

El afecto negativo como factor emocional de orden superior en pacientes cardiovasculares

Mariantonia Lemos^{1*} y Diana María Agudelo-Vélez²

¹ Universidad EAFIT, Colombia, ² Universidad de los Andes, Colombia.

Recibido, julio 23/2017

Concepto de evaluación, noviembre 17/2017

Aceptado, noviembre 23/2017

Referencia: Lemos, M. & Agudelo-Vélez, D.M. (2018). El afecto negativo como factor emocional de orden superior en pacientes cardiovasculares. *Acta colombiana de Psicología*, 21(2), 68-77. doi: <http://www.dx.doi.org/10.14718/ACP.2018.21.2.4>

Resumen

La depresión, la ansiedad y la ira rasgo han evidenciado ser factores asociados a un peor pronóstico de los pacientes con enfermedad cardiovascular. En el presente estudio se evaluó una muestra de 168 pacientes con cardiopatía isquémica que habían tenido un evento cardíaco en el último mes (edad media = 64 años, DT = 11; 66.7 % hombres) para contrastar la existencia del afecto negativo como factor común entre la depresión, la ansiedad y la ira rasgo. Los instrumentos utilizados fueron las escalas rasgo de los cuestionarios de depresión, ansiedad e ira de Spielberger. Como resultado, los análisis factoriales exploratorios realizados confirmaron la estructura factorial de todas escalas, y el análisis factorial confirmatorio corroboró la existencia del afecto negativo como factor de orden superior ($X^2 = 3.42$, $p > .05$; CFI $> .95$, TLI $> .95$, SRMS $< .05$). Los resultados de este estudio señalan la importancia de considerar modelos dimensionales para el abordaje de la emoción en esta población.

Palabras clave: depresión, ansiedad, ira, enfermedad cardiovascular, pronóstico.

Negative affect as a high order emotional factor in cardiovascular patients

Abstract

Depression, anxiety and anger trait have been shown to be factors related to poor prognosis in patients with cardiovascular disease. A sample of 168 patients with ischemic heart disease that have had a cardiac event in the last month (age: Mean = 64 years, SD = 11; 66.7 % men) was evaluated to verify the existence of negative affect as a common factor among the previous emotions in these patients. Patients answered the Spielberger depression, anxiety and anger trait questionnaires. Exploratory factorial analyses were carried out to confirm the factorial structure of the scales. Confirmatory factor analysis confirmed the existence of negative affect as a higher order factor ($X^2 = 3.42$, $p > .05$; CFI $> .95$, TLI $> .95$, SRMS $< .05$). These results suggest that it is important to consider dimensional models for the treatment of emotions in this population.

Key words: depression, anxiety, anger, cardiovascular diseases, prognosis.

* Programa de psicología, Escuela de Humanidades, Universidad EAFIT. Cra. 49 # 7 sur - 50. Tel. (57) (4)2619500 ext. 8923, mlemosh@eafit.edu.co.

O afeto negativo como fator emocional de ordem superior em pacientes cardiovasculares

Resumo

A depressão-traço, a ansiedade-traço e a ira-traço mostraram evidências de que são fatores associados a um prognóstico pior dos pacientes com doença cardiovascular. No presente estudo, avaliou-se uma amostra de 168 pacientes com cardiopatia isquêmica que tinham sofrido um evento cardíaco no último mês (idade média = 64 anos, DP = 11; 66.7 % homens) para contrastar a existência do efeito negativo como fator comum entre a depressão, a ansiedade e a ira-traço. Os instrumentos utilizados foram as escalas traço dos questionários de depressão, ansiedade e ira de Spielberger. Como resultado, as análises fatoriais exploratórias realizadas confirmaram a estrutura fatorial de todas as escalas, e a análise fatorial confirmatória corroborou a existência o efeito negativo como fator de ordem superior ($X^2 = 3.42$, $p > .05$; CFI $> .95$, TLI $> .95$, SRMS $< .05$). Os resultados deste estudo assinalam a importância de considerar modelos dimensionais para a abordagem da emoção nessa população.

Palavras-chave: ansiedade, depressão, doença cardiovascular, ira, prognóstico

INTRODUCCIÓN

La cardiopatía isquémica es un término que agrupa las enfermedades relacionadas con el estrechamiento de las arterias coronarias debido a un proceso aterosclerótico que puede manifestarse en distintos cuadros clínicos, como la angina de pecho, el síndrome coronario agudo –que incluye el infarto agudo de miocardio y la angina inestable– y la muerte súbita por paro cardíaco (Guyton & Hall, 2006), cuadros asociados a altas tasas de mortalidad a nivel mundial (WHO, 2011) y en Colombia (Ministerio de Salud y Protección Social, 2016). Estas enfermedades se caracterizan por ser crónicas y multicausales, en las que, según lo encontrado en la literatura, los factores emocionales como la ansiedad, la depresión o la ira u hostilidad han demostrado tener una alta participación en el pronóstico de los pacientes (American Heart Association, 2010; Kubzansky & Kawachi, 2000; Lanas et al., 2007; Yusuf et al., 2004).

En particular, la depresión ha sido considerada un factor de riesgo para un peor pronóstico en pacientes con síndrome coronario agudo (Lichtman et al., 2014), ya que aumenta al doble el riesgo de mortalidad cardíaca; y se ha encontrado que a medida que aumentan los niveles de depresión, se incrementa también el riesgo de eventos cardíacos, y que los pacientes con depresión resistente presentan aún un mayor riesgo (Smith & Blumenthal, 2011). De igual manera, la ira y la hostilidad se han asociado a un mal pronóstico en pacientes con enfermedad cardiovascular (ECV) (Chida & Steptoe, 2009), ya que incrementan el riesgo de un incidente cardiovascular en un 20 % en estos pacientes (Denollet & Pedersen, 2009).

