

RELACIÓN ENTRE LA ALEXITIMIA Y LAS
RESPUESTAS PSICOLÓGICAS DE DUELO ANTE LA
PÉRDIDA DE LA SALUD EN MUJERES CON CÁNCER

Relation between alexithymia and
psychological responses of grief before the
loss of health in women with cancer

José Moral de la Rubia, Ph.D.*
Melina Miaja Ávila, Ph.D.*

Resumen

La alexitimia no ha sido estudiada en relación con las respuestas de duelo de Kübler-Ross. Esta investigación tiene como objetivos estudiar la asociación y predecir las respuestas psicológicas de duelo con alexitimia, religiosidad, escolaridad e ingreso económico. A una muestra no probabilística de 120 mujeres con cáncer se les aplicó la escala de respuestas psicológicas de duelo ante la pérdida de la salud y la escala de alexitimia de Toronto. La alexitimia predijo mayor reacción de afecto negativo con tamaño de efecto grande, pero fue independiente de actitud positiva. Menor ingreso económico predijo mayor actitud positiva con tamaño de efecto mediano. Convicción religiosa

* Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey (México).

Correspondencia: Dr. José Moral de la Rubia. 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. jose.moral@uanl.edu.mx, jose_moral@hotmail.com

predijo mayor actitud positiva con tamaño de efecto pequeño. Aunque práctica religiosa tuvo mayor relación que convicción religiosa, ofreció peor ajuste. Se concluye que las variables estudiadas tienen efectos significativos sobre las respuestas psicológicas de duelo.

Palabras clave: Duelo, alexitimia, religiosidad, escolaridad, ingreso económico.

Abstract

Alexithymia has not been studied in relation to the Kübler-Ross psychological responses of grief. The aim of this research was to study the association and predict psychological responses of grief with alexithymia, religiosity, level of schooling, and economic income. The scale of psychological responses of grief before the loss of health and Toronto alexithymia scale were administered to a non-probability sample of 120 women with cancer. Alexithymia predicted greater negative affect reaction with a large effect size, but it was independent of positive attitude. Lower economic income predicted greater positive attitude with a medium effect size. Religious conviction predicted greater positive attitude with a small effect size. Although religious practice had a greater relationship to psychological responses of grief than to religious conviction, it offered worst fit. It is concluded that the studied variables have significant effects on the psychological responses of grief.

Keywords: Grief, alexithymia, religiosity, level of schooling, economic income.

Fecha de recepción: 18 de junio de 2014

Fecha de aceptación: 3 de octubre de 2014

INTRODUCCIÓN

El duelo se presenta como una secuencia de fases: las personas que se encuentran próximas a la muerte, ante enfermedades degenerativas crónicas o que han perdido a un ser querido, transitan por cinco fases: negación, ira, negociación-pacto, depresión y aceptación (Kübler-Ross, 2005). Este modelo, que ha tenido gran impacto en la tanatología y cuidados paliativos, ha sido contrastado empíricamente. Sólo una investigación aportó pruebas a favor del mismo; Maciejewski, Zhang, Block y Prigerson (2007) encontraron que las medias de cinco indicadores para las cinco fases de duelo alcanzaron su valor máximo en una secuencia temporal consistente con la teoría. No obstante, el resto de los estudios refutan el modelo secuencial, y señalan que no existe una sucesión temporal, sino respuestas que coexisten y se dan en diverso orden (Holland & Neimeyer, 2010; Isla, Moncho, Gausch & Torras, 2008; Wortman & Silver, 2001).

Moral y Miaja (en prensa) desarrollaron cinco escalas unidimensionales, en correspondencia con las cinco fases de duelo, para poner a prueba el modelo de Kübler-Ross. Obtuvieron un mal ajuste del modelo secuencial, pero buenas propiedades de consistencia interna y validez de contenido en las cinco escalas. Los autores propusieron estudiar la estructura factorial de los 39 ítems seleccionados, añadiendo cuatro ítems de fe/esperanza en la recuperación, los cuales se habían disgregado de la escala de promesas/negociación y habían sido ignorados en el estudio del contraste del modelo secuencial. Desde esta propuesta, Miaja y Moral (2014) crearon una escala de respuestas psicológicas de duelo ante la pérdida de salud con 38 ítems, seis factores de primer orden (negación, ira, promesas/negociación con un Ser Supremo, depresión, fe/esperanza en la recuperación y aceptación) y dos dimensiones o factores de segundo orden independientes (actitud positiva ante la enfermedad con el apoyo en creencias religiosas y reacción de afecto negativo ante la enfermedad).

Por su parte, la *alexitimia* se refiere a un déficit en el procesamiento cognitivo de los sentimientos, junto con rasgos de pensamiento externamente orientado y pobreza de la fantasía. Implica dificultades para la regulación afectiva, ajustarse a las relaciones personales y resolver problemas de convivencia, teniendo las personas alexitímicas alta vul-

nerabilidad de padecer trastornos afectivos, psicossomáticos y adicciones (Taylor & Bagby, 2012). En la evaluación de la alexitimia destaca la escala de alexitimia de Toronto de 20 ítems (TAS-20). En estudios hechos en distintos países, la escala TAS-20 muestra consistencia interna alta y una estructura de tres factores correlacionados: dificultad para identificar sentimientos, dificultad para expresar verbalmente sentimientos y pensamiento externamente orientado (Taylor, Bagby & Parker, 2003). La escala de alexitimia de Toronto en su versión original contaba con un factor de pobreza de la fantasía. Este factor fue eliminado en la revisión de la escala por presentar correlación con discapacidad social (Bagby, Parker & Taylor, 1994), aunque la pobreza de la fantasía constituye una característica nuclear de la alexitimia (Taylor & Bagby, 2012). Debe señalarse que el factor de pensamiento externamente orientado suele presentar baja consistencia interna (Kooiman, Spinhoven & Trijsburg, 2002; Taylor et al., 2003), al incluir 4 de los 5 ítems inversos de la escala. Así, se ha propuesto redactar todos los ítems directos para incrementar la consistencia interna e incluir nuevos ítems para evaluar pobreza de la fantasía (Moral, 2011).

Si la alexitimia se refiere a la dificultad para identificar y comunicar verbalmente sentimientos y genera dificultad para la regulación afectiva, es esperable que sea un factor de riesgo de complicación o prolongación de duelo, dando lugar a mayor frecuencia de respuestas de negación, ira y depresión y menor frecuencia de la respuesta de aceptación. Precisamente, diversos estudios han encontrado que la alexitimia se asocia consistentemente con depresión, ansiedad e ira (Chen, Xu, Jing, & Chan, 2011; Honkalampi, Hintikka, Tanskanen, Lehtonen & Viinamaki, 2000) y afrontamiento evitativo (Mantani et al, 2007; Rueda & Pérez, 2007).

Cabe señalar que las personas con un nivel educativo más bajo y menor estatus socioeconómico reportan mayores niveles de alexitimia (Kokkonen et al., 2001; Lane, Sechrest & Riedel, 1998; Salminen, Saarijarvi, Aarela, Toikka & Kauhanen, 1999). La fuerza de estas asociaciones varía de pequeña a moderada, por lo que, antes de afirmar que la alexitimia posee relación con una variable clínica, también afectada por la educación y el estatus socioeconómico, debería controlarse el efecto de estas dos variables sociodemográficas.

