



ELSEVIER

REVISTA IBEROAMERICANA DE PSICOLOGÍA Y SALUD

Revista Oficial de la Federación Iberoamericana de Asociaciones de Psicología (FIAP)
[Official Journal of the Latin-American Federation of Psychological Associations]

www.elsevier.es/rips



Validación cruzada de la escala de expresión de ira en mujeres con VIH y población general



José Moral de la Rubia^{a,*}, Sandra Ramos-Basurto^b y María Petra Segovia-Chávez^a

^a Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León, Monterrey, México

^b Unidad Académica de Psicología, Universidad Autónoma de Zacatecas, Monterrey, México

Recibido el 4 de marzo de 2015; aceptado el 27 de abril de 2015

Disponible en Internet el 29 de mayo de 2015

PALABRAS CLAVE

Expresión de ira;
Psicometría;
Virus de
inmunodeficiencia
humana;
Población general;
México

Resumen Los objetivos del presente estudio son estimar la consistencia interna y contrastar la invarianza entre una muestra de clínica y otra de población general del modelo de 4 factores para los 24 ítems de la Escala de expresión de ira del Inventory de expresión de ira estado-rasgo y explorar modelos alternativos en caso de problemas de consistencia interna y definición factorial. La escala se aplicó a 200 mujeres con VIH y 120 mujeres y 120 hombres procedentes de población general. Los ítems 3 y 17 mostraron problemas de consistencia interna. La correlación entre interiorización y exteriorización fue unitaria en el análisis factorial confirmatorio. El análisis paralelo de Horn y el criterio de Velicer indicaron que el número de factores es 3. Tras su extracción se configuraron los 2 factores esperados de control y un factor de manifestación de la ira. La consistencia interna de estos 3 factores varió de 0,76 a 0,89. El ajuste a los datos y las propiedades de invarianza del modelo de 3 factores correlacionados fueron aceptables desde 4 índices: χ^2/gl (< 3), RMSEA y SRMR (<0,10) y CFI (>0,80, salvo los modelos con restricciones en las varianzas-covarianzas estructurales y en los residuos de medida al contrastar la invarianza). Se concluye que la escala debe ser reducida a 22 ítems y su estructura es de 3 factores correlacionados con validez cruzada aceptable.

© 2015 Sociedad Universitaria de Investigación en Psicología y Salud. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

KEYWORDS

Anger expression;
Psychometrics;
Human
immunodeficiency
virus;

Cross validation of the STAXI-2 Anger expression scale in women with HIV and general population

Abstract The aims of this study were to estimate the internal consistency and contrast the invariance (between a clinical sample and a general population sample) of the 4-factor model for the 24 items of the Anger Expression scale of the revised State-Trait-Anger Expression Inventory, and explore alternative models if there appears problems of internal consistency and

* Autor para correspondencia: Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León. c/ Dr. Carlos Canseco 110. Col. Mitras Centro. Monterrey, NL, México, Tel.: +8183338233 Ext 423; fax: Ext 103.

Correo electrónico: jose_moral@hotmail.com (J. Moral de la Rubia).

General population;
Mexico

factor definition. The scale was applied to 200 women living with HIV, and 120 women and 120 men from the general population. Items 3 and 17 showed problems of internal consistency. The correlation between anger-in factor and anger-out factor was unique in the confirmatory factor analysis. Horn's parallel analysis and Velicer's criterion indicated that the number of factors is three. After their extraction, the 2 expected factors of anger control and a factor of anger expression (union of anger-in factor and anger-out factor without items 3 and 17) were configured. The internal consistency of these 3 factors varied from .76 to .89. The fit to the data and the invariance properties of 3-factor model were acceptable from four indexes: $\chi^2/df < 3$, RMSEA and SRMR (<.10), and CFI (>.80, except for the model constrained on structural variances-covariances and the model constrained on measurement residuals when the invariance was contrasted). It is concluded that the scale should be reduced to 22 items and has a structure of three correlated factors with acceptable cross-validity.

© 2015 Sociedad Universitaria de Investigación en Psicología y Salud. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Introducción

La *ira* es una emoción negativa caracterizada por activación y tendencia al ataque. Suele surgir como una reacción a una amenaza, coerción o daño o ante una situación de frustración o trato diferencial (Fernández, 2008). Si la ira es intensa y sostenida en el tiempo suele tener efectos sobre la salud a través de una hiperactividad simpática, generando síntomas como hipertensión o cardiopatía (Chida y Steptoe, 2009), de ahí la importancia que se concede a su estudio.

Existen varios instrumentos para evaluar la ira. El Inventario de expresión de ira estado-rasgo (State-Trait-Anger-Expresion Inventory [STAXI]) es el más usado y el que cuenta con estudios de validación (Eckhardt, Norlander y Deffenbacher, 2004). Su primera versión se desarrolló en la década de los ochenta y su versión revisada (STAXI-2) apareció a finales de la década de los noventa (Spielberger, 1999). En su forma revisada, incluye una escala de estado de ira con 3 factores (emocional, verbal y física), una escala de rasgo de ira con 2 factores (temperamento y reacción) y una escala de expresión de ira con 4 factores (interiorización o manifestaciones de la ira ocultada ante los demás, exteriorización o expresión de ira dirigida contra los demás, control de la ira ocultada ante los demás y control de la ira dirigida contra los demás). El STAXI-2 ha sido validado en países hispanoparlantes, como España (Miguel-Tobal, Casado, Cano y Spielberger, 2001) y México (Alcázar, Deffenbacher y Byrne, 2011; Del Barrio, Aluja, y Spielberger, 2004; Oliva, Hernández y Calleja, 2010).