Por otra parte, la ansiedad es una emoción común en las personas con una ECV, ya que es reportada entre un 5 % y 10 % de los pacientes (Alarcón & Ramírez, 2006); y se ha reportado que la ansiedad persistente se asocia

con eventos cardiovasculares en los dos años siguientes al evento cardiovascular (Moser et al., 2011), por lo que se recomienda su inclusión en la evaluación primaria en pacientes con enfermedades cardíacas (Celano, Suarez, Mastromauro, Januzzi & Huffman, 2013). Sin embargo, los estudios relacionados con esta emoción son poco concluyentes, quizás porque los resultados varían según el trastorno o si se considera a la ansiedad como crónica o no (Kubzansky, Davidson & Rozanski, 2005). Al respecto, cabe anotar que la relación de la ECV con los niveles de ansiedad subsindrómica no ha sido estudiada sistemáticamente (Kubzansky et al., 2005).

Asimismo, la evidencia acumulada sobre los factores emocionales relacionados con el pronóstico de los pacientes con ECV sugiere una asociación que se da en forma de dosis-respuesta, donde el riesgo está directamente relacionado con el nivel de severidad emocional (Kubzansky et al., 2005; Smith & Blumenthal, 2011). De igual forma, el impacto de la intervención sobre los factores emocionales parece tener relación con la cronicidad de los cuadros y el objeto de estos, ya sea en aspectos estructurales o sintomáticos en los pacientes (Kubzansky & Thurston, 2007). Estos resultados confirmarían que la relación entre las emociones y el pronóstico de la ECV no estaría dada por las entidades clínicas, sino por la frecuencia e intensidad de las emociones. Teniendo esto en cuenta, el estudio de los factores emocionales en pacientes con ECV no se ajustaría a los modelos epidemiológicos tradicionales, sino que sugiere la necesidad de ser abordado desde los modelos dimensionales de la emoción (Clark, 2005; Posner, Russell & Peterson, 2005).

Por otra parte, estudios recientes señalan que los pacientes con ECV presentan frecuentemente síntomas conjuntos de depresión, ansiedad e ira u hostilidad (Denollet & Pedersen, 2009); co-ocurrencia que no es exclusiva de los

pacientes con ECV (American Psychiatric Association, 2013). Al respecto, se piensa que alrededor de un 55 % de los pacientes que tiene como diagnóstico principal alguno de estos trastornos, tiene a su vez al menos un diagnóstico adicional en esas mismas categorías, tasa que se incrementa a un 76 % si se tienen en cuenta los diagnósticos a lo largo de la vida (Brown & Barlow, 2009). Esto coincide con los avances de la genética comportamental y el temperamento que señalan que no existen diferencias claras entre las emociones, por lo que hacen pensar en modelos dimensionales para el estudio de los fenómenos afectivos (Posner et al., 2005).

Al respecto, los modelos dimensionales de la emoción asumen que existe una interrelación entre las emociones, de forma que pocas veces se experimenta una sola, y lo más común es experimentar varias a la vez (Posner et al., 2005). Específicamente, se ha señalado que existirían dos dimensiones biocomportamentales referidas a la estructura afectiva: la afectividad positiva y la afectividad negativa (Clark, 2005; Watson, Clark & Carey, 1988). La dimensión de afecto negativo hace referencia a un malestar subjetivo que representa el factor común entre varios estados emocionales aversivos, como el miedo, la tristeza, la ira, el disgusto y la culpa (Watson, Clark & Stasik, 2011). Cabe anotar que el afecto negativo está débilmente correlacionado con el positivo, por lo que se ha afirmado que son independientes el uno del otro (Watson, Clark & Tellegen, 1988).

De esta manera, la estructura afectiva implica dos niveles diferentes: uno de orden superior, que refleja la influencia de un afecto general, y un nivel inferior, que hace referencia al efecto diferenciado de las emociones negativas específicas (Watson & Clark, 1992). Esta estructura se comprobó inicialmente en la cultura angloparlante, pero actualmente se ha probado en diferentes culturas, como la japonesa (Watson, Clark & Tellegen, 1984), la española (Sandín et al., 1999) y la latinoamericana (Moriondo, Palma, Medrano & Murillo, 2011; Robles & Páez, 2003); sin embargo, estos estudios han sido desarrollados solo en poblaciones sanas.

Específicamente, el vínculo entre afectividad negativa y la ECV ha comenzado a reportarse en algunos estudios, como en los que se reporta que existe una relación negativa entre el flujo de la arteria braquial –que puede considerarse como un marcador previo a la arterioesclerosis– y el rasgo de ira en los hombres, resultados que refuerzan la asociación inversa entre el afecto negativo y la salud cardiovascular e implican que estos nexos son evidentes en el continuo de la enfermedad (Schott, Kamarck, Matthews, Brockwell & Sutton-Tyrrell, 2009); sin embargo, dichos estudios se han centrado en la incidencia de la enfermedad más que en el pronóstico de los pacientes, y la aproximación suele hacerse

en la discusión de los resultados y no en la comprobación del afecto como entidad superior.

Lo anterior da cuenta de la necesidad de verificar la existencia del factor latente del afecto negativo en pacientes con ECV, de forma que se sustente empíricamente una línea de trabajo –que ha comenzado a nombrarse en los estudios– que permita comprender el efecto sinérgico que este factor común podría estar teniendo en el pronóstico de los pacientes después de un evento cardíaco (Torquato Jr, de Souza, Iosifescu & Fraguas, 2012). Así, el presente estudio buscó responder a la pregunta: ¿existe un factor común entre los síntomas de depresión, ansiedad e ira rasgo de pacientes con cardiopatía isquémica?

MÉTODO

Tipo de estudio

Se llevó a cabo un estudio descriptivo correlacional de corte transversal.

Población y muestra

La población de referencia fueron los pacientes con cardiopatía isquémica que habían tenido un síndrome coronario agudo en el último mes. Para la selección de la muestra se realizó un muestreo intencional delimitado por el tiempo, en el que se invitó a participar a todos los pacientes que cumplieran con los criterios de inclusión durante seis meses desde el comienzo del estudio.

Los pacientes fueron contactados en dos instituciones, una de Bogotá y otra de Rionegro (Antioquia), Colombia: una institución hospitalaria con servicios de cardiología, en donde eran ingresados por un evento cardíaco; y una unidad de rehabilitación, en la que se evaluaron los pacientes que habían sido remitidos después del evento.

