 2. Modelo bidimensional estandarizado estimado por ML.

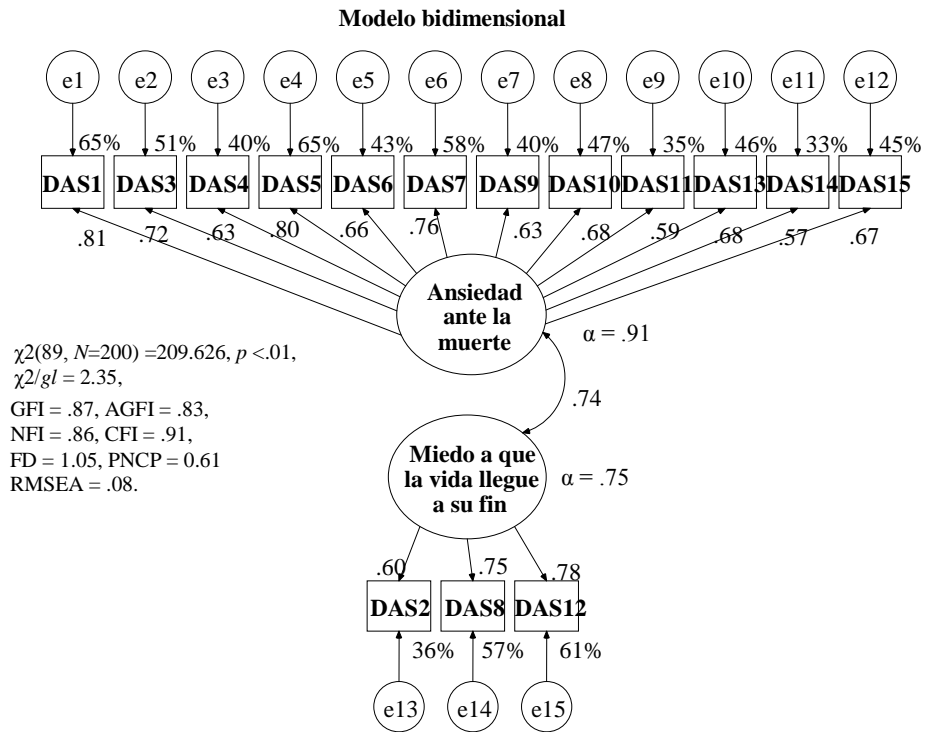
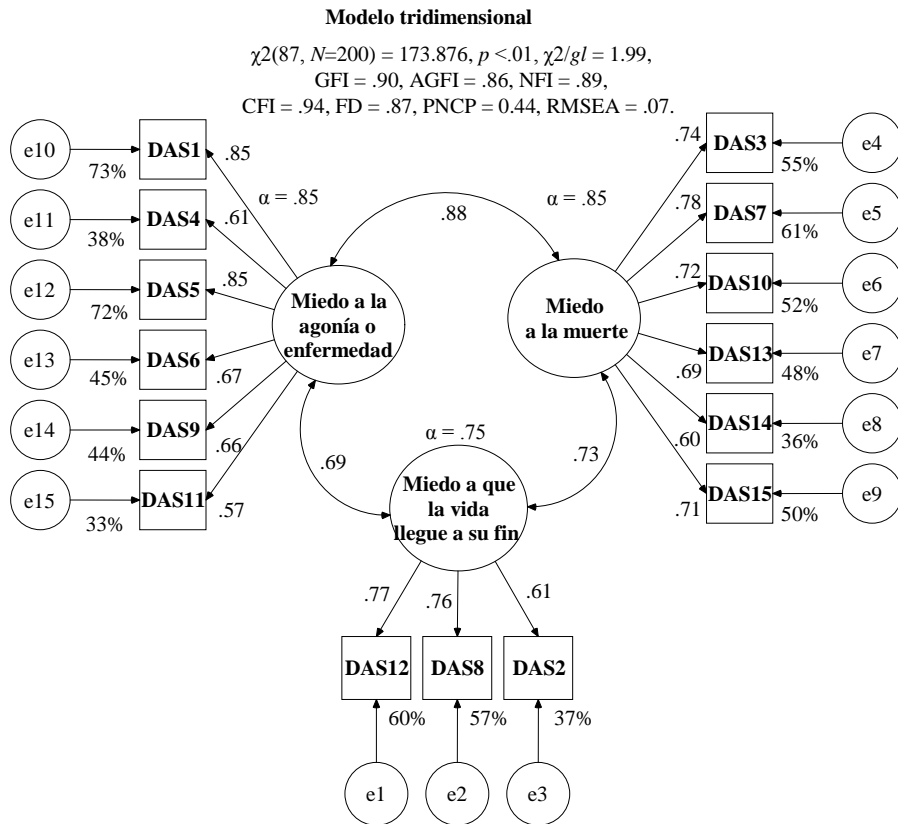


