



# Propiedades psicométricas de la escala de expresión de la ira en mujeres con VIH

JOSÉ MORAL DE LA RUBIA\*, MARÍA PETRA SEGOVIA CHÁVEZ\*

La ira es un estado emocional negativo que puede surgir como una reacción a la vulnerabilidad ante una amenaza, coerción o daño recibido o ante una situación de frustración o trato diferencial. Se caracteriza por malestar, activación y tendencia al ataque.<sup>1</sup> Si la ira es intensa y sostenida en el tiempo, suele tener efectos sobre la salud; de ahí que se ha dado gran importancia a su estudio.<sup>2</sup>

Con varios instrumentos se evalúa la ira. El inventario de expresión de ira estado-rasgo (STAXI) es el más recurrente y cuenta con más estudios de validación.<sup>3</sup> En su forma revisada, el STAXI-2 incluye una escala de estado de ira con tres factores (emocional, verbal y física), una escala de rasgo de ira con dos factores (temperamento y reacción) y una escala de expresión de la ira con cuatro factores (interiorización o ira contenida, exteriorización o 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<sup>4</sup> y México.<sup>5-7</sup>

En aras de la sencillez y economía de tiempo y espacio al aplicarse cuestionarios, el inventario de 49 ítems puede reducirse a una escala de 24 ítems que permite obtener una puntuación total y cuatro factores de rasgo relevantes para el estudio del fenómeno de la ira.<sup>8</sup> Al considerar esta posibilidad, Moral, González y Landero<sup>9</sup> estudiaron las propiedades psicométricas de la escala de expresión de la ira (AX) del STAXI-2 en una muestra de 226 amas de casa, a partir de la traducción al español de Miguel-Tobal *et al.*,<sup>4</sup> quienes observaron problemas en la consistencia interna en tres de los 24 ítems (ítems 3, 10 y 17), en la reproducción del número de factores esperados por el criterio de Kaiser (autovalores > 1) y en la configuración de cuatro factores conforme a la expectativa,<sup>8</sup> aplicando componentes principales y rotación Promax. Al eliminar estos tres ítems, se incrementó la consistencia interna de la escala y la del factor de interiorización o manifestación de la 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 dos factores de control fue buena ( $\alpha = .86$  control de la ira dirigida contra los demás, y  $.88$  control para la ira ocultada ante los demás), aceptable la del factor de exteriorización ( $\alpha = .74$ ), y cuestionable la del factor de interiorización ( $\alpha = .68$ ). El ajuste del modelo de cuatro factores correlacionados con 21 ítems fue aceptable por máxima verosimilitud:  $\chi^2/df = 1.58$ , RMSEA =  $.05$ , NFI =  $.84$ , NNFI =  $.92$  y CFI =  $.93$ .<sup>9</sup>

Oliva *et al.*<sup>7</sup> realizaron un estudio de validación del STAXI-2 en México, a partir de una muestra incidental de 865 estudiantes y deportistas y la traducción al español de Miguel-Tobal *et al.*<sup>4</sup> Al extraer los factores de los 24 ítems de expresión de ira por análisis de componentes principales y rotación Varimax, obtuvieron los cuatro factores esperados, con consistencia interna buena los dos de control ( $\alpha = .81$  control externo y  $.85$  control interno) y cuestionable los dos de manifestación ( $.69$  exteriorización y  $.68$  interiorización), siendo aceptable la consistencia interna de los 24 ítems ( $\alpha = .73$ ). El ajuste a los datos del modelo de cuatro factores correlacionados fue aceptable por máxima verosimilitud:  $\chi^2/df = 2.20$ , CFI =  $.95$  y RMSEA =  $.05$ .<sup>7</sup>