Los criterios de inclusión para los participantes fueron: (a) ser mayores de edad, (b) que hubieran presentado un evento cardíaco máximo 30 días antes de la primera evaluación, y (c) que llevaran máximo una sesión del programa de rehabilitación cardiovascular (en el caso de que aplicara). Como criterio de exclusión se optó por descartar a los pacientes con alguna discapacidad que impidiera la adecuada resolución de las pruebas psicológicas.

En resumen, la muestra estuvo conformada por 168 pacientes, con una media de edad de 64 años (D.T. = 11.1) y un rango entre los 21 y 91 años. El 66.7 % eran hombres y el 64.3 % estaban casados o convivían con su pareja. Con respecto a su salud cardiovascular, el 42.9 % (72) de los pacientes había sufrido un infarto agudo del miocardio previamente (véase Tabla 1).

Tabla 1
Estadísticos descriptivos de 168 pacientes con cardiopatía isquémica

	n (%)	M (DT)
<i>Edad</i>		63.7 (11.15)
Hombres	112 (66.7)	
Casadas o en pareja	108 (64.3)	
<i>Estrato socioeconómico</i>		
Bajo	63 (37.5)	
Medio	67 (39.9)	
Alto	23 (13.7)	
Bachiller o menor	51 (30.4)	
Infarto agudo del miocardio	72 (42.9)	
<i>Intervenciones</i>		
Angioplastia	18 (10.7)	
Bypass	100 (59.5)	
Rehabilitación	62 (54.4)	

Nota. n: número de personas, M: media, DT: desviación típica.

Instrumentos de evaluación

Escala de depresión rasgo del Cuestionario Estado-Rasgo de Depresión (IDER).

Este cuestionario está compuesto por diez ítems, cinco para distimia y cinco para eutimia como propensión general. Los niveles de consistencia interna de la prueba en población general española oscilan entre .71 y .92, por lo que evidencian niveles de aceptables a excelentes (Spielberger, Buéla-Casal & Agudelo, 2008); mientras que en población colombiana se han reportado alfas de Cronbach que oscilan entre aceptables y buenos (.71 y .86) en población general (Agudelo, Gómez & López, 2014). Con respecto a la validez, por medio de un análisis factorial se encontraron dos factores mediante rotación promax tanto en la versión española (Spielberger et al., 2008) como en la colombiana (Agudelo et al., 2014). En el presente estudio, la escala alcanzó una confiabilidad buena ($\alpha = .86$).

Escala de ansiedad rasgo del Cuestionario Estado-Rasgo de Ansiedad (STAI).

La escala rasgo del STAI es una prueba de autoinforme que consta de 20 ítems (Spielberger, Gorsuch, Lushene & Seisdedos, 1999). El coeficiente alfa de la versión americana oscila entre .83 y .92 (Spielberger, Gorsuch & Lushene, 1970), y en la versión española, los índices KR20 para ansiedad rasgo oscilan entre .84 y .87 (Spielberger et al., 1999). Los niveles obtenidos por estos índices de consistencia interna evidencian niveles de buenos a excelentes en ambas versiones. Cabe anotar que el alfa de Cronbach

obtenido en el presente estudio mostró la misma tendencia al alcanzar un valor de .85.

Escala de ira rasgo del Cuestionario Estado Rasgo de Ira (STAXI 2).

La escala de ira rasgo es una prueba de 10 ítems con dos subescalas que configuran la ira rasgo: temperamento y reacción de ira. Esta prueba es considerada como una prueba fiable con correlaciones test-retest aceptables (.71) y un alfa de Cronbach en niveles buenos ($\alpha = .82$) (Miguel-Tobal, Casado, Cano-Vindel & Spielberger, 2001). En Colombia, un análisis factorial exploratorio encontró ocho factores, dos de los cuales corresponden con las dos subescalas de la ira rasgo, aunque algunos ítems de las subescalas no cargaron en los dos factores mencionados. En este caso, se reportaron alfas superiores a .79 para ambos factores, lo cual evidencia un nivel aceptable en todas las subescalas (García-Padilla, Lara-Vargas & Albarracín-Rodríguez, 2016). El alfa de Cronbach en el presente estudio fue de .89, lo que demuestra un nivel bueno.

Procedimiento

Se invitó a participar en el estudio a todos los pacientes con diagnóstico de cardiopatía isquémica confirmada mediante coronariografía que eran ingresados en una institución hospitalaria por un síndrome coronario agudo o que habían sido remitidos a una unidad de rehabilitación cardíaca después de un evento cardíaco. Aquellos que aceptaron participar y que cumplieron los criterios de inclusión firmaron el consentimiento informado y completaron el protocolo de evaluación. La duración de la evaluación tomó alrededor de 40 minutos. Cabe anotar que este estudio fue aprobado por los comités de ética de las dos instituciones donde se desarrolló la investigación, así como por el de la Universidad de los Andes.

Análisis estadístico

Los análisis estadísticos inicialmente consistieron en la obtención de las puntuaciones de cada subescala y escala administrada, así como sus índices de confiabilidad. Se llevaron a cabo análisis factoriales exploratorios (AFE) para verificar la existencia factorial propuesta por Spielberger en cada una de las pruebas, los cuales fueron interpretados después de verificar el valor de la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Barlett. En detalle, la prueba de Barlett fue significativa e indicó que los datos están interrelacionados, por lo que era adecuado realizar el AFE; y esto coincidió con el análisis del valor de la medida de adecuación de

KMO, en donde se obtuvo un valor mayor a .7, el cual indica una interrelación satisfactoria entre los ítems (Perez & Medrano, 2010).