La evidencia sugiere que menor escolaridad y menor estatus socioeconómico se asocian con mayor incidencia de cáncer, menor calidad de vida y más mortalidad por esta enfermedad, lo que se atribuye directamente a desigualdades de salud e indirectamente a menor frecuencia de comportamientos para prevenir enfermedades degenerativas crónicas y una menor adherencia al tratamiento (Adler & Snibbe, 2003; Corral, Cueva, Yépez & Montes, 1996; Martínez & Guevel, 2013). Precisamente, las dificultades económicas conllevan más ansiedad y depresión ante la situación de enfermedad (Ornelas-Mejorada, Tufiño & Sánchez-Soda, 2011), aunque la menor escolaridad no implica más negación de la enfermedad (Mulens, Torres, Gutiérrez, García & Roper, 2000). Al existir estas asociaciones, menor escolaridad y estatus socioeconómico podrían conllevar procesos de duelo más prolongados o complicados.

Existen pocas investigaciones sobre los factores de riesgo y protección en el proceso de duelo ante la pérdida de la salud considerando las 5 respuestas definidas por Kübler-Ross. La *religiosidad* (convicción y práctica frecuente de la religión a la que se pertenece) y *espiritualidad* (creencias y sentimientos de conexión con una realidad trascendente y un Ser Superior) han sido las variables más estudiadas al respecto. Diversas investigaciones reportan que ambas variables son factores protectores que facilitan un proceso de duelo exitoso (Maliski, Connor, Williams, & Litwin, 2010; McClain, Rosenfeld & Breitbart, 2003).

La escasa investigación empírica entorno a las fases de duelo ante la pérdida de la salud se ha centrado más en validar el modelo teórico de Kübler-Ross y ver su relación con calidad de vida, pero se ha ignorado la investigación de los factores de riesgo y protección que pueden permitir diseñar estrategias de intervención, siendo la religiosidad el factor más estudiado. Además, entre estos factores de riesgo de complicaciones en el duelo, no se ha contemplado la alexitimia a pesar de su relevancia teórica. Considerando estos antecedentes la presente investigación tuvo como objetivos estudiar, en una muestra de mujeres con cáncer, la asociación y predicción de las respuestas psicológicas de duelo ante la pérdida de la salud con: 1) alexitimia, 2) religiosidad y 3) escolaridad e ingreso económico familiar.

Se tiene como hipótesis en relación con los objetivos formulados que: 1) mayor nivel de alexitima se asocie con las respuestas de duelo, sobre todo con una mayor reacción de afecto negativo, y que estas asociaciones permanezcan significativas al parcializar el efecto de la escolaridad e ingreso económico, 2) mayor religiosidad (convicción y práctica religiosas) facilite el proceso de duelo, teniendo mayor efecto sobre la dimensión de la actitud positiva ante la enfermedad, y 3) menor escolaridad y menor ingreso económico dificulten el proceso de duelo, teniendo mayor efecto sobre la dimensión de reacción de afecto negativo.

MÉTODO

Participantes

Los criterios de inclusión fueron: tener una enfermedad oncológica diagnosticada, recibir tratamiento oncológico, tener al menos 15 años de edad, saber leer y escribir y firmar el consentimiento informado. El criterio de exclusión fue tener fatiga excesiva que dificultase la atención. Se utilizó una muestra no probabilística de tipo intencional. Quedó configurada por 120 mujeres. Se extrajo de siete lugares diferentes: 83 de las 120 participantes (69 %) fueron entrevistadas en tres albergues, 31 (26 %) en dos clínicas y 6 (5 %) en dos grupos de autoayuda de Monterrey, México.

Con respecto a la edad, 3 de las 120 mujeres (2.5 %) tenían entre 15 y 19 años de edad, 17 (14.2 %) entre 20 y 39 años, 58 (48.3 %) entre 40 y 59 años y 42 (35 %) entre 60 y 78 años. La media de edad fue 51.84 años ($DE = 13.63$). Con respecto al estado civil, 76 de las 120 mujeres (63 %) dijeron estar casadas, 20 (17 %) solteras, 10 (8 %) viudas, 8 (7 %) separadas y 6 (5 %) en unión libre. La escolaridad varió de saber leer y escribir a estudios de posgrado terminados. La mediana de escolaridad correspondió a secundaria terminada. La mediana de ingreso económico familiar mensual correspondió al intervalo de 3,000 a 5,999 pesos mexicanos y la media correspondió al intervalo de 6,000 a 11,999 pesos mexicanos. Con respecto a la adscripción religiosa, 98 de las 120 mujeres (82 %) indicaron ser católicas, 15 (12.5 %) ser cristianas, 5 (4.2 %) pertenecer a otra religión distinta de la católica o cristiana y 2 (1.7 %) a ninguna religión. Con respecto a la convicción religiosa, 56 de las 120

mujeres (46.7 %) dijeron creer totalmente, 39 (32.5 %) bastante, 19 (15.8 %) algo, 4 (3.3 %) poco y 2 (1.7 %) no creen en ninguna religión. Con respecto a la práctica religiosa, 24 de las 120 mujeres (20 %) indicaron asistir con mucha frecuencia a los servicios religiosos, 66 (55 %) con frecuencia, 20 (16.7%) en raras ocasiones aparte de eventos especiales y 10 (8.3 %) sólo a eventos especiales. La media del tiempo transcurrido desde el diagnóstico de cáncer fue de 1 año y 5 meses ($DE = 2.02$). Con respecto al tratamiento oncológico, 58 de las 120 mujeres (48.3%) indicaron estar recibiendo radioterapia, 55 (45.8%) quimioterapia, 5 (4.2%) cirugía y 2 (1.7%) hormonal.

Instrumentos

Se hicieron preguntas con formato de respuestas cerradas sobre datos sociodemográficos (sexo, edad, escolaridad e ingreso económico familiar mensual) y de religión (adscripción religiosa, convicción en las creencias religiosas y frecuencia de asistencia a los servicios religiosos).

Escala de Respuestas Psicológicas de duelo ante la Pérdida de la Salud (RPD-PS-38). Fue desarrollada por Miaja y Moral (2014). Está integrada por 38 ítems tipo Likert con 5 opciones de respuestas: 1 = “nunca”, 2 = “pocas veces”, 3 = “a veces”, 4 = “casi siempre” y 5 = “siempre”. La consistencia interna de los 38 ítems es alta ($\alpha = .83$). La escala RPD-PS-38 tiene una estructura de 6 factores de primer orden correlacionados (negación con 7 ítems [$\alpha = .72$], ira con 6 ítems [$\alpha = .82$], promesas/negociación con un Ser Supremo con 7 ítems [$\alpha = .83$], fe/esperanza en la recuperación con 4 ítems [$\alpha = .80$], depresión con 4 ítems [$\alpha = .73$] y aceptación con 10 ítems [$\alpha = .85$]) y 2 factores de segundo orden o dimensiones independientes (reacción de afecto negativo [$\alpha = .87$ para los 27 ítems de las 4 escalas que lo definen] y actitud positiva ante la enfermedad con apoyo en creencias religiosas [$\alpha = .85$ para los 11 ítems de las dos escalas que lo definen]). Las puntuaciones en los 6 factores de primer orden se obtienen por suma simple de ítems. La dimensión de reacción de afecto negativo se obtiene sumando directos los 17 ítems de depresión, ira y negación y sumando invertidos los 10 ítems de aceptación. La dimensión de actitud positiva se obtiene sumando directos los 11 ítems de promesas/negociación y fe/esperanza. La puntuación total se obtiene sumando directos los 19 ítems de las escalas de nega-

ción, ira, depresión y sumando invertidos los 21 ítems de las escalas de aceptación, promesas/negociación y fe/esperanza. La puntuación total cuanto mayor sea refleja un duelo más problemático o con mayor peso del afecto negativo (Míaja & Moral, 2014).