Moscoso y Spielberger,<sup>10</sup> en una muestra incidental de 215 participantes hispanoparlantes asistentes a un congreso internacional de psicología, obtuvieron cuatro factores para los 24 ítems de expresión de la cólera de la adaptación para países hispanoparlantes del STAXI-2 (control de cólera manifiesta, control de cólera contenida, manifestación de cólera contenida y manifestación de cólera abierta). Los valores de consistencia interna de los factores variaron de  $.64$  a  $.95$ . Debe señalarse que estos autores emplearon el término *cólera* como sinónimo de ira.<sup>10</sup> Alcázar *et al.*,<sup>5</sup> con estudiantes universitarios mexicanos, obtuvieron cinco factores para los 24 ítems de expresión de la cólera de la adaptación para países hispanoparlantes del STAXI-2; los seis ítems de manifestación de ira contenida se dividieron en dos factores (evitación de las otras personas y sentimientos contenidos/rumiación) y se reprodujeron los otros tres factores en su interpretación (control de la cólera manifiesta, control de la cólera contenida

\* Universidad Autónoma de Nuevo León, FaPsi.  
Contacto: jose\_moral@hotmail.com

y manifestación de la cólera abierta), aunque con variaciones en su configuración. La consistencia interna varió de .70 a .83, salvo la de los dos factores de manifestación de ira contenida, el de evitación tuvo una consistencia interna cuestionable ( $\alpha = .61$ ) y el de sentimientos contenidos pobre ( $\alpha = .50$ ).<sup>5</sup> En ambos estudios se empleó el criterio de Kaiser para determinar el número de factores, componentes principales para extraer factores y Varimax para rotarlos.

Los estudios realizados en México muestran discrepancias en la estructura factorial de la escala de expresión de la ira del STAXI-2.<sup>5,7,9</sup> Se han centrado en la población de estudiantes universitarios o poblaciones específicas saludables, por lo que sus propiedades psicométricas nunca han sido determinadas en una población clínica, como la de mujeres que viven con VIH, la cual se ha estudiado poco. En estos estudios, el número de factores se ha establecido por el criterio de Kaiser y no se han aplicado criterios más rigurosos, como el análisis paralelo de Horn o el promedio mínimo de correlaciones parciales al cuadrado de Velicer.<sup>11</sup> Además, la exploración de la estructura factorial se ha llevado a cabo por componentes principales que no divide la varianza en factores comunes y únicos, como requiere el análisis factorial exploratorio.<sup>12</sup>

Al considerar estos antecedentes, el presente artículo tiene como objetivos: 1) calcular la consistencia interna de los 24 ítems y de los cuatro factores de la escala de expresión de la ira (AX) del STAXI-2 en una clínica de mujeres con VIH; 2) contrastar el modelo de cuatro factores correlacionados propuesto para los 24 ítems de la escala AX; 3) explorar modelos alternativos en caso de problemas de consistencia interna o definición factorial, a partir de 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 a los datos.

Se espera una estructura de cuatro factores correlacionados, con un ajuste aceptable a los datos;<sup>7</sup> valores de consistencia interna altos para los dos factores de control ( $\alpha \geq .80$ ), aceptables (de .79 a .70) o cuestionables (de .69 a .60) para los dos factores de manifestación, y altos o aceptables para los 24 ítems de la escala de expresión de ira.<sup>5,7,9</sup> El factor de manifestación de ira ocultada ante los demás podría tener una consistencia interna más baja provocada por los ítems 3, 10 y 17.<sup>9</sup>

## MÉTODO

### Participantes

Los criterios de inclusión fueron los siguientes: ser mayor de

edad, saber leer y escribir, prestar el consentimiento informado y tener diagnóstico de VIH positivo. Los criterios de exclusión fueron la presencia de síntomas de dificultad de comprensión o concentración. Al aceptar participar se pidió firmar la carta de consentimiento con dos testigos, conforme con las normas éticas de manejo de pacientes de la Norma Oficial Mexicana 010-SSA2-2010.<sup>12</sup> La investigación fue aprobada por el Consejo Estatal para la Prevención y el Control del SIDA.