Posteriormente, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) para corroborar la existencia de un factor latente que agrupara la varianza compartida entre las puntuaciones de depresión, ansiedad e ira u hostilidad. En este, se crearon variables por medio de *parceling* que representaban el total de la subescala, tal como se ha recomendado en ocasiones donde no se cuenta con un número elevado de sujetos, así como ante problemas de no normalidad de los indicadores. Esta técnica genera indicadores de mayor confiabilidad, ya que las variables están construidas a partir de una alta comunalidad porque hay menor probabilidad de violaciones en las distribuciones y porque se tienen menos parámetros para estimar (Little, Rhemtulla, Gibson & Schoemann, 2013). Después, se fijó la varianza del factor latente a uno para el escalamiento de la variable latente, método que tiene como ventaja permitir que la carga factorial de todos los indicadores sea estimada libremente (Byrne, 2012; Kline, 2010). Cabe señalar que se utilizó el estimador MLR (*Maximum Robust Likelihood*) debido a que algunos de los datos no se distribuyeron normalmente.

Para evaluar el ajuste de los modelos, se analizaron los índices X^2 (*Chi cuadrado*), CFI (*Comparative Fit Index*), TLI (*Tucker-Lewis Index*), RMSEA (*Root Mean Square Error of Aproximation*) y SRMSR (*Standarized root-Mean-Square Residual*); teniendo presente que para que hubiera un buen ajuste, el X^2 no debía ser significativo, los índices CFI y TLI debían ser mayores a .95, y los índices RMSEA y SRMSR debían ser menores a .05 (Kline, 2010). Los análisis se llevaron a cabo en el software SPSS, versión 23.0, y el MPlus, versión 7 (Muthén & Muthén, 2010).

RESULTADOS

Análisis factorial exploratorio

El AFE de la escala de depresión rasgo arrojó valores que señalaban la posibilidad de interpretar el análisis factorial ($KMO = .80$, Bartlett $X^2_{(45)} = 619.82$, $p < .01$). Acá, la varianza explicada fue de 57.5 % y mediante una rotación Promax se obtuvieron dos factores que se correspondían con las escalas de distimia y eutimia (véase Tabla 2).

Así mismo, el AFE con los ítems pertenecientes a la escala de ansiedad rasgo arrojaron inicialmente una solución de cinco factores. Al forzar la solución a un máximo de dos factores se encontró que la varianza explicada era de

53.05 %. Con esto, las comunalidades de los ítems se vieron afectadas al forzar la solución, por lo que se procedió a ir eliminando secuencialmente los ítems del análisis factorial –comenzando por los de menor valor–. Finalmente, se obtuvo un modelo con dos factores en un análisis factorial exploratorio con un KMO de .86 y una prueba de Bartlett de $X^2_{(55)} = 555.66$, $p < .001$. Con esto, la varianza explicada fue de 41.3 % (véase Tabla 3).

Tabla 2

Análisis factorial exploratorio de la subescala depresión rasgo

Factor	Ítems	Comunalidad	Varianza explicada
Distimia	2	.863	39.45
	6	.666	
	7	.460	
	8	.872	
	9	.741	
Eutimia	1	.786	18.05
	3	.821	
	4	.839	
	5	.689	
	10	.702	

Tabla 3

Análisis factorial exploratorio de la subescala ansiedad rasgo

Factor	Ítems	Comunalidad	Varianza explicada
Ansiedad rasgo afirmativo	1	.719	29.45
	6	.726	
	7	.507	
	10	.748	
	13	.634	
	16	.758	
	19	.729	
Ansiedad rasgo negativo	4	.541	11.88
	5	.657	
	8	.660	
	9	.612	
	11	.441	
	12	.549	
	14	.508	
	15	.431	
	17	.673	
	18	.615	
20	.672		

Finalmente, con respecto al AFE de la prueba de ira rasgo, el valor del KMO fue de .88 y la prueba de esfericidad de Bartlett fue de $X^2_{(45)} = 1118.12$, $p < .01$. Asimismo, la varianza explicada fue de 67.8 % y se obtuvieron dos factores mediante una rotación Promax. Los factores encontrados correspondían con las subescalas de temperamento y reacción de ira del STAXI-2 (véase Tabla 4).

Tabla 4
Análisis factorial exploratorio de la subescala rasgo de ira

Factor	Items	Comunalidad	Varianza explicada
Temperamento	1	.956	53.69
	2	.926	
	3	.894	
	5	.630	
	8	.857	
Rasgo de ira	4	.614	15.22
	6	.835	
	7	.921	
	9	.524	
	10	.794	

Análisis factorial confirmatorio

Tras la verificación de la estructura factorial de las escalas se procedió a su respectivo escalamiento en el mismo intervalo de puntuaciones para la realización del AFC orientado a verificar la existencia del factor latente de afecto negativo. En este caso, se probaron diferentes modelos construidos

a partir de las subescalas que se habían encontrado en el análisis factorial exploratorio. El primer modelo incluyó las seis subescalas de cada una de las pruebas, y debido a que el modelo no se ajustó correctamente, se procedió a evaluar nuevos modelos.

Los modelos consecuentes se llevaron a cabo sin la escala de reacción de la ira (modelo 2) y de temperamento (modelo 3). Posteriormente, se procedió a eliminar el componente de ansiedad positiva (modelo 4). El modelo final evidenció que el afecto negativo es el factor latente tras los indicadores de temperamento de la ira la ansiedad y ambos componentes de la depresión (eutimia y distimia). El modelo final presentó un nivel de ajuste aceptable: $X^2 = 3.42$, $p > .05$; CFI $> .95$, TLI $> .95$, RMSEA $> .05$, SRMS $< .05$ (véase Tabla 5).

Ahora bien, en la Figura 1 se muestra el diagrama del modelo final para el afecto positivo y negativo en el que se muestran los coeficientes estandarizados entre los indicadores resumen y la variable latente (afecto negativo), que oscilan entre .41 y .68.

Tabla 5
Índices de ajuste del AFC para el modelo de afecto negativo

	X2 (sig)	g.l.	Akaike	TLI	CFI	SRMR	RMSEA	RMSEA IC 90 %
Modelo 1	169.60 (.00)	9	1755.75	.025	.385	.106	.317	.277-.360
Modelo 2	39.94 (.00)	5	1315.35	.613	.807	.061	.199	.144-.258
Modelo 3	71.76 (.00)	5	1312.97	.262	.631	.087	.275	.220-.333
Modelo 4	3.42 (.18)	2	1062.80	.955	.985	.043	.063	.000-.175

Nota. g.l.: grados de libertad, TLI: Tucker-Lewis Index, CFI: Comparative Fit Index, SRMR: Standardized root-Mean-Square Residual, RMSEA: Root Mean Square Error of Aproximation.