Escala de Alexitimia de Toronto de 30 ítems (TAS-30). Fue desarrollada por Moral (2011), añadiendo 10 ítems para evaluar fantasía a una adaptación de la escala TAS-20 (Moral, 2009). El rango de respuesta de los 30 ítems es de 6 puntos (de 0 = totalmente en desacuerdo a 5 = totalmente de acuerdo) con tres puntos en cada polo y sin punto neutro. El rango de respuesta total de la escala es de 0 a 150 puntos. Mayor puntuación refleja más alexitimia. Todos los ítems son directos, salvo los ítems 4, 5, 10, 18 y 19 y los 10 ítems de fantasía. La consistencia interna de los 30 ítems es alta ($\alpha = .93$). Cuenta con 4 factores: fantasía (con 10 ítems: del 21 al 30, $\alpha = .88$), dificultad para identificar los sentimientos (con 8 ítems: 1, 3, 6, 7, 9, 13 y 14, incluyendo el ítem 10 originariamente perteneciente al factor original de pensamiento externamente orientado, $\alpha = .86$), dificultad para expresar verbalmente los sentimientos (con 6 ítems: 2, 4, 11, 12 y 17, incluyendo el ítem 5 originariamente perteneciente al factor original de pensamiento externamente orientado, $\alpha = .82$) y pensamiento externamente orientado (con 6 ítems: 8, 15, 16, 18, 19 y 20, sin incluir los ítems 5 y 10 del factor original, $\alpha = .72$) (Moral, 2011).

En el presente estudio se conservaron invertidos los 10 ítems de fantasía, pero se cambió la redacción de los ítems 4, 5, 10, 18 y 19 para hacerlos directos: 4. “me es difícil expresar mis sentimientos”, 5. “prefiero sólo describir los problemas que dar interpretaciones”, 10. “estar en contacto con las emociones carece de importancia”, 18. “me incomoda mucho el silencio en momentos de intimidad”, y 19. “considero de escasa utilidad examinar mis sentimientos para resolver problemas personales”. Al aplicarse el análisis paralelo de Horn a los 30 ítems, el número de componentes fue dos. Tras rotación oblicua, se definió un primer componente con los 20 primeros ítems de la escala TAS-30 con consistencia interna alta ($\alpha = .95$) y se le denominó alexitimia. El segundo componente quedó definido por los 10 últimos ítems, su consistencia interna fue alta ($\alpha = .86$) y se le denominó fantasía. La correlación entre los dos componentes fue directa cuando se esperaba que fuese inversa ($r = .38, p < .01$),

la distribución de fantasía presentó asimetría negativa (sesgo hacia los valores altos) cuando se esperaba que fuese positiva por el posible sesgo de la deseabilidad social (sesgo hacia los valores bajos) y la consistencia interna de los 30 ítems se incrementó al excluir los 10 ítems de fantasía, pasando de .85 a .95. Así, pareciera que la escala de respuesta en los 10 ítems de fantasía, puestos al final de la TAS-30, se entendió a la inversa. Por este error de método se ignoró los 10 últimos ítems de fantasía. Al aplicar el análisis paralelo de Horn a los 20 primeros ítems, el número de componentes fue uno, por lo que se decidió definir la alexitimia como una variable unidimensional.

Procedimiento

Antes de comenzar el estudio se proporcionó el protocolo de investigación a las instituciones anfitrionas con la finalidad de obtener las aprobaciones por 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 confidencialidad de la información de acuerdo con las normas éticas de investigación de la Sociedad Mexicana de Psicología (2007). Se pidió a las pacientes firmar la carta del consentimiento informado. En las menores de edad, la carta de consentimiento informado fue firmada por el cuidador primario (mayor de edad) y por la misma 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.

Análisis de datos

Las asociaciones con las dimensiones y factores de las respuestas psicológicas de duelo ante la pérdida de la salud se calcularon por medio de correlaciones bivariadas. Estas correlaciones se calcularon por el coeficiente de correlación producto-momento de Pearson (r). Los valores de r menores que .30 se consideraron magnitudes de asociación bajas, de .30 a .49 moderadas, de .50 a .69 altas, de .70 a .89 muy altas y $\geq .90$ casi perfectas. Para comprobar la sustantividad de las correlaciones con

alexitimia se parcializó el efecto de la escolaridad e ingreso económico por el coeficiente de correlación parcial de Fisher (r_p).

La predicción de las dimensiones de las respuestas psicológicas de duelo se realizó especificando y contrastando modelos estructurales de regresión. La función de discrepancia se calculó por el método de máxima verosimilitud (ML). Se contemplaron ocho índices para valorar el ajuste de los modelos a los datos: prueba ji-cuadrado (χ^2) de Pearson, cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad (χ^2/gl) de Wheaton, Muthéns, Alwin y Summers, índice de bondad de ajuste (GFI) y su modalidad corregida (AGFI) de Jöreskog y Sörbom, índice de ajuste normado (NFI) y no normado (NNFI) de Bentler y Bonnet, residuo cuadrático medio (RMS SR) de Jöreskog y Sörbom y error cuadrático medio de aproximación (RMS EA) de Steiger y Lind. Se estipularon como valores de buen ajuste para los índices: $p > .05$ para el estadístico χ^2 , $\chi^2/gl \leq 2$, GFI ≥ 0.95 , AGFI, NFI y NNFI $\geq .90$ y RMS SR y RMS EA $\leq .05$; y como valores aceptables: $p > .01$ para el estadístico χ^2 , $\chi^2/gl \leq 3$, GFI $\geq .85$, AGFI, NFI y NNFI $\geq .80$ y RMS SR y RMS EA $\leq .08$. Para comparar la bondad de ajuste de los modelos se empleó la prueba de la diferencia de los estadísticos ji-cuadrado. Con una $p > .05$ se mantuvo la hipótesis nula de equivalencia de bondad de ajuste. La parsimonia de cada modelo se estimó desde la razón de parsimonia (RP) de James, Mulaik y Brett. Los valores de RP $< .20$ se interpretaron como muy baja, de $.20$ a $.39$ baja, de $.40$ a $.59$ media, de $.60$ a $.79$ alta y $\geq .80$ muy alta (Kline, 2010).

En el modelo estructural de regresión con mejor ajuste, se calcularon los tamaños de efecto estandarizados directos e indirectos; valores $< .10$ se consideraron triviales, de $.10$ a $.29$ pequeños, de $.30$ a $.49$ medianos, de $.50$ a $.69$ grandes y $\geq .70$ muy grandes (Kline, 2010).

Se comprobó el supuesto de normalidad multivariada, que se asume con el método ML, por medio de la razón crítica de la curtosis multivariada de Mardia. Los valores de la razón crítica comprendidos entre -2 y 2 se consideraron que reflejan cumplimiento del supuesto, y los valores comprendidos entre 2 y 10 ó -10 y -2 ligera desviación de la normalidad (Kline, 2010).