Figura 3. Modelo tridimensional estandarizado estimado por ML.



El modelo de tres factores, aunque tiene el mejor ajuste, valores de consistencia interna altos y se corresponde con las expectativas, resulta algo artificioso por la correlación de .88 entre dos factores. Por lo tanto, se maneja el modelo de dos factores: ansiedad ante la muerte y miedo a que la vida llegue a su fin, aparte del puntaje total, para los restantes cálculos.

Distribución del DAS-15 y diferencias de sexos

La distribución del puntaje total de DAS-15 en la muestra conjunta de hombres y mujeres muestra

una ligera asimetría positiva y curtosis, por lo que no se ajusta a una curva normal. Lo mismo se observa en los dos factores, salvo el de Ansiedad ante la muerte en la muestra femenina ($ZK-S = 0.85$, $p = .07$ con la corrección Lilliefors). Con base en la prueba t de Student, se aprecia una diferencia significativa entre hombres y mujeres en el puntaje total y el factor de Ansiedad ante la muerte, promediando más alto las mujeres (Tabla 2).

Tabla 2. Consistencia interna, descripción de las distribuciones y contraste de la diferencia de medias entre ambos sexos.

Muestras	Estadísticos		PT	AAM	MVF
	Consistencia	No. ítems	15	12	3
Muestra conjunta ($N = 200$)	Descriptivos de la distribución	α	.92	.91	.75
		M	28.54	22.43	6.12
		Mdn	26	20	6
		$D.E.$	9.57	7.92	2.33
		S	1.09	1.07	.72
		C	1.10	1.03	-.03
	Normalidad	Z_{K-S}	1.90	1.87	2.54
		p^*	.00	.00	.00
Hombres ($n = 100$)	Consistencia	α	.91	.92	.73
	Descriptivos de la distribución	M	27.16	21.27	5.89
		Mdn	24	19	6
		$D.E.$	9.06	7.79	2.23
		S	1.13	1.13	.77
		C	.71	.69	.22
	Normalidad	Z_{K-S}	1.84	1.85	1.80
		p^*	.00	.00	.00
Mujeres ($n = 100$)	Consistencia	α	.92	.90	.76
	Descriptivos de la distribución	M	29.93	23.59	6.34
		Mdn	29	22	6
		$D.E.$	9.91	7.91	2.41
		S	1.07	1.09	.66
		C	1.38	1.54	-.21
	Normalidad	Z_{K-S}	0.94	0.85	1.76
		p^*	.03	.07	.00
Ambos sexos ($N = 200$)	Diferencia de medias	$t(198)$	-2.06	-2.09	-1.37
		p	.04	.04	.17

S = Sesgo o asimetría y C = Curtosis. Muestra conjunta: EE de $S = .17$ y EE de $C = .34$.

Muestra de hombres y mujeres: EE de $S = .24$ y EE de $C = .48$. DAS-15: PT = Puntaje total, AAM = Ansiedad ante la muerte y MVF = Miedo a que la vida llegue a su fin.

*Con la corrección de Lilliefors.

Relación de edad, nivel educativo y estado civil

El nivel educativo correlaciona negativamente con el puntaje total ($r = -.18, p = .01$) y los dos factores del DAS-15 ($r = -.17, p = .02$ con ambos), pero la edad es independiente. A mayor nivel educativo, menor ansiedad ante la muerte.