El procedimiento de muestreo fue no probabilístico, integrándose una muestra incidental con una fracción de muestreo de tres de cada diez casos reportados en Nuevo León.<sup>13</sup> Las 200 mujeres 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 (CAPASITS) de Nuevo León y de la Clínica 6 del Instituto Mexicano del Seguro Social, ambos dispositivos ubicados en Monterrey, N.L., México. En un consultorio, fueron encuestadas por una psicóloga mientras esperaban sus citas programadas.

La media de edad fue 34.88 ( $DE = 8.63$ ), y varió de 18 a 50 años. La media 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%) tenían hijos. Con respecto a la ocupación: 132 (66%) respondieron ser amas de casa, 39 (19.5%) empleadas no profesionistas, 26 (13%) sexoservidoras y 3 (1.5%) profesionistas. 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 una pareja concurrente, 2 (1%) por un novio, 1 (0.5%) por abuso sexual y 1 (0.5%) por transmisión madre-hija. La media de años desde el diagnóstico fue 3.79 ( $DE = 3.17$ ), variando de 1 mes a 18 años.

### Instrumentos

Escala de expresión de ira (AX) del inventario de expresión de ira estado-rasgo, segunda edición (STAXI-2-AX),<sup>8</sup> con la traducción al español de Miguel-Tobal *et al.*,<sup>4</sup> está integrada por 24 ítems tipo Likert con un rango de 1 (*en absoluto*) a 4 (*muchísimo*). Esta escala se divide en cuatro subescalas de seis 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 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).<sup>8</sup>

### Análisis de datos

En relación con el primer objetivo, la consistencia interna se calculó por el coeficiente alfa de Cronbach ( $\alpha$ ); se consideraron excelentes valores de  $\alpha \geq .90$ , de .80 a .89 buenos, de .70 a .79 aceptables, de .60 a .69 cuestionables, de .50 a .59 pobres y  $< .50$  inaceptables.<sup>14</sup>

En relación con el segundo objetivo y el cuarto, se aplicó análisis factorial confirmatorio por máxima verosimilitud. Se contemplaron cinco índices de ajuste: prueba chi-cuadrado de Pearson ( $\chi^2$ ), cociente entre el estadístico chi-cuadrado y sus grados de libertad ( $\chi^2/gl$ ), 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 estipularon como valores de buen ajuste:  $p$  de  $\chi^2$  y  $p$  de B-S  $> .05$ ,  $\chi^2/gl \leq 2$ , CFI  $\geq .90$ , SRMR y RMSEA  $\geq .05$ . Se estipularon como valores de ajuste aceptable:  $p$  de  $\chi^2$  y  $p$  de B-S  $> .01$ ,  $\chi^2/gl \geq 3$ , CFI  $\geq .80$  y SRMR y RMSEA  $< .10$ .<sup>15</sup>

En relación con el tercer objetivo, se aplicó el análisis factorial exploratorio. Para determinar el número de factores, se aplicaron el criterio de Horn (percentil 95) y el criterio de Velicer (promedio mínimo de las correlaciones parciales al cuadrado, parcializando los componentes extraídos). La extracción de factores se hizo por ejes principales; y la rotación de la matriz factorial, por Promax.

Los cálculos se realizaron con SPSS21 y AMOS16. Para el análisis paralelo de Horn y el de Velicer, se emplearon con el menú R versión 2 para SPSS.

## RESULTADOS

### Consistencia interna

La consistencia interna de los 24 ítems fue buena ( $\alpha = .85$ ), y se incrementó a .89 con la eliminación de los ítems 3 y 17. Los

seis ítems de control interno y los seis de exteriorización tuvieron consistencia interna buena ( $\alpha = .88$  y .85, respectivamente). Los seis ítems de control externo tuvieron consistencia interna aceptable ( $\alpha = .79$ ). Los seis ítems de interiorización tuvieron una consistencia interna inaceptable ( $\alpha = .42$ ), y se incrementó a aceptable ( $\alpha = .73$ ) con la eliminación de los ítems 3 y 17.