Debido al incumplimiento de la normalidad multivariada en los tres modelos especificados, la estimación de parámetros y bondad de ajuste global se complementó con procedimientos de muestreo repetitivo. Se empleó la prueba de Bollen-Stine para contrastar la bondad de ajuste y la prueba de percentiles libres de sesgo para comprobar la significación de los parámetros. Con una $p > .05$ se mantuvo la hipótesis nula de bondad de ajuste por la prueba de Bollen-Stine. También, con una $p > .05$ se mantuvo la hipótesis nula de equivalencia a 0 del parámetro en la estimación por el método de percentiles libres de sesgo y el método ML.

La potencia de los contrastes de los modelos estructurales se estimó desde el estadístico RMS EA. El cálculo se hizo con un nivel de significación de .05. Se empleó como hipótesis nula el valor medio del modelo independiente y como hipótesis alternativa el valor medio del modelo especificado. Los valores $\geq .80$ se interpretaron como potencia alta, $\geq .60$ media, $< .60$ baja.

El modelamiento de ecuaciones estructurales se realizó con AMOS16, el cálculo de la potencia en el modelamiento con el programa de Preacher y Coffman (2006) y el resto de los análisis con SPSS16.

RESULTADOS

Correlaciones de alexitimia, religiosidad y variables sociodemográficas con duelo

La alexitimia correlacionó con la puntuación total de la escala RPD-PS-38, sus dos dimensiones y seis factores, salvo fe/esperanza. Las correlaciones fueron positivas, salvo con aceptación que fue negativa. Las magnitudes de asociación variaron de bajas a altas. La alexitimia tuvo una correlación significativa, negativa y de magnitud moderada con ingreso económico familiar ($r = -.36, p < .01$) y escolaridad ($r = -.34, p < .01$). Al parcializar el efecto de la escolaridad e ingreso económico familiar mensual, las correlaciones con actitud positiva, promesas/negociación y aceptación dejaron de ser significativas (Tabla 1).

La frecuencia de asistencia a los servicios religiosos (práctica religiosa) correlacionó negativamente con la puntuación total de la escala RPD-

PS-38, la dimensión de reacción de afecto negativo y los factores de ira y depresión. También práctica religiosa correlacionó con la dimensión de actitud positiva y los factores de promesas/negociación y fe/esperanza, pero con signo positivo. Las magnitudes de las asociaciones variaron de bajas a moderadas. La convicción religiosa correlacionó positivamente con la dimensión de actitud positiva y el factor de promesas/negociación con magnitudes bajas (Tabla 1).

Ingreso económico y escolaridad correlacionaron negativamente con las dimensiones de actitud positiva y reacción de afecto negativo y los factores de negación, promesas/negociación, fe/esperanza y depresión. Las magnitudes de asociación variaron de bajas a moderadas (Tabla 1).

Tabla 1. Correlaciones de la puntuación total y factores de la escala RPD-PS38 con alexitimia, fantasía y variables religiosas y sociodemográficas

RPD-PS-38	TAS-20 (alexitimia)		V. de religión		V. sociodemográficas	
	<i>r</i>	<i>rp</i>	Convic.	Práctica	Ingreso	Escolaridad
			<i>r</i>	<i>r</i>	<i>r</i>	<i>r</i>
Duelo	.30***	.31***	-.13ns	-.33***	-.05ns	< .01ns
RANE	.46***	.40***	-.02ns	-.22*	-.27*	-.21*
APE	.18*	.04ns	.22*	.26**	-.33***	-.33***
Negación	.37***	.28**	.11ns	-.02ns	-.31***	-.23*
Ira	.38***	.37***	-.01ns	-.22*	-.14ns	-.07ns
Promesas/negación	.19*	.06ns	.20*	.19*	-.31***	-.30***
Fe/esperanza	.10ns	-.03ns	.17ns	.34***	-.26**	-.29**
Depresión	.50***	.45***	-.10ns	-.23*	-.22*	-.19*
Aceptación	-.19*	-.15ns	.08ns	.19*	.11ns	.11ns

r = correlación producto-momento de Pearson y *rp* = correlación parcial de Fisher, parcializando el efecto de escolaridad e ingreso económico familiar mensual. Significación de las correlaciones: ns = $p > .05$, * $p \leq .05$, ** $p \leq .01$, *** $p \leq .001$. RANE = Reacción de afecto negativo ante la enfermedad y APE = Actitud positiva ante la enfermedad con apoyo en la religión.

Modelos estructurales de regresión para predecir respuestas psicológicas de duelo

Inicialmente se especificó un modelo estructural con dos variables latentes endógenas y cinco variables manifiestas exógenas. Las variables latentes endógenas fueron los dos factores de segundo orden de respuestas psicológicas de duelo. El modelo de medida de la variable latente reacción de afecto negativo quedó formado por cuatro variables: negación, depresión, ira y aceptación. El modelo de medida de la variable latente de actitud positiva ante la enfermedad quedó configurado por tres variables: fe/esperanza, promesas/negociación y negación. Las variables manifiestas exógenas fueron alexitimia, ingreso económico, escolaridad, convicción en las creencias religiosas y práctica religiosa (véase Figura 1).

El factor de reacción de afecto negativo fue predicho por alexitimia, ingreso económico, escolaridad y práctica religiosa. El factor de actitud positiva fue predicho por alexitimia, ingreso económico familiar, escolaridad, convicción en las creencias religiosas y práctica religiosa. Se definieron cinco correlaciones: entre las dos variables de religiosidad, entre escolaridad e ingreso económico, entre alexitimia e ingreso económico, entre alexitimia y escolaridad, así como entre alexitimia y práctica religiosa (véase Figura 1). Debe señalarse que, en las correlaciones bivariadas, la alexitimia fue independiente de la convicción religiosa ($r = -.04, p = .64$), pero sí correlacionó negativamente y con magnitud baja con práctica religiosa ($r = -.23, p = .01$).

Al estimar los parámetros de este modelo, los coeficientes de regresión de convicción religiosa y escolaridad sobre los dos factores no fueron estadísticamente significativos. Tampoco la alexitimia tuvo un coeficiente de regresión estadísticamente significativo sobre el factor de actitud positiva, ni el ingreso económico sobre el factor de reacción de afecto negativo (véase Figura 1). Por lo este motivo se especificó un segundo modelo, eliminando convicción religiosa y escolaridad, así como la predicción de la actitud positiva por la alexitimia y la predicción de reacción de afecto negativo por ingreso económico (véase Figura 2).

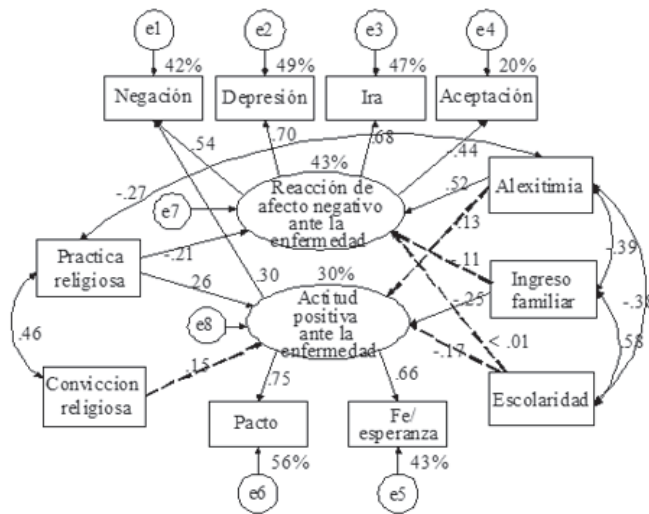


Figura 1. Primer modelo con sus parámetros estandarizados estimados por ML.