En aras de la simplicidad y economía de tiempo y espacio al aplicarse cuestionarios, el inventario de 49 ítems puede ser reducido a una escala de 24 ítems que permite obtener una puntuación total y 4 factores de rasgo relevantes para el estudio del fenómeno de la ira (Spielberger, 1999). Considerando esta posibilidad, Moral, González y Landero (2010) estudiaron las propiedades psicométricas de la escala de expresión de ira (AX) del STAXI-2 en una muestra de 226 amas de casa, usando la traducción al español de Miguel-Tobal et al. (2001). Observaron problemas en la consistencia interna de 3 de sus 24 ítems (ítems 3, 10 y 17), problemas para reproducir el número de factores esperados

por el criterio de Kaiser (autovalores mayores que 1) y problemas en la configuración conforme a las expectativas al extraerse 4 factores por componentes principales y rotación Promax. Al eliminar los ítems 3, 10 y 17 se incrementó la consistencia interna de la escala y su factor (interiorización o expresión de ira ocultada ante los demás), el número de factores por el criterio de Kaiser fue 4 como se esperaba y se configuraron los factores esperados. La consistencia interna de los 2 factores de control fue buena ($\alpha = 0,86$ control de la ira dirigida contra los demás y $0,88$ control para la ira ocultada ante los demás), aceptable la del factor de exteriorización ($\alpha = 0,74$) y cuestionable la del factor de interiorización ($\alpha = 0,68$), considerando una regla de interpretación convencional para los valores del coeficiente α (Cronbach y Shavelson, 2004). El ajuste de un modelo de 4 factores correlacionados fue aceptable por máxima verosimilitud: $\chi^2(184; N = 226) = 290,97$; $p < 0,001$; $\chi^2/gl = 1,58$; RMSEA = 0,05; NFI = 0,84; NNFI = 0,92 y CFI = 0,93.

Oliva et al. (2010) realizaron un estudio de validación del STAXI-2 en México, empleando una muestra incidental de 865 personas con procedencia diversa (estudiantes y deportistas) y la traducción al español de Miguel-Tobal et al. (2001). Al extraer los factores de los 24 ítems de expresión de ira por componentes principales y rotación Varimax, obtuvieron los 4 factores esperados, con consistencia interna buena los 2 de control ($\alpha = 0,81$ control externo y $0,85$ control interno) y cuestionable los 2 de expresión ($\alpha = 0,69$ exteriorización y $0,68$ interiorización). La consistencia interna de los 24 ítems fue aceptable ($\alpha = 0,73$). El ajuste a los datos del modelo de 4 factores correlacionados fue aceptable por máxima verosimilitud: $\chi^2(276; N = 865) = 507,28$; $p < 0,001$; $\chi^2/gl = 2,20$; CFI = 0,95 y RMSEA = 0,05.

Moscoso y Spielberger (1999), en una muestra incidental de 215 participantes hispanoparlantes asistentes a un congreso internacional de psicología, obtuvieron 4 factores para los 24 ítems de expresión de cólera de la adaptación para países hispanoparlantes del STAXI-2: control de cólera manifiesta, control de cólera contenida, expresión de cólera contenida y expresión de cólera manifiesta. Los valores de consistencia interna de los factores variaron de 0,64

a 0,95. Debe señalarse que estos autores usaron el término cólera como sinónimo de ira. [Alcázar et al. \(2011\)](#), con estudiantes universitarios mexicanos, obtuvieron 5 factores para los 24 ítems de expresión de cólera de la adaptación para países hispanoparlantes del STAXI-2; los 6 ítems de expresión de cólera contenida se dividieron en 2 factores (evitación de las otras personas y sentimientos contenidos/rumiación) y se reprodujeron los otros 3 factores en su interpretación (control de la cólera manifiesta, control de la cólera contenida y expresión de cólera manifiesta), aunque con variaciones en su configuración. Los valores de consistencia interna variaron de 0,70 a 0,83, salvo los de los 2 factores de expresión de cólera contenida. El de evitación tuvo una consistencia interna cuestionable ($\alpha = 0,61$) y el de sentimientos contenidos/rumiación, pobre ($\alpha = 0,50$). En ambos estudios, se empleó el criterio de Kaiser para determinar el número de factores, componentes principales para extraer los factores y el método Varimax para rotar la matriz factorial.

Los estudios realizados en México muestran discrepancias en la estructura factorial de los 24 ítems de la escala de expresión de ira ([Alcázar et al., 2011](#); [Moral et al., 2010](#); [Oliva et al., 2010](#)). Estos estudios se han centrado en la población de estudiantes universitarios o poblaciones específicas saludables, por lo que las propiedades psicométricas de la escala nunca han sido determinadas en población clínica, como la de mujeres que viven con VIH, la cual está poco estudiada, ni tampoco en población general mexicana. Tampoco se ha contrastado la invarianza factorial en múltiples muestras. En estos estudios, el número de factores se ha establecido por el criterio de Kaiser y no se han usado criterios más rigurosos, como el análisis paralelo de Horn o el promedio mínimo de las correlaciones parciales al cuadrado de Velicer, ni la convergencia de los criterios de Horn y Velicer que da más seguridad sobre el verdadero número de factores sustantivos ([Courtney, 2013](#)). La exploración de la estructura factorial se ha llevado a cabo por componentes principales que no descompone la varianza en factores comunes y únicos, como requiere el análisis factorial exploratorio. Para este fin, el método de ejes principales está indicado, especialmente, si el cumplimiento del supuesto de normalidad en la distribución de los ítems no está garantizado ([Coughlin, 2013](#)). A su vez, las correlaciones se han estimado por el coeficiente de correlación producto-momento de Pearson cuando por el nivel ordinal de los ítems se recomienda el uso de la correlación policórica ([Holgado, Chacón, Barbero, y Vila, 2010](#)).

Considerando estos antecedentes y recomendaciones, el presente artículo tiene como objetivos: 1) calcular la consistencia interna de los 24 ítems y de los factores de la escala de expresión de ira (AX) del STAXI-2; 2) contrastar el ajuste e invarianza del modelo de 4 factores en 2 muestras, una clínica y otra de población general; 3) explorar modelos alternativos en caso de mal ajuste e invarianza, usando los criterios de Horn y Velicer para determinar el número de factores y el método de ejes principales para la extracción de factores y 4) especificar un modelo alternativo y contrastar su ajuste e invarianza en ambas muestras.