### Ajuste del modelo de cuatro factores correlacionados

Al contrastar el modelo original de cuatro factores correlacionados, la solución no fue admisible. La correlación entre interiorización y exteriorización quedó fuera de rango ( $r = 1.04$ ). Al eliminar los ítems 3 y 17, la solución fue admisible; por lo que el factor de interiorización se redujo a cuatro indicadores.

Todos los parámetros fueron significativos por ML y PCS. La correlación entre los factores de interiorización y exteriorización fue unitaria ( $r = .99$ ,  $p < .001$ ). La bondad de ajuste se rechazó por la prueba chi-cuadrado y Bollen-Stine. Los demás índices mostraron valores de ajuste aceptables (tabla I).

Tabla I. Índices de ajuste.

Índices	Ajuste		Modelos	
	Bueno	Malo	4F cor.	3F cor.
$\chi^2$			590.594	601.167
$gl$			203	206
$p$	$> .05$	$\leq .01$	$< .001$	$< .001$
$\chi^2/gl$	$\leq 2$	$> 3$	2.909	2.918
$p$ de B-S	$> .05$	$\leq .01$	$< .001$	$< .001$
CFI	$\geq .90$	$< .80$	.823	.819
RMSEA	$\leq .05$	$\geq .10$	.098	.098
SRMR	$\leq .05$	$\geq .10$	.079	.081

### Exploración de 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 tres factores sustantivos. Se configuró el factor de control interno (ítems 19-24), el de control externo (ítems 1, 5, 8, 11, 16 y 18) y un factor de manifestación de ira que une los ítems de interiorización y exteriorización (ítems 2, 4, 6, 7, 9, 10, 12-15). El porcentaje de varianza explicada fue de 49.8% (tabla II). Las correlaciones entre los factores fueron significativas en las dos muestras, variando de -.21 a

.57. La consistencia interna del nuevo factor de manifestación de ira fue buena ( $\alpha = .89$ ).

Tabla II. Matriz de configuraciones con cargas  $\geq .30$ .

Ítems	Exp.	F1	F2	F3
1	CEX			<b>.301</b>
2	EXT	<b>.456</b>		
4	EXT	<b>.573</b>		
5	CEX			<b>.396</b>
6	EXT	<b>.690</b>		
7	INT	<b>.839</b>		.329
8	CEX			<b>.853</b>
9	EXT	<b>.767</b>		
10	INT	<b>.556</b>		
11	CEX			<b>.386</b>
12	INT	<b>.655</b>		
13	EXT	<b>.674</b>		
14	INT	<b>.687</b>		
15	EXT	<b>.722</b>		
16	CEX			<b>.693</b>
18	CEX			<b>.696</b>
19	CIN		<b>.618</b>	
20	CIN		<b>.585</b>	
21	CIN		<b>.672</b>	
22	CIN		<b>.843</b>	
23	CIN		<b>.844</b>	
24	CIN		<b>.877</b>	

Nota: 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 manifestación de ira dirigida contra los demás, e 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 enfadada de lo que quiero admitir, 13. Digo barbaridades, 14. Me irrito más de lo que la gente 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 diez, 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.

### Ajuste del modelo de tres factores correlacionados

Se especificó un modelo de tres factores correlacionados (control interno con seis indicadores, control externo con seis indicadores y manifestación de ira con diez indicadores). Todos los parámetros fueron significativos por ML y PCS. Todas las correlaciones fueron menores que .70. La bondad de ajuste se rechazó por la prueba chi-cuadrado y Bollen-Stine. Los demás índices mostraron valores de ajuste aceptables. El modelo de tres factores tuvo significativamente peor ajuste

que el de cuatro factores ( $\Delta \chi^2[3] = 10.57, p = .014$ ) (tabla II).