El segundo modelo especificado conservó las mismas variables latentes con sus modelos de medida, pero contó sólo con 3 variables manifiestas endógenas: práctica religiosa, alexitimia e ingreso económico familiar. El factor de reacción de afecto negativo fue predicho por alexitimia y práctica religiosa. El factor de actitud positiva fue predicho por ingreso económico y práctica religiosa. La alexitimia y el ingreso económico correlacionaron. También se especificó la correlación entre ingreso económico y frecuencia de asistencia a los servicios religiosos (véase Figura 2). Debe señalarse que, aunque la correlación bivariada entre ingreso económico y práctica religiosa no fue estadísticamente significativa ($r = -.11, p = .23$), al parcializarse el efecto de la alexitimia esta correlación resultó estadísticamente significativa ($r_p = -.21, p = .02$).

Los parámetros de este segundo modelo fueron significativos tanto por el método ML como por el de percentiles libres de sesgo. Se explicó el 37 % de la varianza de reacción de afecto negativo y 30 % de la varianza de actitud positiva (véase Figura 2). La bondad de ajuste se rechazó tanto por la prueba de Bollen-Stine ($p = 66/2000 = .03$) como por la prueba ji-cuadrado ($\chi^2[23, N = 120] = 44.64, p < .01$). El resto de los índices

contemplados reflejaron un ajuste aceptable en términos generales: $\chi^2/g.l = 1.94$, GFI = .92, AGFI = .85, NFI = .82, NNFI = .84, RMS SR = .08 y RMS EA = .09 ($p = .06$ para mantener la hipótesis nula de que RMS EA $\leq .05$). La parsimonia del modelo fue alta (RP = .64). La potencia del contraste fue unitaria desde el índice RMS EA, siendo .22 el valor medio de la RMS EA del modelo independiente. La razón de número de participantes entre parámetros a estimar (N:q), fue de 5.5 a 1.

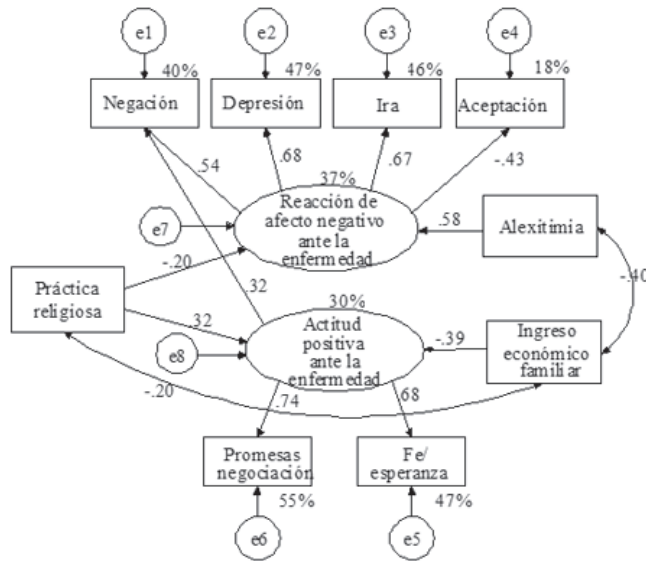


Figura 2. Segundo modelo con sus parámetros estandarizados estimados por ML.

Si se añade la correlación entre alexitimia y práctica religiosa en el segundo modelo, el coeficiente de regresión de práctica religiosa deja de ser significativo y no se logra buen ajuste. Buscando un buen ajuste a los datos se especificó un tercer modelo también con tres variables manifiestas endógenas, sustituyendo la variable frecuencia de práctica religiosa por convicción religiosa, conservando las mismas variables latentes y sus modelos de medida. El factor de reacción de afecto negativo fue predicho por alexitimia e ingreso económico. El factor de actitud positiva fue predicho por ingreso económico familiar y convicción religiosa. La alexitimia e ingreso económico correlacionaron entre sí (véase Figura 3).

Los parámetros de este tercer modelo fueron significativos tanto por el método ML como por el de percentiles libres de sesgo. Se explicó el 37 % de la varianza de reacción de afecto negativo y 22 % de la varianza de actitud positiva (véase Figura 3). La bondad de ajuste se mantuvo tanto por la prueba de Bollen-Stine ($p = 435/2000 = .22$) como por la prueba ji-cuadrado ($\chi^2[25, N = 120] = 35.06, p = .09$). El resto de los índices contemplados mostraron un ajuste aceptable en términos generales: $\chi^2/gl = 1.40$, GFI = .94, AGFI = .89, NFI = .85, NNFI = .93, RMS SR = .07 y RMS EA = .06 ($p = .35$ para mantener la hipótesis nula de que $RMS EA \leq .05$). La parsimonia del modelo fue alta (RP = .69). La potencia del contraste fue unitaria desde el índice RMS EA, siendo .21 el valor medio de la RMS EA del modelo independiente. La razón de número de participantes entre parámetros a estimar (N:q), fue de 6 a 1.

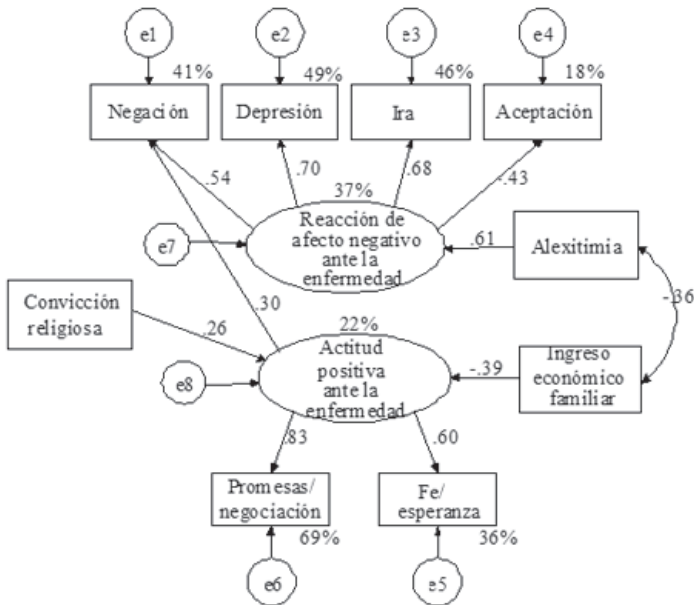


Figura 3. Tercer modelo con sus parámetros estandarizados y estimados por ML.

En este tercer modelo, el tamaño de efecto directo estandarizado de la alexitimia sobre el factor de reacción de afecto negativo fue grande (.61). El tamaño de efecto indirecto estandarizado de la alexitimia sobre depresión, ira y negación fue mediano (.43, .41 y .33, respectivamente) y sobre aceptación fue pequeño (-.26).

En el tercer modelo, el tamaño de efecto directo estandarizado del ingreso económico sobre el factor de actitud positiva fue mediano (-.40). El tamaño de efecto indirecto estandarizado del ingreso económico sobre promesas/negociación fue mediano (-.33) y sobre fe/esperanza y negación fue pequeño (-.24 y -.12, respectivamente).