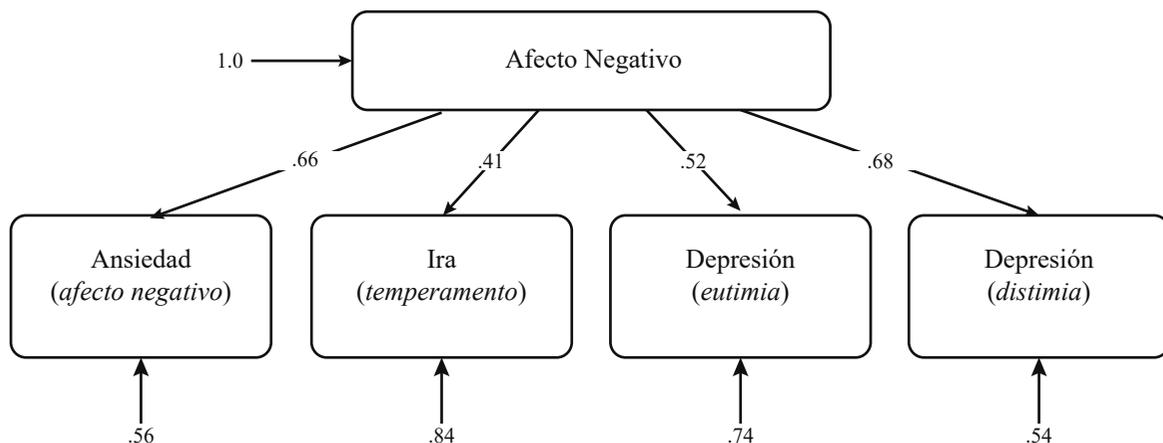


Figura 1. Modelo final de afecto negativo en pacientes con cardiopatía isquémica.

DISCUSIÓN

En este estudio se encontró que el afecto negativo es el factor común entre la depresión, la ansiedad y la ira rasgo, y se comprobó la estructura factorial de las escalas rasgos de las pruebas creadas por Spielberger para la medición de la depresión (Spielberger et al., 2008), la ansiedad (Spielberger et al., 1970) y la ira (Miguel-Tobal et al., 2001). Al respecto, tanto los resultados de la estructura factorial de la depresión como los de la ira son consistentes con lo reportado por los estudios de validación al español de las pruebas de Spielberger (Miguel-Tobal et al., 2001; Spielberger et al., 2008); sin embargo, la estructura factorial en el caso de la ansiedad no mostró la existencia de un solo factor –al igual que en el manual de su validación al español (Spielberger et al., 1999)–, sino que correspondió con las puntuaciones directas e inversas del STAI –tal como se demostró en otros estudios con las subescalas de ansiedad rasgo afirmativo y ansiedad rasgo negativo (Fonseca-Pedrero, Paino, Sierra-Baigrie, Lemos-Giráldez & Muñiz, 2012)–. Cabe señalar que estudios previos habían evidenciado estructuras factoriales de uno y dos factores, pero en estos se forzaba el número de factores o se mantenían ítems con una comunalidad menor a .4 (Fonseca-Pedrero et al., 2012; Vera-Villarreal et al., 2008).

De igual forma, la existencia del afecto negativo como factor latente se había reportado en población clínica en los estudios originales de Clark y Watson (1988) con respecto a la depresión y la ansiedad, así como en estudios posteriores en esta misma línea (Simms, Grös, Watson & O'Hara, 2008; Watson & Clark, 1992; Watson & Walker, 1996); pero la evaluación de la relación de la depresión y la ansiedad con la ira rasgo solo se había evidenciado en población sana (Bleil, Gianaros, Jennings, Flory & Manuck, 2008). Y aunque se habían reportado niveles altos de comorbilidad entre la ansiedad y la depresión, no se tienen datos de otros estudios que hayan mostrado la existencia del constructo con respecto a la población con ECV (Polikandrioti & Olympios, 2014; Watkins et al., 2013).

En el análisis factorial confirmatorio para la verificación de la existencia del afecto negativo se encontró que ambos componentes de la depresión rasgo de la prueba IDER cargaron para este factor. Esto podría explicarse por el hecho de que esta prueba está enfocada en el componente afectivo de la depresión más que sus síntomas fisiológicos o cognitivos (Spielberger et al., 2008). Estos resultados no son inconsistentes con el hecho de que la depresión estaría compuesta por un alto afecto negativo (distimia) y un bajo afecto positivo (eutimia) (Boehm & Kubzansky, 2012); sin embargo, sí permite inferir que el factor de afecto negativo

aquí encontrado englobaría ambos aspectos de la afectividad en la depresión, así como el malestar emocional de la ansiedad y la ira.

Cabe anotar que estos resultados son consistentes con el estudio de Bleil et al. (2008), en el cual se encontró que el afecto negativo explicaba el 92.5 % de la varianza de depresión en el factor común que se encontró entre estas tres emociones. Adicionalmente, es posible que la distinción de la depresión entre afecto positivo y negativo no sea tan útil en población con ECV, puesto que en un estudio con pacientes que iban a ser sometidos a revascularización cardíaca se encontró un alto solapamiento entre la depresión y la ansiedad, así como un factor adicional en la depresión, denominado “bajo afecto positivo”, y uno en la ansiedad, denominado “ansiedad somática” (Tully & Penninx, 2012); sin embargo, ninguno de los dos fue mejor que el azar a la hora de discriminar entre ambos trastornos.