Por análisis de varianza, en la muestra conjunta el puntaje total ($F[3, 195] = 0.99, p = .40$) y los factores de Ansiedad ante la muerte ($F[3, 195] = 1.17, p = .32$) y Miedo a que la vida llegue a su fin ($F[3, 195] = 0.37, p = .77$) son estadísticamente equivalentes entre los cuatro grupos según su estado civil.

Validez criterial: correlación con el EAM-25

La correlación entre el puntaje total del DAS-15 y el EAM-25 fue entre moderada y alta ($r = .69, p < .01$). La correlación del puntaje total del EAM-25 con el factor Ansiedad ante la muerte fue alta ($r = .71, p < .01$) y moderada con el factor Miedo a que la vida llegue a su fin ($r = .44, p < .01$).

DISCUSIÓN

El modelo de tres factores sí se reproduce en su interpretación en la presente muestra, pero resulta algo forzado. En primer lugar, se requiere considerar un autovalor menor a 1; en segundo término, la correlación entre miedo a la muerte y miedo a la agonía o enfermedad en el análisis factorial confirmatorio resulta muy alta, con 77% de la varianza compartida. En todo caso sería un modelo de factores correlacionados, pero no independientes, según sugieren Rivera y Montero (2010) con base en el análisis factorial exploratorio. La escala debe considerarse esencialmente unidimensional por la alta consistencia interna, fuerte interrelación de los ítems, cargas altas de todos los ítems en el factor único e índices adecuados de ajuste del modelo de un factor con quince indicadores, lo que claramente justifica un puntaje total. De forma adicional, se podría separar del factor general un factor de Miedo a que la vida llegue a su fin con tres ítems con consistencia interna adecuada, el cual quedaría con doce ítems consistentes. Este modelo se justifica en un nivel exploratorio por el criterio de Kaiser; en el nivel confirmatorio mues-

tra un mejor ajuste que el unidimensional, y entre ambos factores hay 55% de varianza compartida, lo que refleja que son claramente distinguibles.

Tal como se esperaba, la distribución del puntaje total de la escala se concentra en valores bajos (no ansiedad), sin ajustarse a una curva normal. Así, debido a este alejamiento de la normalidad, la escala y sus factores deben ser estandarizados por los percentiles y no por la media o la desviación estándar. Este modelo de asimetría negativa es propio de los fenómenos psicopatológicos, como la depresión, o aspectos con mucha deseabilidad social, como la indulgencia. La mayoría de las personas reportan carecer del aspecto enfermo o desvalorizado socialmente y poseer en cambio el aspecto sano y deseado socialmente. Con esta escala, y en la presente muestra, se considera que el escaso reporte se ajusta a la realidad y no responde a un fenómeno de autoengaño o deseabilidad social al no estar activado el tipo de ansiedad medido. En una muestra clínica con pacientes que sufren enfermedades crónico-degenerativas, levantada en las semanas que siguen al diagnóstico, la ansiedad es más alta y el fenómeno de autoengaño podría estar más presente, por lo que para futuras investigaciones se sugiere considerar una escala que mida la deseabilidad social, como la de Paulhus (1998), para probar dichas afirmaciones.

Como en otros estudios (López et al., 2004; Martínez et al., 2001; Roshdieh et al., 1999), las mujeres reportaron una mayor ansiedad ante la muerte que los hombres. El género femenino, especialmente en la edad fértil, es más susceptible a los trastornos de ansiedad y el estrés por determinantes biológicos relativos al ciclo estral y la disponibilidad de la serotonina cerebral, así como por razones culturales que fomentan el afrontamiento pasivo y la dependencia.

Se corroboró que entre mayor es el nivel educativo, menor es la ansiedad ante la muerte, tal como reportan Sandín et al. (2001). Así, los mayores recursos cognitivos que proporcionan un mayor nivel educativo ayudan a afrontar mejor ese trance.

Se esperaba una correlación positiva con la edad (Lara et al., 2009; Martínez et al., 2001; Rivera y Montero, 2010), pero esta resultó ser independiente. Este mismo resultado se obtiene con la

EAM-25 en la presente muestra. Al ser amplio el rango de edad –de 18 a 79 años con media de 37–, el resultado de independencia es claro. Debe señalarse que algunos estudios también reportan dicha independencia, como el de Thorson y Powell (1994).