En este tercer modelo, el tamaño de efecto directo estandarizado de convicción religiosa sobre el factor de actitud positiva fue pequeño (.26). El tamaño de efecto indirecto estandarizado de la convicción religiosa sobre promesas/negociación y fe/esperanza fue pequeño (.21 y .15, respectivamente) y sobre negación fue trivial (.08).

Por la prueba de la diferencia de los estadísticos ji-cuadrado, la bondad de ajuste del tercer modelo fue estadísticamente mayor que la del segundo modelo: $d\chi^2(2, N = 120) = 9.58, p < .01$.

Si se sustituye ingreso económico por escolaridad en el tercer modelo, el resultado de ajuste sería totalmente equiparable: p de Bollen-Stine = $345/2000 = .17$, $\chi^2[25, N = 120] = 37.93, p < .05$, $\Delta\chi^2[1, N = 120] = 2.87, p = .09$, $\chi^2/gf = 1.52$, GFI = .93, AGFI = .88, NFI = .83, NNFI = .90, RMS SR = .08 y RMS EA = .07 ($p = .25$ para mantener la hipótesis nula de que $RMS EA \leq .05$), siendo todos los parámetros significativos.

DISCUSIÓN

Con respecto al primer objetivo de estudiar la asociación y predicción de las respuestas psicológicas de duelo con alexitimia, como se esperaba, la alexitimia (TAS-20) correlacionó positivamente con la dimensión de reacción de afecto negativo y los factores de depresión, ira y negación, sin que estas relaciones sean reducibles a efectos de la escolaridad e ingreso económico. Unos resultados similares, aunque sin parcializar estas dos variables sociodemográficas, han sido reportados en pacientes con

diversas enfermedades crónicas. En estos estudios la alexitimia predijo directamente ira (Rueda, Pérez, Sanjuán & Ruiz, 2006; Rueda & Pérez, 2007; Waldstein, Kauhanen, Neumann & Katzel, 2002), estado de ánimo depresivo (Rueda et al., 2006; Waldstein et al., 2002) y mayor vulnerabilidad a la psicopatología (Rueda et al., 2006). Lumley (2004) señala que la persona alexitímica, al no ser capaz de diferenciar y modular su estado emocional negativo, vive en un estado permanente de anhedonia y de malestar emocional, agravándose este malestar ante situaciones de estrés fuerte, como padecer cáncer.

Existe una polémica sobre si la escala TAS-20 evalúa depresión o afecto negativo y no propiamente alexitimia (Marchesi, Ossola, Tonna & De Panfilis, 2014). Los presentes datos proporcionan una escala unidimensional de dificultad para identificar y verbalizar sentimientos junto con rasgos de pensamiento externamente orientado, teniendo la escala una correlación de magnitud moderada con fantasía. Así, la escala tiene validez de contenido para evaluar el constructo de alexitimia como una totalidad. Esta escala tiene correlación alta con depresión y moderada con afecto negativo, siendo la varianza compartida de un cuarto o menor, por lo tanto no se puede afirmar que sea reducible a depresión.

También existe la polémica sobre si la alexitimia opera para todo el espectro emocional o sólo para las emociones negativas y traumáticas (Lumley, 2004; Taylor & Bagby, 2013). La alexitimia fue independiente del factor de aceptación, la dimensión de actitud positiva ante la enfermedad con apoyo en creencias religiosas y los dos factores de primer orden integrantes de esta dimensión, ya sea en la correlación bivariada o al parcializar escolaridad e ingreso económico. Considerando la asociación con afecto negativo, los presentes datos apoyan la hipótesis de que la alexitimia opera esencialmente en el espectro del afecto negativo.

Con respecto al segundo objetivo de estudiar la asociación y predicción de las respuestas psicológicas de duelo con religiosidad, en la presente muestra, convicción y práctica religiosas tuvieron una magnitud de asociación de moderada a pequeña con las respuestas psicológicas de duelo ante la pérdida de la salud, siendo mayores las correlaciones de práctica religiosa que las de creencia religiosa, y siendo mayor la relación con la dimensión de actitud positiva que con la dimensión de reacción de

afecto negativo. Estos resultados son afines a los encontrados en estudios previos, en los cuales la práctica religiosa tuvo un efecto beneficioso para la salud al aumentar el bienestar físico, mental y espiritual (Pargament, Koenig, Tarakeshwar & Hahn, 2004; Yoffe, 2012) y aminorar los síntomas depresivos (Pérez, Sandino & Gómez, 2005).

En este estudio la convicción religiosa se asoció sólo con la dimensión de actitud positiva con una magnitud de asociación baja y menor que la frecuencia de asistencia a los servicios religiosos, pero finalmente quedó en el modelo predictivo estructural con mejor ajuste, teniendo un tamaño de efecto pequeño sobre la dimensión de actitud positiva. Probablemente, esto se deba a la independencia de la convicción religiosa tanto de la alexitimia como de las variables sociodemográficas de ingreso económico y escolaridad, lo que da a su relación con la dimensión de actitud positiva una mayor sustantividad y permite reproducir con más exactitud los datos (matriz de varianza-covarianzas de las 9 variables manifiestas) a partir del modelo (ajuste matemático). Finalmente, la convicción religiosa debe interpretarse como un indicador general de apoyo en la religión, pudiendo ser intercambiado en esta función por frecuencia de asistencia a los servicios religiosos.

Con respecto al tercer objetivo de estudiar la asociación y predicción de las respuestas psicológicas de duelo con escolaridad e ingresos, como se esperaba, ambas variables sociodemográficas correlacionaron con las respuestas psicológicas de duelo. No obstante, sus correlaciones fueron ligeramente mayores con respuestas psicológicas de duelo que las mostradas por las variables de religiosidad, además algunas de estas correlaciones tuvieron una magnitud moderada. Así, en la presente muestra, lo sociodemográfico toma relevancia, seguramente por desigualdades y desprotección en materia de salud de las mujeres con baja escolaridad y bajo estatus socioeconómico (Martínez & Guevel, 2013).

Ambas variables sociodemográficas mostraron un patrón correlacional idéntico, correlacionando más con actitud positiva que con reacción de afecto negativo. Debe señalarse que la correlación entre ambas variables sociodemográficas tuvo una magnitud alta, lo que las hace redundantes. Así, son intercambiables en el tercer modelo estructural de regresión.

La clase social baja y el bajo nivel de escolaridad, al igual que son factores de riesgo en la incidencia y mortalidad por cáncer (Corral et al., 1996), también lo son de reacción de afecto negativo, generando más negación y depresión, probablemente en relación a desigualdades de acceso a los servicios de salud y medicamentos (Martínez & Guevel, 2013). No obstante, aumentan la actitud positiva ante la enfermedad desde el apoyo en las creencias religiosas. Así, su tendencia final es ambigua y ambas variables resultan independientes de la puntuación total de duelo.

En el modelo predictivo estructural operan desde la actitud positiva, siendo intercambiables ingreso económico por escolaridad, como ya se señaló. Las mujeres con menor escolaridad (o ingreso económico) parecen buscar más refugio en la religión para compensar el afecto negativo derivado de los obstáculos que encuentran para acceder a los procesos diagnósticos adecuados, mantener el tratamiento médico y solventar las dificultades económicas que conllevan su incapacidad para trabajar y los gastos de atención a su enfermedad.