Se espera una estructura de 4 factores correlacionados, con un ajuste y propiedades de invarianza entre la muestra clínica y la de población general aceptables ([Oliva et al., 2010](#)); unos valores de consistencia interna altos para los 2 factores de control ($\alpha \geq 0,80$), aceptables (de 0,79 a

0,70) o cuestionables (de 0,69 a 0,60) para los 2 factores de expresión y altos o aceptables para los 24 ítems de la escala de expresión de ira ([Alcázar et al., 2011](#); [Moral et al., 2010](#); [Oliva et al., 2010](#)). La consistencia interna del factor de expresión de ira oculta ante los demás podría incrementarse con la eliminación de los ítems 3, 10 y 17 ([Moral et al., 2010](#)).

Método

Participantes

El procedimiento de muestreo fue no probabilístico, en el que se integraron 2 muestras incidentales de participantes voluntarios, con 200 mujeres en la muestra clínica y 120 mujeres y 120 hombres en la muestra de población general. Los criterios de inclusión para ambas muestras fueron: ser mayor de edad, residir en Nuevo León (México), saber leer y escribir y prestar el consentimiento informado. La muestra clínica tuvo como criterio de inclusión adicional haber recibido diagnóstico de ser seropositivo para el VIH. Los criterios de eliminación para ambas muestras fueron: cuestionario incompleto y valoración por la encuestadora de que el participante respondió de una forma inatenta. Además, la muestra clínica tuvo como criterio de exclusión la presencia de síntomas que impidiesen la comprensión o concentración en el cuestionario. La muestra clínica quedó integrada exclusivamente por mujeres, al formar parte de un estudio de discriminación hecho inicialmente en mujeres y que posteriormente no se pudo replicar en hombres por falta de permisos de las autoridades competentes.

En la muestra de población general, el cuestionario fue administrado de forma individual en casas, calles peatonales y parques públicos. El porcentaje de participantes que dieron el consentimiento y respondieron al cuestionario fue del 82% (240 de 293). En la mayoría de los casos en los que no se deseó participar, el motivo dado fue la falta de tiempo. En la muestra clínica, el cuestionario fue aplicado en un consultorio y la participación fue del 100%. En ambas muestras la aplicación fue realizada por una psicóloga, la cual permanecía mientras el cuestionario era contestado por si surgían dudas o preguntas. Al recoger el cuestionario la encuestadora revisaba que estuviese totalmente respondido y, si había preguntas sin respuesta, pedía amablemente que se respondiesen.

En la muestra de población general, la media de edad en la muestra fue 35,41 años (DE = 9,63) con mínima de 18 años y máxima de 57 años. Con respecto a la escolaridad, 23 de los 240 participantes (9,6%) indicaron tener estudios de primaria, 58 (24,2%) de secundaria, 47 (19,6%) de media superior general, 39 (16,2%) media superior técnica y 73 (30,4%) estudios superiores. Con respecto a la actividad laboral, 45 de los 240 participantes (18,8%) reportaron dedicarse a labores del hogar, 67 (27,9%) a trabajar como empleados de oficina o ventas, 54 (22,5%) a trabajar como empleados manuales, 45 (18,8%) a desempeñarse como profesionales, 14 (5,8%) a tener negocio propio, 8 (3,3%) estaban desempleados y 7 (2,9%) estudiaban. Con respecto al estatus socioeconómico autodefinido, 54 de los 118 participantes (22,5%) se definieron de estatus socioeconómico bajo, 62 (25,8%) medio

bajo, 91 (37,9%) medio, 30 (12,5%) medio alto y 3 (1,3%) alto. Con respecto al estado civil, 118 de los 240 participantes (49,2%) reportaron estar casados, 22 (9,2%) solteros, 44 (18,3%) divorciados o separados y 56 (23,3%) en unión libre. De los 240 participantes, 191 (79,6%) dijeron tener hijos y 49 (20,4%) no tener. La media del número de hijos fue 2.31 ($DE = 1,06$), variando de 1 a 5 entre los que sí tenían hijos.

Las 200 mujeres con VIH que participaron en el estudio acudían a la consulta externa del Centro Ambulatorio para la Prevención y Atención del VIH/SIDA y de las Infecciones de Transmisión Sexual de Nuevo León (CAPASITS-NL) y de la Clínica N.^o 6 del Instituto Mexicano del Seguro Social, ambos dispositivos ubicados en la ciudad de Monterrey (Méjico). La media de edad fue 34,88 años ($DE = 8,63$), variando de 18 a 50 años. La mediana de escolaridad correspondió a secundaria incompleta. De las 200 participantes, 86 (43%) dijeron estar casadas, 45 (22,5%) solteras, 28 (14%) en unión libre, 19 (9,5%) viudas, 12 (6%) separadas y 10 (5%) divorciadas. De estas 200 mujeres, 176 (62%) señalaron tener hijos, con una media de 3 hijos. Al ser preguntadas sobre su ocupación, 132 mujeres (66%) respondieron ser amas de casa, 39 (19,5%) empleadas no profesionales, 26 (13%) trabajadoras sexuales y 3 (1,5%) empleadas profesionales. De las 200 mujeres, 158 (79%) reportaron haber sido infectadas por el cónyuge o pareja en unión libre, 31 (15,5%) por una pareja ocasional, 4 (2%) por un cliente, 3 (1,5%) por un amante, 2 (1%) por un novio, una (0,5%) por abuso sexual y una (0,5%) por transmisión de madre a hija durante el embarazo. La media de tiempo transcurrido desde el diagnóstico de infección de VIH fue 3,79 años ($DE = 3,17$), variando de un mes a 18 años.