Echeverría (2004), García et al. (2001) y Sandín et al. (2001) han reportado mayores niveles de ansiedad en los viudos y menores en los casados. El estado civil resultó ser independiente de la ansiedad ante la muerte en este estudio, donde solo había un caso de un hombre viudo, caso que fue eliminado en el contraste de medias. Esta ausencia de viudos seguramente pudo influir en el tamaño del efecto de esta variable. Considerando la mayor edad, la proporción de mujeres entre los viudos y el tamaño de efecto pequeño de aquella, podría la relación entre la edad y la ansiedad ante la muerte ser esencialmente un efecto de las participantes viudas, por lo que se propone que en futuros estudios se aumente la proporción de personas viudas y se parcialice el efecto de la viudez al estudiar la relación entre la edad y la ansiedad ante la muerte.

Al medir supuestamente los dos instrumentos (DAS-15 y EAM-25) el mismo constructo (ansiedad ante la muerte), su correlación debería ser alta, esto es, mayor o igual a .70, mostrando de este modo validez criterial (Prieto y Delgado, 2010). Se corroboró una correlación próxima a .70 entre los puntajes totales de ambas escalas, siendo de moderada a alta con el primer factor. Debe señalarse que en los estudios de validación criterial con otras escalas de ansiedad ante la muerte nunca se obtienen valores mayores a .70, por lo que puede decirse que cada escala introduce su singularidad en la evaluación del constructo (Thorson y Powell, 1994; Tomás y Gómez, 2005). La relación de la EAM-25 con el factor Miedo a que la vida llegue a su fin fue de moderada a baja debido a que la escala de Osadolor (2005) abarca aspectos antecedentes a la muerte, *post mortem* y evitar pensar en la muerte, pero no se incluyen aspectos relacionados con la fugacidad de la vida.

Una limitación de este estudio es que careció de un muestreo poblacional, por lo que los resultados deben manejarse como hipótesis en futuras investigaciones y no como estimaciones paramétricas. La proporción de sexos corresponde a la poblacional. El promedio de nivel educativo es más alto (diez años o preparatoria sin terminar en el estado de Nuevo León), pero el valor modal del estado civil y la media de edad corresponden a los valores de la población mayor de edad (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática, 2011). La mayor carencia de esta muestra fue el bajo número de viudos. Otra limitación es su naturaleza de autorreporte de los datos, por lo que los resultados pueden diferir de los procedentes hechos a partir de entrevistas, observaciones o pruebas proyectivas.

En conclusión, una estructura unidimensional para la DAS-15 tiene un ajuste adecuado, lo que, aunado a la muy alta consistencia interna, justifica el empleo del puntaje total. Se podrían distinguir dos factores con valores de consistencia interna alta: ansiedad ante la muerte y miedo a que la vida llegue a su fin. Estos factores poseen una correlación moderada, teniendo el modelo bidimensional un mejor ajuste que el unidimensional. La distribución de la escala se concentra en las puntuaciones bajas, pero no se ajusta a una curva normal. Las mujeres y los que tienen un menor nivel educativo muestran más ansiedad, pero la escala DAS-15 resultó independiente de la edad y el estado civil, a lo que pudo haber contribuido el contar con solamente un caso de viudez; de ahí que se propone que el efecto del estado civil, incluso el de la mayor edad, tal vez se deba a los participantes viudos. La DAS-15 muestra evidencia de validez criterial con la EAM-25 en un rango de correlación que va de moderada a alta, tal como se esperaba. Por todo lo anterior, se sugiere el empleo de la DAS-15 en la población mexicana como una medida confiable y válida de la ansiedad ante la muerte.