Mulens et al. (2000) hallaron que los pacientes con un nivel educativo universitario mostraban mayor negación ante el diagnóstico de cáncer. El presente estudio muestra más negación en mujeres con menor escolaridad e ingresos económicos, lo que es congruente con las desigualdades en salud, al implicar el cáncer situaciones que podrán afrontar con mucha dificultad, quedando la religión como su mayor apoyo.

En los presentes análisis no se incluyó la variable numérica de tiempo transcurrido desde el diagnóstico del cáncer porque fue independiente de los factores y dimensiones de las respuestas psicológicas de duelo, lo cual es congruente con el pobre apoyo empírico del modelo secuencial de duelo frente al modelo de respuestas que coexisten y se suceden en diverso orden (Holland & Neimeyer, 2010; Isla et al., 2008; Wortman & Silver, 2001). También la edad resultó independiente de las respuestas de duelo, por lo que no se incluyó en los modelos. Aunque la edad suele resultar también independiente de las respuestas de duelo en otras investigaciones, algunos estudios han encontrado menos afecto negativo (Burgess et al., 2005), menos ira (Exline, Park, Smyth, & Carey, 2011) y más aceptación (Thompson et al., 2009) entre pacientes femeninas con

mayor edad, usando muestras más homogéneas en sus características sociodemográficas y clínicas.

Como limitaciones del estudio debe mencionarse que el diseño fue no experimental transversal, de ahí que no se pueden hacer inferencias de causalidad y sólo 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 otras afines. El tamaño de muestra del presente estudio en población clínica no debe considerarse insuficiente. Se alcanzó una potencia unitaria o casi unitaria desde el estadístico RMS EA y la razón entre el tamaño de la muestra y los parámetros a estimar ($N:q$) sobrepasó el valor mínimo de 5:1 en los contrastes de modelos estructurales de regresión (Jackson, 2003). Se podrían alegar problemas por incumplimiento de normalidad multivariada. No obstante, para superar este problema, se acudió a los procedimientos de muestreo repetitivo y se empleó el método de máxima verosimilitud que es el más robusto en situaciones de incumplimiento del supuesto (Olsson, Foss, Troye & Howell, 2000).

Se concluye que la alexitimia fue un factor de riesgo de reacción de afecto negativo entre las mujeres en tratamiento oncológico que participaron en este estudio, teniendo un tamaño de efecto grande, especialmente fue un factor de riesgo de depresión. No obstante, la alexitimia resultó independiente de la actitud positiva ante enfermedad con apoyo en creencias religiosas. Menor ingreso económico y menor escolaridad se asociaron con mayor afecto negativo, pero sobre todo fomentaron la actitud positiva ante enfermedad con apoyo en creencias religiosas, teniendo un tamaño de efecto mediano sobre esta dimensión. El perfil de correlaciones de ambas variables sociodemográficas con las respuestas psicológicas de duelo fue semejante, siendo intercambiable una variable por otra en las relaciones bivariadas y en el modelo predictivo estructural. Las magnitudes de asociación de las dos variables sociodemográficas fueron ligeramente mayores con las respuestas psicológicas de duelo que las de las dos variables de religiosidad. La práctica religiosa tuvo mayor relación con las respuestas psicológicas de duelo que convicción religiosa,

asociándose tanto con emociones negativas como con aspectos de actitud positiva. No obstante, la convicción fue la variable de religiosidad que entró en el modelo predictivo estructural con mejor ajuste, siendo un predictor significativo con un tamaño de efecto pequeño sobre la dimensión de actitud positiva. Esto se debe a su independencia con alexitimia, ingreso económico y escolaridad, lo que facilita la reproducción de los datos desde el modelo estructural frente a la práctica religiosa con más interrelaciones de reproducción más compleja.

Se sugiere estudiar la invarianza del tercer modelo predictivo estructural de este estudio en ambos sexos; evaluar la alexitimia en casos de reacción de afecto negativo en mujeres con cáncer para abordar terapéuticamente la alexitimia si resulta elevada, ya que su tamaño de efecto es grande; considerar la cuestión de desigualdades en salud en relación con baja escolaridad y menor ingreso económico familiar en la planificación de la política sectorial; y reactivar la religiosidad de las pacientes con cáncer para obtener una actitud más positiva, lo cual se verá facilitado por baja escolaridad y menor ingreso económico.

La redacción inversa de los 10 ítems de fantasía en la TAS-30 generó un problema metodológico. Parece que la mayoría de los participantes los entendió a la inversa. Debido a estos problemas se ignoró el factor de fantasía, a pesar de tener consistencia interna alta. En futuros estudios si se incluyen ítems sobre fantasía estos deberían ser redactados en sentido de pobreza de la fantasía.

Referencias

- Adler, N. E. & Snibbe, A. C. (2003). The role of psychosocial processes in explaining the gradient between socioeconomic status and health. *Current Directions in Psychological Science*, 12(4), 119-123. doi: 10.1111/1467-8721.01245
- Bagby, R. M., Parker, J. D. A., & Taylor G.J. (1994). The twenty-item Toronto alexithymia scale-I. Item selection and cross-validation of the factor structure. *Journal of Psychosomatic Research*, 38, 23-32. doi:10.1016/0022-3999(94)90005-1
- Burgess, C., Cornelius, V., Love, S., Graham, J., Richards, M., & Ramirez, A. (2005). Depression and anxiety in women with early breast cancer: five year

- observational cohort study. *British Medical Journal*, 330, 702-705. doi:10.1136/bmj.38343.670868.D3
- Chen, J., Xu, T., Jing, J., & Chan, R. C. (2011). Alexithymia and emotional regulation: A cluster analytical approach. *BMC Psychiatry*, 11, 33. doi: 10.1186/1471-244X-11-33
- Corral, F., Cueva, P., Yépez, J., & Montes, E. (1996). La baja escolaridad como factor de riesgo en el cáncer de cuello de útero. *Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana*, 121, 511-517.
- Exline, J. J., Park, C. L., Smyth, J. M., & Carey, M. P. (2011). Anger toward God: social-cognitive predictors, prevalence, and links with adjustment to bereavement and cancer. *Journal of Personality and Social Psychology*, 100, 129-148. doi: 10.1037/a0021716.
- Holland, J. M. & 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
- Honkalampi, K., Hintikka, J., Tanskanen, A., Lehtonen, J., & Viinamaki, H. (2000). Depression is strongly associated with alexithymia in the general population. *Journal of Psychosomatic Research*, 48, 99-104. doi: 10.1186/1471-244X-11-33
- Isla, P., Moncho, J., Guasch, O., & 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, 128-141. doi:10.1207/S15328007SEM1001_6
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3ª ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- Kokkonen, P., Karvonen, J. T., Veijola, J., Läksy, K., Jokelainen, J., Järvelin, M. R., & Joukamaa, M. (2001). Prevalence and sociodemographic correlates of alexithymia in a population sample of young adults. *Comprehensive Psychiatry*, 42, 471-476. doi:10.1053/comp.2001.27892
- Kooiman, C. G., Spinhoven, P., & Trijsburg, R. W. (2002). The assessment of alexithymia: A critical review of the literature and a psychometric study of the Toronto Alexithymia Scale-20. *Journal of Psychosomatic Research*, 53, 1083-1090. doi:10.1016/S0022-3999(02)00348-3