Instrumentos

Escala de expresión de ira (AX) del Inventory de expresión de ira estado-rasgo, en su segunda edición (STAXI-2-AX) de Spielberger (1999), con la traducción al español de Miguel-Tobal et al. (2001). Está integrada por 24 ítems tipo likert con un rango de 1 (*en absoluto*) a 4 (*muchísimo*). La escala se compone de 4 subescalas de 6 ítems cada una: control externo o de la exteriorización de ira (CEX) que evalúa la frecuencia con que la persona controla la expresión de ira dirigida contra los demás (ítems 1, 5, 8, 11, 16 y 18), control interno o de la manifestación de la ira contenida (CIN) que evalúa maniobras emprendidas por la persona para controlar una ira guardada o escondida ante los demás (ítems 19, 20, 21, 22, 23 y 24), exteriorización (EXT) que evalúa la frecuencia con que la persona manifiesta la ira contra otras personas (ítems 2, 4, 6, 9, 13, 15), e interiorización (INT) que evalúa la frecuencia con que los sentimientos de ira se esconden ante los demás (ítems 3, 7, 10, 12, 14 y 17).

Procedimientos

La participación fue voluntaria y no remunerada. Al momento de solicitar el consentimiento para la participación en el estudio por medio de una carta escrita, se informaba de los objetivos de la investigación, de los responsables de la misma y de su adscripción institucional, además se garantizaba el anonimato y confidencialidad

de la información dada, siguiendo las normas éticas de la Sociedad Mexicana de Psicología (2007). En caso de que la persona deseara participar, señalaba la casilla correspondiente y, en caso de que no, aparte de señalar la casilla correspondiente, se le pedía que expresara por escrito el motivo. En la muestra clínica, se le pidió que la carta de consentimiento fuera firmada por 2 testigos. De este modo el estudio atendió a la Norma Oficial Mexicana NOM-010-SSA2-2010 (Secretaría de Salud, 2010).

Análisis de datos

En relación con el primer objetivo de calcular la consistencia interna de la escala y sus factores, la consistencia interna se calculó por el coeficiente alfa de Cronbach (α); unos valores de $\alpha \geq 0,90$ se consideraron excelentes, de 0,80 a 0,89 buenos, de 0,70 a 0,79 aceptables, de 0,60 a 0,69 cuestionables, de 0,50 a 0,59 pobres y <0,50 inaceptables (Cronbach y Shavelson, 2004).

En relación con el segundo objetivo de contrastar el ajuste del modelo original a los datos y su invarianza entre la muestra clínica y la de población general, y en relación con el cuarto objetivo de contrastar el ajuste de un modelo alternativo y su invarianza entre ambas muestras, se empleó análisis factorial confirmatorio. Los parámetros fueron estimados por máxima verosimilitud, siendo los datos de entrada la matriz de momentos con correlaciones policóricas. Se contemplaron 5 índices de ajuste: prueba chi-cuadrado de Pearson (χ^2), cociente entre el estadístico chi-cuadrado y sus grados de libertad (χ^2/gl), error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) de Steiger-Lind y el residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR) de Jöreskog y Sörbom. Al incumplirse el supuesto de normalidad multivariada (valor estandarizado de la curtosis multivariada de Mardia > 2), se complementó el contraste de la significación de los parámetros por el método de percentiles corregidos de sesgo (PCS) y el contraste del ajuste global por prueba de Bollen-Stine (p de B-S). Se estipuló como valores de buen ajuste: p de χ^2 y p de B-S $> 0,05$, $\chi^2/gl \leq 2$, CFI $\geq 0,90$, SRMR y RMSEA $\leq 0,05$. Se estipuló como valores de ajuste aceptable: p de χ^2 y p de B-S $> 0,01$, $\chi^2/gl \leq 3$, CFI $\geq 0,80$ y SRMR y RMSEA $< .10$ (Byrne, 2010). Se contrastó la invarianza de los modelos factoriales definiendo 4 modelos anidados con restricciones acumulativas: sin restricciones, pesos de medida, varianzas-covarianzas estructurales y residuos de medida (Byrne, 2010).

En relación con el tercer objetivo de especificar un modelo alternativo en caso del mal ajuste y variación entre ambas muestras del modelo original, se usó el análisis factorial exploratorio. Para determinar el número de factores, se usó el criterio de Horn (percentil 95) y el criterio de Velicer (promedio mínimo de las correlaciones parciales al cuadrado, parcializando los componentes extraídos). Desde la matriz de correlaciones policóricas, la extracción de factores se hizo por ejes principales y la rotación de la matriz factorial por Promax.

Los valores perdidos se sustituyeron por la media. Los cálculos se realizaron con los programas SPSS21 y AMOS16. Para el cálculo de las correlaciones policóricas, el análisis paralelo de Horn y el de Velicer se emplearon con el menú R versión 2 para SPSS.

Tabla 1 Consistencia interna de la escala y sus factores

Escala STAXI-2-AX	Mujeres con VIH	Población general
Total de ítems	0,85 (0,89 ^a)	0,85 (0,87 ^a)
CEX	0,79	0,80
EXT	0,85	0,63
INT	0,42 (0,73 ^a)	0,65 (0,70 ^a)
CIN	0,88	0,86

CEX: control externo o de la exteriorización de la ira dirigida contra los demás (ítems 1, 5, 8, 11, 16 y 18); CIN: control interno o de la manifestación de la ira ocultada ante los demás (ítems 19, 20, 21, 22, 23 y 24); EXT: exteriorización o expresión de ira dirigida contra los demás (ítems 2, 4, 6, 9, 13, 15); INT: interiorización o manifestación de la ira ocultada ante los demás (ítems 3, 7, 10, 12, 14 y 17).

^a Eliminados los ítems 3 y 17.