Por otra parte, los resultados del presente estudio permiten comprender por qué la experiencia crónica de síntomas de depresión parece tener un efecto más fuerte y consistente que un episodio depresivo frente al riesgo aterosclerótico en los pacientes con ECV; así como el gradiente entre la magnitud de la ira o depresión y el riesgo de ECV en una relación de dosis-respuesta, tal como se explora en el estudio de Brunner et al. (2014). De igual forma, estos resultados van en la línea de los estudios realizados por Schott et al. (2009) sobre la relación entre la ira rasgo y un mayor riesgo aterosclerótico; o con los resultados que señalan que el afecto negativo, medido como síntomas depresivos, ansiosos y de ira, se asocia con mayor presión arterial en adultos sanos (Sanchez&Gonzalez, May, Koutnik & Fincham, 2015). Partiendo de esto, identificar formas de malestar, aun en niveles subsindrómicos, puede proveer una vía importante para la intervención temprana.

Adicionalmente, es posible afirmar que el afecto negativo podría influir en la ECV mediante trayectorias fisiológicas o comportamentales, ya que los mecanismos fisiológicos incluyen una actividad excesiva del sistema nervioso simpático y el eje Hipotálamo-Pituitario-Adrenal (HPA) –lo cual ocasionaría la activación plaquetaria, una exageración de la reactividad cardiovascular y la inflamación sistemática (Chauvet-Gelinier & Bonin, 2017; McEwen, Nasveld, Palmer & Anderson, 2012)–; y porque el afecto negativo podría provocar mecanismos comportamentales mediante su asociación con hábitos poco saludables, como el tabaquismo, el abuso de alcohol, el comportamiento sedentario y la no adherencia a las intervenciones médicas (Karaslavova, Dyakova, Todorova & Tufkova, 2009; Penninx, 2017; Reddy, Dunbar, Morgan & O'Neil, 2008).

Incluso, el afecto negativo podría llevar a comprender por qué las emociones crónicas serían suficientes para

motivar comportamientos potencialmente de riesgo para aliviar el malestar en el corto plazo, ya que estos comportamientos, al volverse habituales, pueden proveer solo un alivio momentáneo y no logran disminuir las cogniciones o modificar el afecto negativo. Con esto, podría entenderse el riesgo a la ECV a partir de niveles bajos de estrés crónico (Kubzansky et al., 2005).

Finalmente, los resultados de este estudio van en consonancia con la postura de que las alteraciones emocionales son prevalentes en casi todas las formas de psicopatología (Bloch, Moran & Kring, 2010; Werner & Gross, 2010); y, por tanto, un modelo dimensional en la comprensión de las emociones en pacientes con ECV respondería al llamado que se ha hecho por evaluar la eficacia psicoterapéutica potencial y el costo-efectividad de llevar a cabo un proceso de evaluación transdiagnóstico que apunte al factor común entre la ansiedad y la depresión (Tully & Penninx, 2012).

En síntesis, este estudio confirma la existencia del afecto negativo como factor latente a la depresión, la ansiedad y la ira rasgo. El desarrollo de estudios focalizados en este, más que en las emociones discretas, tiene la potencialidad de responder al llamado que se ha hecho a partir de los estudios de intervención en esta población –como el de Rafanelli, Sirri, Grandi y Fava (2013)–, que señalan que el riesgo cardiovascular podría ser el resultado de la asociación de los síntomas depresivos típicos con otras condiciones que no han sido consideradas hasta ahora.

REFERENCIAS

- Agudelo, D. M., Gómez, Y., & López, P. L. (2014). Propiedades psicométricas del Inventario de Depresión Estado/Rasgo (IDER) con una muestra de población general colombiana. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 32(1), 71-84. doi:10.12804/apl32.1.2014.05
- Alarcón, R., & Ramírez, E. (2006). Medicina psicosomática en enfermedad cardiovascular: consideraciones clínicas. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 35, 112-124.
- American Heart Association. (2010). *Risk factors and Coronary Artery Disease*. Recuperado de <http://www.americanheart.org/presenter.jhtml?identifier=4726>
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth Edition (DSM-5)*. Arlington, VA: American Psychiatric Association.
- Bleil, M. E., Gianaros, P. J., Jennings, J. R., Flory, J. D., & Manuck, S. B. (2008). Trait negative affect: toward an integrated model of understanding psychological risk for impairment in cardiac autonomic function. *Psychosomatic Medicine*, 70(3), 328-337.
- Bloch, L., Moran, E. K., & Kring, A. M. (2010). On the need for conceptual and definitional clarity in emotion regulation research on psychopathology. En A. M. King & D. M. Sloan (Eds.), *Emotion Regulation and Psychopathology: A Transdiagnostic Approach to Etiology and Treatment* (pp. 88-104). New York: The Guilford Press.
- Boehm, J. K., & Kubzansky, L. D. (2012). The heart's content: The association between positive psychological well-being and cardiovascular health. *Psychological Bulletin*, 138(4), 655-691. doi:10.1037/a0027448
- Brown, T. A., & Barlow, D. H. (2009). A proposal for a dimensional classification system based on the shared features of the DSM-IV anxiety and mood disorders: implications for assessment and treatment. *Psychological assessment*, 21(3), 256.
- Brunner, E. J., Shipley, M. J., Britton, A. R., Stansfeld, S. A., Heuschmann, P. U., Rudd, A. G., ... Kivimaki, M. (2014). Depressive disorder, coronary heart disease, and stroke: dose-response and reverse causation effects in the Whitehall II cohort study. *European journal of preventive cardiology*, 21(3), 340-346. doi:10.1177/2047487314520785
- Byrne, B. M. (2012). *Structural Equation Modeling with M-Plus*. New York: Routledge.
- Celano, C. M., Suarez, L., Mastromauro, C., Januzzi, J. L., & Huffman, J. C. (2013). Feasibility and Utility of Screening for Depression and Anxiety Disorders in Patients With Cardiovascular Disease. *Circulation: Cardiovascular Quality and Outcomes*, 6, 498-504. doi: <https://doi.org/10.1161/CIRCOUTCOMES.111.000049>
- Chauvet-Gelinier, J. C., & Bonin, B. (2017). Stress, anxiety and depression in heart disease patients: A major challenge for cardiac rehabilitation. *Annals of Physical and Rehabilitation Medicine*, 60(1), 6-12. doi: <https://doi.org/10.1016/j.rehab.2016.09.002>
- Chida, Y., & Steptoe, A. (2009). The association of anger and hostility with future coronary heart disease: a meta-analytic review of prospective evidence. *Journal of the American College of Cardiology*, 53(11), 936-946. doi:10.1016/j.jacc.2008.11.044
- Clark, L. A. (2005). Temperament as a unifying basis for personality and psychopathology. *Journal of Abnormal Psychology*, 114(4), 505-521. doi:10.1037/0021-843X.114.4.505
- Clark, L. A., & Watson, D. (1988). Mood and the mundane: Relations between daily life events and self-reported mood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(2), 296-308. doi:10.1037/0022-3514.54.2.296
- Denollet, J., & Pedersen, S. S. (2009). Anger, depression, and anxiety in cardiac patients: the complexity of individual differences in psychological risk. *Journal of the American College of Cardiology*, 53(11), 947-949. doi:10.1016/j.jacc.2008.12.006
- Fonseca-Pedrero, E., Paino, M., Sierra-Baigrie, S., Lemos-Giráldez, S., & Muñiz, J. (2012). Propiedades psicométricas del Cuestionario de ansiedad estado-rasgo (STAI) en universitarios. *Behavioral Psychology-Psicología Conductual*, 20(3), 547-561.