- Kübler-Ross, E. (2005). *On grief and grieving: finding the meaning of grief through the five stages of loss*. Nueva York, NY: Simon & Schuster.
- Lane, R. D., Sechrest, L., & Riedel, R. (1998). Sociodemographic correlates of alexithymia. *Comprehensive Psychiatry*, *39*, 377-385. doi:10.1016/S0010-440X(98)90051-7
- Lumley, M. A. (2004). Alexithymia, emotional disclosure, and health: a program of research. *Journal of Personality*, *72*, 1271-1300. doi: 10.1111/j.1467-6494.2004.00297.x
- Maciejewski, P. K., Zhang, B., Block, S. D., & Prigerson, H. G. (2007). An empirical examination of the stage theory of grief. *JAMA: Journal of the American Medical Association*, *297*, 716-724. doi:10.1001/jama.297.7.716
- Maliski, S. L., Connor, S. E., Williams, L., & Litwin, M. S. (2010). Faith among low-income, African American/black men treated for prostate cancer. *Cancer Nursing*, *33*, 470-478. doi: 10.1097/NCC.0b013e3181e1f7ff
- Mantani, T., Saeki, T., Inoue, S., Okamura, H., Daino, M., Kataoka, T., & Yamawaki, S. (2007). Factors related to anxiety and depression in women with breast cancer and their husbands: role of alexithymia and family functioning. *Supportive Care in Cancer*, *15*, 859-868. doi: 10.1007/s00520-006-0209-4.
- Marchesi, C., Ossola, P., Tonna, M., & De Panfilis, C. (2014). The TAS-20 more likely measures negative affects rather than alexithymia itself in patients with major depression, panic disorder, eating disorders and substance use disorders. *Comprehensive Psychiatry*, *55*, 972-978. doi: 10.1016/j.comppsy.2013.12.008
- Martínez, M. L. & Guevel, C. G. (2013). Desigualdades sociales en la mortalidad por cáncer de cuello de útero en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, 1999-2003 y 2004-2006. *Salud Colectiva*, *9*, 169-182.
- McClain, C. S., Rosenfeld, B., & Breitbart, W. (2003). Effect of spiritual well-being on end-of-life despair in terminally-ill cancer patients. *The Lancet*, *361*, 1603-1607. doi:10.1016/S0140-6736(03)13310-7
- Míaja, M. & Moral, J. (2014). Desarrollo y validación de la Escala de Respuestas Psicológicas de Duelo ante la Pérdida de la Salud (RPD-PS-38). *Psico-Oncología*, *11*(2-3) 369-387. doi: 10.5209/rev_PSIC.2014.v11.n2-3.47395
- Moral, J. (2009). Factor structure and reliability of TAS-20 in Mexican samples. *The International Journal of Hispanic Psychology*, *2*, 163-176.
- Moral, J. (2011). Aspectos metodológicos de la investigación. En J. Moral, J. L. Ybarra, J. Álvarez, J. Zapata & J. González (Eds.), *Adolescentes escolarizados: sus hábitos de actividad física y alimentación. Un estudio comparativo en el noreste de México*. (pp. 33-96). México: Fontamara.

- Moral, J. & Míaja (en prensa). Contraste empírico del modelo de cinco fases de duelo de Kübler-Ross en mujeres con cáncer. *Pensamiento Psicológico*, 13(1).
- Mulens, B., Torres, P., Gutiérrez, J. A., García, M., & Roper, R. (2000). Conocimiento del diagnóstico en pacientes con cáncer antes de recibir tratamiento oncoespecífico en 1997. *Revista Cubana de Oncología*, 2(16), 93-99.
- Olsson, U. H., Foss, T., Troye, S. V., & 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, 557-595. doi:10.1207/S15328007SEM0704_3
- Ornelas-Mejorada, R. E., Tufiño, M. A., & Sánchez-Sosa, J. J. (2011). Ansiedad y depresión en mujeres con cáncer de mama en radioterapia: prevalencia y factores asociados. *Acta de Investigación Psicológica*, 1, 401-414.
- Pargament, K. I., Koenig, H. G., Tarakeshwar, N. & Hahn, J. (2004). Religious coping methods as predictors of psychological, physical and spiritual outcomes among medically ill elderly patients: a two-year longitudinal study. *Journal of Health Psychology*, 9, 713-730. doi: 10.1177/1359105304045366
- Pérez, A., Sandino, C., & Gómez, V. (2005). Relación entre depresión y práctica religiosa: un estudio exploratorio. *Suma Psicológica*, 12, 77-86.
- Preacher, K. J., & Coffman, D. L. (2006). *Computing power and minimum sample size for RMSEA* [Computer software on line]. Recuperado de <http://quantpsy.org/rmse/rmse.htm>
- Rueda, B., & Pérez, A. M. (2007). Estudio de la alexitimia y de los procesos emocionales negativos en el ámbito de los factores de riesgo y la sintomatología cardiovascular. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 12(2), 105-116.
- Rueda, B., Pérez, A. M., Sanjuán, P., & Ruiz, M. A. (2006). Relación entre alexitimia y hostilidad: ¿una asociación influida por el malestar psicológico? *Análisis y Modificación de Conducta*, 32, 263-286.
- Salminen, J. K., Saarijärvi, S., Äärelä, E., Toikka, T., & Kauhanen, J. (1999). Prevalence of alexithymia and its association with sociodemographic variables in the general population of Finland. *Journal of Psychosomatic Research*, 46, 75-82. doi:10.1016/S0022-3999(98)00053-1
- Sociedad Mexicana de Psicología (2007). *Código ético del psicólogo* (4ª ed.). México: Trillas.
- Taylor, G. J., & Bagby, R. M. (2012). The alexithymia personality dimension. En T. A. Widiger (Ed.), *The Oxford handbook of personality disorders* (pp. 648-673). New York, NY: Oxford University Press. doi:10.1093/oxford-hb/9780199735013.013.0030

- Taylor, G. J., & Bagby, R. M. (2013). Psychoanalysis and empirical research: The example of alexithymia. *Journal of the American Psychoanalytic Association*, *61*, 99-133. doi:10.1177/0003065112474066
- Taylor, G. J., Bagby, R. M., & Parker, J. D. A. (2003). The 20-Item Toronto Alexithymia Scale. IV. Reliability and factorial validity in different languages and cultures. *Journal of Psychosomatic Research*, *55*, 277-283.
- Thompson, G. N., Chochinov, H. M., Wilson, K. G., McPherson, C. J., Chary, S., O'Shea, F. M., ... Macmillan, K. A. (2009). Prognostic acceptance and the well-being of patients receiving palliative care for cancer. *Journal of Clinical Oncology*, *27*, 5757-5762. doi: 10.1200/JCO.2009.22.9799
- Waldstein, S. R., Kauhanen, J., Neumann, S. A., & Katzel, L. I. (2002). Alexithymia and cardiovascular risk in older adults: Psychosocial, psychophysiological, and biomedical correlates. *Psychology and Health*, *17*, 597-610. doi:10.1080/08870440290025803
- Wortman, C. B., & 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
- Yoffe, L. (2012). Beneficios de las prácticas religiosas/espirituales en el duelo. *Avances en Psicología*, *20*(1), 9-30.