Resultados

Consistencia interna

En ambas muestras, los 24 ítems y el factor de control interno tuvieron una consistencia interna buena. El factor de control externo tuvo consistencia interna buena en la muestra de población general y aceptable en mujeres con VIH. La consistencia interna de exteriorización fue buena en mujeres con VIH y cuestionable en la muestra de población general, y su valor no se incrementó con la eliminación de ningún ítem. La consistencia interna de interiorización fue cuestionable en la muestra de población general e inaceptable en la muestra de mujeres con VIH, pero en ambas muestras resultó aceptable al eliminar los ítems 3 y 17. La eliminación de estos 2 ítems también incrementó la consistencia interna del conjunto de la escala (véase **tabla 1**).

Ajuste e invariancia del modelo de 4 factores correlacionados

Al contrastar el modelo original de 4 factores correlacionados, la solución no fue admisible en la muestra de mujeres con VIH. La correlación entre interiorización y

exteriorización quedó fuera de rango ($r=1,04$). Al eliminar los ítems 3 y 17, la solución sí fue admisible, por lo que el factor de interiorización se redujo a 4 indicadores.

En el contraste unigrupo, todos los parámetros fueron significativos por ML y PCS tanto en la muestra de población general como en la de mujeres con VIH. La correlación entre los factores de interiorización y exteriorización fue muy alta en la muestra de población general ($r=0,78$; $p<0,001$) y unitaria en la de mujeres con VIH ($r=0,99$; $p<0,001$). La bondad de ajuste se rechazó por la prueba chi-cuadrado y Bollen-Stine en ambas muestras. Los demás índices mostraron valores de ajuste aceptables; fue mejor el ajuste en la muestra de población general que en la muestra de mujeres con VIH (véase **tabla 2**).

En el contraste multigrupo de este modelo de 4 factores correlacionados con 22 ítems, la solución fue admisible y todos los parámetros fueron significativos por ML y PCS en ambas muestras en los 4 modelos anidados. En el modelo con restricciones en varianzas-covarianzas estructurales, la correlación entre los factores de interiorización y exteriorización fue unitaria ($r=0,90$; $p<0,001$), y en el modelo con restricciones en varianzas residuales fue muy alta ($r=0,89$; $p<0,001$). La bondad de ajuste se rechazó por la prueba chi-cuadrado y la de Bollen-Stine en todos los modelos. En el modelo sin restricciones, los demás índices reflejaron un ajuste aceptable. Aunque el ajuste empeoró significativamente en los 3 modelos con restricciones desde la prueba de la diferencia de los estadísticos chi-cuadrado, los restantes valores de ajuste fueron muy semejantes entre los 4 modelos anidados (véase **tabla 3**).

Exploración de la estructura factorial sin los ítems 3 y 17

Por los problemas de consistencia interna y solución factorial no admisible se optó por explorar la estructura de la escala sin los ítems 3 y 17. El análisis paralelo de Horn y el promedio mínimo de las correlaciones parciales al cuadrado coincidieron en mostrar 3 factores sustantivos en mujeres con VIH y en la muestra de población general. En las 2 muestras se configuró el factor de control interno (ítems 19, 20, 21, 22, 23 y 24), el de control externo (ítems 1, 5, 8, 11, 16 y 18) y un factor de expresión de ira que une los

Tabla 2 Contraste unigrupo del ajuste a los datos

Índices	Ajuste		4 factores correlacionados		3 factores correlacionados	
	Bueno	Malo	VIH	PG	VIH	PG
χ^2			590,594	451,456	601,167	479,346
gl			203	203	206	206
p	$> 0,05$	$\leq 0,01$	$< 0,001$	$< 0,001$	$< 0,001$	$< 0,001$
χ^2/gl	≤ 2	> 3	2,909	2,224	2,918	2,327
p de B-S	$> 0,05$	$\leq 0,01$	$< 0,001$	$< 0,001$	$< 0,001$	$< 0,001$
CFI	$\geq 0,90$	$< 0,80$	0,823	0,856	0,819	0,841
RMSEA	$\leq 0,05$	$\geq 0,10$	0,098	0,076	0,098	0,075
SRMR	$\leq 0,05$	$\geq 0,10$	0,079	0,071	0,081	0,073

PG: muestra de 120 mujeres y 120 hombres de población general; VIH: muestra de 200 mujeres con VIH.

Tabla 3 Contraste multigrupo de la invarianza entre mujeres con VIH y población general

Índices	4 factores correlacionados				3 factores correlacionados			
	SC	PM	VE	RM	SC	PM	VE	RM
χ^2	1.042,15	1.130,56	1.201,73	1.255,18	1.080,61	1.194,57	1.224,14	1.284,94
gl	406	424	434	456	412	431	437	459
p	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
χ^2/gl	2,567	2,666	2,769	2,753	2,623	2,772	2,801	2,799
p de B-S	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
CFI	0,837	0,819	0,803	0,795	0,829	0,805	0,799	0,789
RMSEA	0,060	0,062	0,064	0,063	0,061	0,064	0,064	0,064
SRMR	0,079	0,076	0,089	0,097	0,081	0,081	0,092	0,099

Modelos con restricciones anidadas: PM: pesos de medida; RM: residuos de medida; SC: sin restricciones; VE: varianzas-covarianzas estructurales.

ítems de interiorización y exteriorización (ítems 2, 4, 6, 7, 9, 10, 12, 13, 14 y 15). El porcentaje de varianza explicada fue del 49,8% en mujeres con VIH y de 39,3% en la muestra de población general (véase tabla 4). Las correlaciones

entre los factores fueron significativas en las 2 muestras, variando de -0,21 a 0,57. La consistencia interna del factor de expresión de ira fue buena en mujeres con VIH ($\alpha = 0,89$) y aceptable en la muestra de población general ($\alpha = 0,76$).