REFERENCIAS

- American Psychological Association (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist*, 57, 1060-1073.
- Collett, L. y Lester, D. (1969). Fear of death and fear of dying. *Journal of Psychology*, 72, 179-191.
- Cronbach, L.J. y Shavelson, R.J. (2004). My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures. *Educational and Psychological Measurement*, 64(3), 391-418.
- Echeverría, M. (2004). Experiencias de duelo en viudas de policías. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 36(1), 33-46.
- García, C.H. (2009). *Cómo investigar en psicología*. México, D.F.: Trillas.
- García J., A., Landa, V., Trigueros M., C. y Gaminde, I. (2001). Inventario de Experiencias en Duelo (IED): adaptación al castellano, fiabilidad y validez. *Atención Primaria*, 27(2), 42-93.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (2011). *Perspectiva estadística de Nuevo León*. Disponible en línea: <http://www.inegi.org.mx/est/contenidos/espanol/sistemas/perspectivas/perspectiva-nl.pdf> (Consultado el 19 de agosto de 2011).
- Lara K., P., Ruiz N., V. y Balcázar, P. (2009). Ansiedad ante la muerte en adultos de población general y personal que trabaja en el sector salud. *Revista Científica Electrónica de Psicología*, 8, 83-106. Disponible en línea: http://dgsa.uaeh.edu.mx/revista/psicologia/rubrique.php3?id_rubrique=8 (Consultado el 6 de abril de 2010).
- Limonero, J. (1996). El fenómeno de la muerte en la investigación de las emociones. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 49(2), 249-265.
- López, A. y Calle, I. (2008). Características psicométricas de la escala de ansiedad ante la muerte (DAS) en pacientes de VIH/SIDA. *Psicothema*, 20(4), 958-963.
- López, A., Sueiro, E. y López, M. (2004). Ansiedad ante la muerte en la adolescencia. *Revista Galego-Portuguesa de Psicoloxía e Educación*, 9(2), 1138-1663.
- Martínez, B., Alonso, J. y Calvo, F. (2001). Estudio comparativo de ansiedad ante la muerte en una muestra de ancianos y de jóvenes. *Psiquis*, 22(5), 176-182.
- Meza, E., García, S., Torres, A., Castillo, L., Sauri, S. y Martínez, B. (2008). El proceso del duelo: un mecanismo humano para el manejo de las pérdidas emocionales. *Revista de Especialidades Médico-Quirúrgicas*, 13(1), 28-31.
- 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.
- Osadolor, I. (2005). *Logoterapia para mejorar el sentido de vida en pacientes con ansiedad ante la muerte*. Tesis de doctorado. México: Universidad Iberoamericana.
- Paulhus, D.L. (1998). *Manual for the Balanced Inventory of Desirable Responding: Version 7*. Toronto: Multi-Health Systems.
- Prieto, G. y Delgado A., R. (2010). Fiabilidad y validez. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 67-74.
- Rivera, A. y Montero, M. (2010). Propiedades psicométricas de la Escala de Ansiedad ante la Muerte, de Templer, en sujetos mexicanos. *Diversitas: Perspectivas en Psicología*, 6(1), 135-140.
- Roshdieh, S., Templer, D., Cannon, W. y Canfield, M. (1999). The relationships of death anxiety and death depression to religion and civilian war related experiences in Iranians. *Omega: Journal of Death and Dying*, 38(3), 201-210.
- Sandín, B., Chorot, P., Lostao, P., Valiente, R. y Santed, M. (2001). Predictores psicológicos y sociodemográficos de la ansiedad anticipatoria ante la participación en "segundas pruebas" de detección de cáncer de mama. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 6(1), 17-36.
- Templer, D. (1970). The construction and validation of a Death Anxiety Scale (DAS). *Journal of General Psychology*, 82, 165-177.
- Thorson, J.A. y Powell, F.C. (1994). A revised death anxiety scale. En R. A. Neimeyer (Ed.): *Death anxiety handbook* (pp. 31-40). Washington: Taylor & Francis.
- Tomás, J. y Gómez, J. (2002). Psychometric properties of the Spanish form of Templer's Death Anxiety Scale. *Psychological Reports*, 91, 1116-20.
- Tomás, J. y Gómez, J. (2003). Variables relacionadas con la ansiedad ante la muerte. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 56(3), 257-279.
- Tomás, J. y Gómez, J. (2005). Construction and validation of the Death Anxiety Inventory (DAI). *European Journal of Psychological Assessment*, 21(2), 108-114.