- García-Padilla, A. K., Lara-Vargas, E. J., & Albarracín-Rodríguez, A. P. (2016). Análisis Psicométrico del Staxi-2 Y MI-Staxi en Adultos del Área Metropolitana de Bucaramanga. *Cuadernos Hispanoamericanos de Psicología*, 16(2), 33-44.
- Guyton, A. C., & Hall, J. E. (2006). *Fisiología médica*. España: Elsevier.
- Karaslavova, E., Dyakova, M., Todorova, D., & Tufkova, S. (2009). Psychosomatic correlates of coronary heart disease during the socio-economic crisis of post-communist Bulgaria. *Central European Journal of Medicine*, 4(1), 91-97. doi:10.2478/s11536-008-0078-y
- Kline, R. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Kubzansky, L. D., Davidson, K. W., & Rozanski, A. (2005). The clinical impact of negative psychological states: expanding the spectrum of risk for coronary artery disease. *Psychosomatic Medicine*, 67(Supplement 1), S10-S14. doi:10.1097/01.psy.0000164012.88829.41
- Kubzansky, L. D., & Kawachi, I. (2000). Going to the heart of the matter: do negative emotions cause coronary heart disease? *Journal of Psychosomatic Research*, 48(4-5), 323-337. doi:10.1016/S0022-3999(99)00091-4
- Kubzansky, L. D., & Thurston, R. C. (2007). Emotional vitality and incident coronary heart disease: benefits of healthy psychological functioning. *Archives of General Psychiatry*, 64(12), 1393-1401. doi:10.1001/archpsyc.64.12.1393
- Lanas, F., Avezum, A., Bautista, L. E., Diaz, R., Luna, M., Islam, S., & Yusuf, S. (2007). Risk factors for acute myocardial infarction in Latin America. *Circulation*, 115(9), 1067-1074. doi:10.1161/CIRCULATIONAHA.106.633552
- Lichtman, J. H., Froelicher, E. S., Blumenthal, J. A., Carney, R. M., Doering, L. V., Frasure-Smith, N., ... Wulsin, L. (2014). Depression as a Risk Factor for Poor Prognosis Among Patients With Acute Coronary Syndrome: Systematic Review and Recommendations: A Scientific Statement From the American Heart Association. *Circulation*, 129(12), 1350-1369. doi:10.1161/CIR.0000000000000019
- Little, T. D., Rhemtulla, M., Gibson, K., & Schoemann, A. M. (2013). Why the items versus parcels controversy needn't be one. *Psychological Methods*, 18(3), 285-300. doi:10.1037/a0033266
- McEwen, B. S., Nasveld, P., Palmer, M., & Anderson, R. (2012). *Allostatic Load. A Review of the Literature*. Australia: Department of Veteran's Affairs.
- Miguel-Tobal, J. J., Casado, M. I., Cano-Vindel, A., & Spielberger, C. D. (2001). *Manual del Inventario de Expresión de Ira Estado-Rasgo (STAXI-2)*. Madrid: TEA Ediciones.
- Ministerio de Salud y Protección Social. (2016). *Análisis de Situación de Salud. Colombia*. Bogotá: Imprenta Nacional de Colombia.
- Moriondo, M., Palma, P., Medrano, L., & Murillo, P. (2011). Adaptación de la Escala de Afectividad Positiva y Negativa (PANAS) a la población de Adultos de la ciudad de Córdoba: Análisis Psicométricos Preliminares. *Universitas Psychologica*, 11(1), 187-196.
- Moser, D. K., McKinley, S., Riegel, B., Doering, L. V., Meischke, H., Pelter, M., ... Dracup, K. (2011). Relationship of Persistent Symptoms of Anxiety to Morbidity and Mortality Outcomes in Patients With Coronary Heart Disease. *Psychosomatic Medicine*, 73(9), 803-809. doi:10.1097/PSY.0b013e3182364992
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2010). *Mplus User's Guide: Statistical Analysis with Latent Variables: User's Guide*. Los Angeles: Muthén & Muthén.
- Penninx, B. W. J. H. (2017). Depression and cardiovascular disease: Epidemiological evidence on their linking mechanisms. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 74(Parte B), 277-286. doi:https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2016.07.003
- Perez, E. R., & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2, 58-66.
- Polikandrioti, M., & Olympios, C. (2014). *Anxiety and coronary artery disease*. *Archives of Hellenic Medicine*, 31(4), 403-411.
- Posner, J., Russell, J. A., & Peterson, B. S. (2005). The circumplex model of affect: An integrative approach to affective neuroscience, cognitive development, and psychopathology. *Development and psychopathology*, 17(03), 715-734. doi:10.1017/S0954579405050340
- Rafanelli, C., Sirri, L., Grandi, S., & Fava, G. A. (2013). Is Depression the Wrong Treatment Target for Improving Outcome in Coronary Artery Disease? *Psychotherapy and psychosomatics*, 82(5), 285-291. doi:10.1159/000351586
- Reddy, P., Dunbar, J. A., Morgan, M. A. J., & O'Neil, A. (2008). Coronary heart disease and depression: getting evidence into clinical practice. *Stress and health*, 24(3), 223-230. doi:10.1002/smi.1201
- Robles, R., & Páez, F. (2003). Estudio sobre la traducción al español y las propiedades psicométricas de las escalas de afecto positivo y negativo (PANAS). *Salud mental*, 26(1), 69-75.
- Sanchez-Gonzalez, M. A., May, R. W., Koutnik, A. P., & Fincham, F. D. (2015). Impact of negative affectivity and trait forgiveness on aortic blood pressure and coronary circulation. *Psychophysiology*, 52, 296-303. doi:10.1111/psyp.12325
- Sandín, B., Chorot, P., Lostao, L., Joiner, T. E., Santed, M. A., & Valiente, R. M. (1999). Escala PANAS de afecto positivo y negativo: validación factorial y convergencia transcultural. *Psicothema*, 11(1), 37-51.