Tabla 4 Matriz de configuraciones con cargas $\geq 0,30$

Ítems	Exp.	Mujeres con VIH			Población general		
		F1	F2	F3	F1	F2	F3
1	CEX			0,301			0,466
2	EXT	0,456				0,384	
4	EXT	0,573				0,313	
5	CEX			0,396			0,548
6	EXT	0,690				0,444	
7	INT	0,839			0,329	0,504	0,307
8	CEX			0,853			0,594
9	EXT	0,767				0,311	
10	INT	0,556				0,542	
11	CEX			0,386			0,474
12	INT	0,655				0,682	
13	EXT	0,674				0,575	
14	INT	0,687				0,776	
15	EXT	0,722				0,449	
16	CEX			0,693			0,725
18	CEX			0,696			0,683
19	CIN		0,618		0,662		
20	CIN		0,585		0,676		
21	CIN		0,672		0,677		
22	CIN		0,843		0,836		
23	CIN		0,844		0,699		
24	CIN		0,877		0,755		

Método de extracción: ejes principales. Método de rotación: promax.

Exp.: factor esperado en la configuración factorial; CEX: control externo o de la exteriorización de la ira dirigida contra los demás; CON: control interno o de la ira ocultada ante los demás; EXT: exteriorización o expresión de ira dirigida contra los demás; INT: interiorización o presencia de ira contenida.

Ítems: 1) Controlo mi temperamento. 2) Expreso mi ira. 3) Me guardo para mí lo que siento. 4) Hago comentarios irónicos de los demás. 5) Mantengo la calma. 6) Hago cosas como dar portazos. 7) Ardo por dentro aunque no lo demuestro. 8) Controlo mi comportamiento. 9) Discuto con los demás. 10) Tiendo a tener rencores que no cuento a nadie. 11) Puedo controlarme y no perder los estribos. 12) Estoy más enfadado/a de lo que quiero admitir. 13) Digo barbaridades. 14) Me irrito más de lo que la gente se cree. 15) Pierdo la paciencia. 16) Controlo mis sentimientos de enfado. 17) Rehúyo encararme con aquello que me enfada. 18) Controlo el impulso de expresar mis sentimientos de ira. 19) Respiro profundamente y me relajo. 20) Hago cosas como contar hasta 10. 21) Trato de relajarme. 22) Hago algo sosegado para calmarme. 23) Intento distraerme para que se me pase el enfado. 24) Pienso en algo agradable para tranquilizarme. En negrita se señalan los ítems que configuran cada factor al presentar sus cargas factoriales más altas y mayores que 0,30 en el factor.

Ajuste e invarianza del modelo de 3 factores correlacionados

Se especificó un modelo de 3 factores correlacionados (control interno con 6 indicadores, control externo con 6 indicadores y expresión de ira con 10 indicadores). En el contraste unígrupo, todos los parámetros fueron significativos por ML y PCS tanto en la muestra de población general como en la de mujeres con VIH. Todas las correlaciones fueron menores que 0,70. La bondad de ajuste se rechazó por la prueba chi-cuadrado y Bollen-Stine en ambos contrastes de un grupo. Los demás índices variaron de adecuados a malos. El modelo de 3 factores tuvo significativamente peor ajuste que el de 4 factores tanto en mujeres con VIH ($\Delta\chi^2[3] = 10,57$; $p = 0,014$) como en población general ($\Delta\chi^2[3] = 27,89$; $p < 0,001$) (véase tabla 2).

Se contrastó la invarianza de este modelo de 3 factores correlacionados entre las muestras de mujeres con VIH y población general. La solución fue admisible y todos los parámetros fueron significativos por ML y PCS en los 4 modelos anidados. Las correlaciones variaron de moderadas a altas, todas menores que 0,70. La bondad de ajuste se rechazó por la prueba chi-cuadrado y la de Bollen-Stine en los 4 modelos anidados. Los demás índices reflejaron un ajuste de aceptable a malo en el modelo sin restricciones y este empeoró significativamente en los modelos con restricciones (véase tabla 3).

En comparación con los modelos anidados de 4 factores correlacionados, el ajuste fue significativamente peor: $\Delta\chi^2(6) = 38,46$; $p < 0,001$ entre los 2 modelos sin restricciones, $\Delta\chi^2(7) = 64,01$; $p < 0,001$ entre los 2 modelos con restricciones en los pesos de medida; $\Delta\chi^2(3) = 22,41$; $p < 0,001$ entre los 2 modelos con restricciones en las varianzas-covarianzas estructurales y $\Delta\chi^2(3) = 29,76$; $p < 0,001$ entre los 2 modelos con restricciones en los residuos de medida (véase tabla 3).

Discusión

Los datos evidencian que los ítems 3 *me guardo para mí lo que siento* y 17 *evito enfrentar aquello que me enfada* tienen problemas de consistencia interna, como previamente fue reportado por Moral et al. (2010). El ítem 10 no mostró problemas de consistencia interna ni de configuración factorial en el presente estudio, aunque sí los tuvo en el estudio realizado en amas de casa mexicanas por Moral et al. (2010). La mayor inconsistencia de los ítems 3 y 17 frente a los ítems 7 *ardo por dentro aunque no lo demuestro*, 10 *tiendo a tener rencores que no cuento a nadie*, 12 *estoy más enfadado/a de lo que quiero admitir* y 14 *me irrita más de lo que la gente se piensa* probablemente se deba a su falta de especificidad ante el rasgo evaluado, guardarse u ocultar la ira que se siente ante los demás sin implicar necesariamente huir (estrategia de evitación ante conflictos) o guardarse todos los sentimientos (por posible dificultad para identificar y expresar sentimientos, es decir, por posible alexitimia). Una redacción más específica del rasgo podría mejorar la consistencia interna de estos 2 ítems, como por ejemplo *me guardo el enojo que siento para mí* para el ítem 3 y *me callo y no digo nada ante aquello que me enfada* para el ítem 17.

La propuesta de 5 factores de Alcázar et al. (2011) no es apoyada por los presentes datos. Debe señalarse que la consistencia interna de los 2 factores no esperados de evitación de las otras personas y sentimientos contenidos/rumiacón era cuestionable o pobre. La descomposición del factor de interiorización y la configuración de estos 2 factores reflejan el problema de consistencia interna que existe dentro de dicho factor. Este problema de consistencia interna sí apareció en este estudio, al igual que en estudios previos (Moral et al., 2010; Moscoso y Spielberger, 1999; Oliva et al., 2010), y es atribuible a los ítems 3 y 17 en este estudio, aunque el ítem 10 también ha sido señalado como un ítem con baja consistencia que afecta de forma significativa a la consistencia del conjunto (Moral et al., 2010).

En un principio, el factor de interiorización u ocultar la ira que se siente ante los demás debería ser reducido a 4 indicadores (ítems 7, 10, 12 y 14). De este modo se logra un factor con consistencia interna aceptable en las 2 muestras, cuando con 6 ítems su consistencia interna era inaceptable en mujeres con VIH y cuestionable en población general. No obstante, los presentes datos muestran que la diferenciación entre interiorización y exteriorización es artificiosa.

En el análisis factorial confirmatorio se observa que la correlación entre interiorización y exteriorización es unitaria en mujeres con VIH y en el modelo con restricciones en las varianzas-covarianzas estructurales y muy alta en población general y el modelo con restricciones en los residuos de medida, lo que indica fuertemente la necesidad de unir estos 2 factores en uno solo. Por otra parte, el análisis paralelo de Horn y el promedio mínimo de las correlaciones parciales al cuadrado muestran que solo hay 3 factores sustantivos. Tras su extracción y rotación se obtiene que estos 3 factores son los 2 de control y el de expresión de ira o unión de interiorización y exteriorización. Además, al unir los 6 ítems de exteriorización y los 4 de interiorización (sin los 2 ítems con problemas de consistencia interna, ítems 3 y 17) se logra un factor con consistencia interna buena en la muestra de mujeres con VIH y aceptable en la muestra de población general, cuando antes el factor de exteriorización tenía una consistencia interna pobre en población general. Por consiguiente, el reporte tanto de las mujeres con VIH como de mujeres y hombres de población general parece no diferenciar claramente entre la exteriorización y el ocultar la ira que se siente, probablemente porque las personas tienden a expresar parcialmente su ira y a guardarse parte de ella para sí mismos, al ser la conducta irascible socialmente desaprobada (Carlozzi et al., 2010; McEwan, Davis, MacKenzie y Mullen, 2009) y con potenciales consecuencias negativas para las relaciones personales (Glazer et al., 2007).

Aunque el modelo de 4 factores mostró mejor ajuste a los datos, el modelo de 3 factores correlacionados resulta mejor opción por lo forzado de la distinción entre los factores de exteriorización e interiorización, su mayor parsimonia y la gran semejanza entre los valores de ajuste. Debe señalarse que los valores de ajuste del presente estudio fueron semejantes a los reportados por estudios anteriores, como el de Moral et al. (2010) y Oliva et al. (2010) y deben juzgarse como aceptables desde los índices χ^2/gl , RMSEA, SRMR y CFI. Hayduk, Cummings, Boadu, Pazderka-Robinson y Boulian (2007) señalan que, ante un modelo factorial complejo (con 3 o 4 factores) con un número grande de indicadores (6 o

más), es muy difícil lograr un buen ajuste a los datos, al tener el modelo una parsimonia altísima y perderse necesariamente información. Los índices de ajuste más sensibles a esta complejidad son la prueba de chi-cuadrado, afectada a su vez por el incumplimiento de la normalidad multivariada, y la prueba de Bollen-Stine, aunque esta última no requiere del supuesto de normalidad multivariada (Kenny y McCoach, 2003). Los índices más sólidos ante esta complejidad y cuyo reporte es el más recomendado son los índices: χ^2/gl , RMSEA, SRMR y CFI (Sharma, Mukherjee, Kumar y Dillon, 2005), los cuales muestran un ajuste aceptable. Por lo tanto, no debe juzgarse como un sesgo en el reporte la afirmación de un ajuste aceptable desde este limitado y selectivo número de índices.

Como limitación del estudio debe señalarse el empleo de una muestra no probabilística de población general, por lo que los resultados deben manejarse como hipótesis para futuros estudios y no como estimaciones de parámetros válidas para población general; no obstante, la muestra de mujeres con VIH por su tamaño con una fracción de muestreo de 3 de cada 10 casos del estado (200 de 657 casos reportados por CENSIDA, 2014) y la procedencia de muestra (95% de los casos procedentes del centro que coordina los recursos humanos, materiales y financieros para la prevención y atención de la epidemia del VIH/sida a nivel estatal) sí se puede considerar representativa de la población de la cual fue extraída (mujeres que viven con VIH en el estado de Nuevo León). El tamaño de la muestra no debe considerarse insuficiente al haber al menos 200 participantes en cada muestra (Byrne, 2010).

En conclusión, los ítems 3 y 17 deben ser eliminados por problemas de consistencia interna, con lo que se logra una consistencia aceptable en el factor de interiorización al que pertenecen y se incrementa la consistencia interna de la escala, que es buena. La estructura factorial de la escala reducida a 22 ítems es de 3 factores correlacionados: control de la ira manifiesta, control de la ira que se oculta ante los demás y manifestación de la ira (unión de interiorización y exteriorización sin los ítems 3 y 17), como indica tanto la correlación muy alta o unitaria entre interiorización y exteriorización en el análisis factorial confirmatorio como el análisis paralelo de Horn y el criterio de Velicer. La consistencia interna de estos 3 factores varió de aceptable a buena en la muestra de mujeres con VIH y en la de población general, con un valor bueno de promedio. El ajuste a los datos y las propiedades de invarianza en ambas muestras del modelo de 3 factores correlacionados fueron aceptables desde los índices χ^2/gl , RMSEA y SRMR, así como desde el índice CFI, salvo en los modelos con restricciones en las varianzas-covarianzas estructurales y en los residuos de medida al contrastar la invarianza factorial.