- Schott, L. L., Kamarck, T. W., Matthews, K. A., Brockwell, S. E., & Sutton-Tyrrell, K. (2009). Is brachial artery flow-mediated dilation associated with negative affect? *International Journal of Behavioral Medicine*, *16*(3), 241-247. doi:10.1007/s12529-009-9038-4
- Simms, L. J., Grös, D. F., Watson, D., & O'Hara, M. W. (2008). Parsing the general and specific components of depression and anxiety with bifactor modeling. *Depression and Anxiety*, *25*(7), E34-E46. doi:10.1002/da.20432
- Smith, P. J., & Blumenthal, J. A. (2011). Aspectos psiquiátricos y conductuales de la enfermedad cardiovascular: epidemiología, mecanismos y tratamiento. *Revista Española de Cardiología*, *64*(10), 924-933. doi:10.1016/j.recresp.2011.06.003
- Spielberger, C. D., Buena-Casal, G., & Agudelo, D. M. (2008). *IDER, inventario de depresión estado-rasgo: Manual*. Madrid: TEA Ediciones.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., & Lushene, R. E. (1970). *Handbook of STAI*. Palo Alto: CA: Consulting Psychologist Press [Adaptación al español: Seisdedos, N.(1988) Barcelona: TEA Ediciones].
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., Lushene, R. E., & Seisdedos, N. (1999). *STAI: Cuestionario de ansiedad estado-rasgo*. Madrid: TEA Ediciones.
- Torquato Jr, M. A. A., de Souza, B. P. F., Iosifescu, D. V., & Fraguas, R. (2012). Anger, Hostility and Other Forms of Negative Affect: Relation to Cardiovascular Disease. En M. Atiq (Ed.), *Recent Advances in Cardiovascular Risk Factors* (pp. 415-436). Sao Paulo, Brasil: INTECH Open Access Publisher.
- Tully, P. J., & Penninx, B. W. (2012). Depression and Anxiety Among Coronary Heart Disease Patients: Can Affect Dimensions and Theory Inform Diagnostic Disorder-Based Screening? *Journal of clinical psychology*, *68*(4), 448-461. doi:10.1002/jclp.21828
- Vera-Villarreal, P., Buena-Casal, G., Celis-Atenas, K., Córdova-Rubio, N., Encina-Olea, N., & Spielberger, C. D. (2008). Chilean experimental version of the State-Trait Depression Questionnaire (ST-DEP): Trait sub-scale (T-DEP). *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *8*(2), 563-575.
- Watkins, L. L., Koch, G. G., Sherwood, A., Blumenthal, J. A., Davidson, J. R. T., O'Connor, C., & Sketch, M. H. (2013). Association of Anxiety and Depression With All-Cause Mortality in Individuals With Coronary Heart Disease. *Journal of the American Heart Association*, *2*(2), e000068. doi:10.1161/JAHA.112.000068
- Watson, D., & Clark, L. A. (1992). Affects separable and inseparable: On the hierarchical arrangement of the negative affects. *Journal of Personality and Social Psychology*, *62*(3), 489 - 505. doi:10.1037/0022-3514.62.3.489
- Watson, D., Clark, L. A., & Carey, G. (1988). Positive and negative affectivity and their relation to anxiety and depressive disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, *97*(3), 346. doi:10.1037/0021-843X.97.3.346
- Watson, D., Clark, L. A., & Stasik, S. (2011). Emotions and the emotional disorders: a quantitative hierarchical perspective. *International Journal of clinical and Health Psychology*, *11*(3), 429 - 442. Recuperado de <http://www.redalyc.org/html/337/33719289001/>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1984). Cross-cultural convergence in the structure of mood: A Japanese replication and a comparison with US findings. *Journal of Personality and Social Psychology*, *47*(1), 127-144. doi:10.1037/0022-3514.47.1.127
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: the PANAS scales. *Journal of personality and social psychology*, *54*(6), 1063-1070. doi:10.1037/0022-3514.54.6.1063
- Watson, D., & Walker, L. M. K. (1996). The long-term stability and predictive validity of trait measures of affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, *70*(3), 567-577.
- Werner, K., & Gross, J. J. (2010). Emotion Regulation and Psychopathology. En A. M. Kring & D. M. Sloan (Eds.), *Emotion Regulation and Psychopathology. A Transdiagnostic Approach to Etiology and Treatment* (pp. 13-37). New York: The Guilford Press.
- WHO. (2011). *Global atlas on cardiovascular disease prevention and control 2011* (S. Mendis, P. Puska, & B. Norrving Eds.). France: WHO Press.
- Yusuf, S., Hawken, S., Ôunpuu, S., Dans, T., Avezum, A., Lanas, F., ... Varigos, J. (2004). Effect of potentially modifiable risk factors associated with myocardial infarction in 52 countries (the INTERHEART study): case-control study. *The Lancet*, *364*(9438), 937-952. doi:10.1016/S0140-6736(04)17018-9