Se propone que se contraste el modelo de 3 factores correlacionados sin los ítems 3 y 17 en futuros estudios frente al modelo de 4 factores correlacionados. Se motiva a incluir 2 nuevos ítems como alternativos a los ítems 3 y 17 para probar la configuración sustantiva de 4 factores con mejor ajuste que el modelo de 3 factores. Se recomienda, en estudios de validación de la escala AX del STAXI-2, reportar la correlación entre estos 2 factores ante la posibilidad de que sea artificiosa su distinción y aplicar el análisis paralelo de Horn para definir el número de factores.

Conflictode intereses

No existen conflictos de interés. El estudio fue financiado por los autores. Para su realización se contó con el apoyo del Centro Ambulatorio para la Prevención y Atención del VIH/SIDA y de las Infecciones de Transmisión Sexual de Nuevo León (CAPASITS-NL) y la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León.

Referencias

- Alcázar, R. J., Deffenbacher, J. L. y Byrne, Z. S. (2011). Assessing the Factor Structure of the Anger Expression Inventory (ML-STAXI) in a Mexican sample. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 11, 307-318.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equations with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). New York, NY: Routledge.
- Carlozzi, B., Winterowd, C., Harrist, S., Thomason, N., Bratkovich, K. y Worth, S. (2010). Spirituality, anger, and stress in early adolescents. *Journal of Religion and Health*, 49, 445-459. <http://dx.doi.org/10.1007/s10943-009-9295-1>
- Chida, Y. 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, 936-946. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jacc.2008.11.044>
- Coughlin, K.B. (2013). An analysis of factor extraction strategies: A comparison of the relative strengths of principal axis, ordinary least squares, and maximum likelihood in research contexts that include both categorical and continuous variables (Tesis doctoral, University of South Florida) [consultado 20 Feb 2015]. Disponible en: <http://scholarcommons.usf.edu/etd/4459>
- Courtney, M. G. R. (2013). Determining the number of factors to retain in EFA: Using the SPSS R-Menu v2.0 to make more judicious estimations. *Practical Assessment Research and Evaluation*, 18(8), 24-57.
- Cronbach, L. J. y Shavelson, R. J. (2004). My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures. *Educational and Psychological Measurement*, 64, 391-418. <http://dx.doi.org/10.1177/0013164404266386>
- Del Barrio, V., Aluja, A. y Spielberger, C. (2004). Anger assessment with the STAXI-CA: Psychometric properties of a new instrument for children and adolescents. *Personality and Individual Differences*, 37, 227-244. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2003.08.014>
- Eckhardt, C., Norlander, B. y Deffenbacher, J. (2004). The assessment of anger and hostility: A critical review. *Aggression and Violent Behavior*, 9, 17-43. [http://dx.doi.org/10.1016/S1359-1789\(02\)00116-7](http://dx.doi.org/10.1016/S1359-1789(02)00116-7)
- Fernández, E. (2008). The angry personality: A representation on six dimensions of anger expression. In G. J. Boyle, D. Matthews, & D. Saklofske (Eds.), *International handbook of personality theory and testing*. (vol. 2). *Personality measurement and assessment* (pp. 402-419). London, UK: Sage.
- Glazer, K., Smith, T. W., Butner, J., Nealey-Moore, J., Hawkins, M. W. y Uchino, B. N. (2007). Hostility, anger, and marital adjustment: Concurrent and prospective associations with psychosocial vulnerability. *Journal of Behavioral Medicine*, 30, 1-10. <http://dx.doi.org/10.1007/s10865-006-9086-z>
- Hayduk, L., Cummings, G. G., Boadu, K., Pazderka-Robinson, H. y Boulian, S. (2007). Testing! Testing! One, two three - Testing the theory in structural equation models!. *Personality and Individual Differences*, 42, 841-850. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2006.10.001>

- Holgado, F. P., Chacón, S., Barbero, I. y Vila, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality and Quantity*, 44, 153–166. <http://dx.doi.org/10.1007/s11135-008-9190-y>
- Kenny, D. A. y McCoach, D. B. (2003). Effect of the number of variables on measures of fit in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 10, 333–351. http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM1003_1
- McEwan, T. E., Davis, M. R., MacKenzie, R. y Mullen, P. E. (2009). The effects of social desirability response bias on STAXI-2 profiles in a clinical forensic sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 48, 431–436. <http://dx.doi.org/10.1348/014466509X454886>
- Miguel-Tobal, J. J., Casado, M. I., Cano, A. y Spielberger, C. D. (2001). *STAXI-2: Inventory de expresión de ira estado-rasgo*. Madrid, España: TEA.
- Moral, J., González, M. y Landero, R. (2010). Factor structure of the STAXI-2-AX and its relationship to the burnout in housewives. *The Spanish Journal of Psychology*, 13, 418–430. <http://dx.doi.org/10.1017/S1138741600003978>
- Moscoso, M. S. y Spielberger, C. D. (1999). Evaluación de la experiencia, expresión y control de la cólera en Latinoamérica. *Psicología Contemporánea*, 6, 4–21.
- Oliva, F. J., Hernández, M. R. y Calleja, N. (2010). Validación de la versión mexicana del inventario de expresión de ira estado-rasgo (STAXI-2). *Acta Colombiana de Psicología*, 13, 107–117.
- Secretaría de Salud (2010, 10 de noviembre). Norma Oficial Mexicana NOM-010-SSA2-2010, para la prevención y el control de la infección por virus de la inmunodeficiencia humana en México: *Diario Oficial de la Federación*, 17-39.
- Sharma, S., Mukherjee, S., Kumar, A. y Dillon, W. R. (2005). A simulation study to investigate the use of cutoff values for assessing model fit in covariance structure models. *Journal of Business Research*, 58, 935–943. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jbusres.2003.10.007>
- Sociedad Mexicana de Psicología (2007). *Código ético del psicólogo* (4.^a ed.). Ciudad de México: Trillas.
- Spielberger, C. D. (1999). *The State-Trait Anger Expression Inventory-2: Professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.