### 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.*<sup>9</sup> 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 enfadada de lo que quiero admitir* y 14 *me irrito más de lo que la gente 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 o guardarse todos los sentimientos. Una redacción más específica al rasgo podría mejorar la consistencia interna de estos dos ítems, 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 cinco factores de Alcázar *et al.*<sup>5</sup> no es apoyada por los presentes datos. Debe señalarse que la consistencia interna de los dos factores no esperados de evitación de las otras personas y sentimientos contenidos/rumiación era cuestionable o pobre. La descomposición del factor de interiorización y la configuración de estos dos factores reflejan el problema de consistencia interna de dicho factor. Este problema de consistencia interna sí apareció en este estudio, al igual que en estudios previos,<sup>7,9,10</sup> y es atribuible a los ítems 3 y 17 en este estudio.

En un principio, el factor de interiorización debería reducirse a cuatro indicadores (ítems 7, 10, 12 y 14). De este modo se logra un factor con consistencia interna aceptable, cuando con seis ítems su consistencia interna era inaceptable. No obstante, los presentes datos muestran que la diferenciación entre interiorización y exteriorización es artificiosa.

El análisis factorial confirmatorio muestra que la correlación entre interiorización y exteriorización es unitaria, lo que sugiere fuertemente la necesidad de unir estos dos factores en uno solo. Por otra parte, el análisis paralelo de Horn y el promedio mínimo de las correlaciones parciales al cuadrado muestran que sólo hay tres factores sustantivos. Tras su extracción y rotación se obtiene que estos tres factores son dos de control y el de manifestación de ira o unión de interiorización y exteriorización. Por consiguiente, el reporte de las mujeres con VIH parece no diferenciar claramente entre la exteriorización y el ocultar la ira que se siente, probablemente porque tienden a expresar parcialmente la ira y guardarse

parte de ella, al ser la conducta irascible socialmente desaprobada<sup>16</sup> y con consecuencias negativas para las relaciones personales.<sup>17</sup> Los valores de ajuste son semejantes a los reportados por estudios anteriores,<sup>7,9</sup> y deben juzgarse como aceptables desde los índices  $\chi^2/\text{gl}$ , RMSEA, SRMR y CFI. Aunque el modelo de cuatro factores mostró mejor ajuste a los datos, el modelo de tres 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, ante un modelo factorial complejo (con tres o cuatro factores) con un número grande de indicadores (seis o más), es muy difícil lograr un buen ajuste a los datos, al tener el modelo una parsimonia altísima.<sup>18</sup> Los índices de ajuste más sensibles al respecto son la prueba chi-cuadrada, afectada a su vez por el incumplimiento de la normalidad multivariada, y la prueba de Bollen-Stine.<sup>19</sup> Los índices más robustos ante esta complejidad y cuyo reporte es el más recomendado son los índices  $\chi^2/\text{gl}$ , RMSEA, SRMR y CFI,<sup>20</sup> 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; no obstante, por su tamaño (con una fracción de muestreo de casi un tercio de la población) y su procedencia (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) se puede considerar representativa de la población de la cual fue extraída (mujeres con VIH del estado de Nuevo León), la cual está escasamente estudiada frente a la de hombres.

En conclusión, los ítems 3 y 17 deben eliminarse 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 tres 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 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 tres factores fue buena o aceptable. El ajuste a los datos del modelo de

tres factores correlacionados fue aceptable desde los índices  $\chi^2/\text{gl}$ , RMSEA, SRMR y CFI.

En futuros estudios, se sugiere contrastar el modelo de tres factores correlacionados (control interno, control externo y manifestación) sin los ítems 3 y 17 frente al modelo de cuatro factores correlacionados en hombres con VIH y otras poblaciones clínicas. Se motiva a incluir dos nuevos ítems como alternativos a los ítems 3 y 17, para probar la configuración sustantiva de cuatro factores con mejor ajuste que el modelo de tres factores. Se recomienda reportar la correlación entre interiorización y exteriorización ante la posibilidad de que sea su distinción artificiosa, y aplicar el análisis paralelo de Horn para definir el número de factores.

## RESUMEN

Los objetivos del estudio fueron estimar la consistencia interna y contrastar un modelo tetrafactorial para la escala de expresión de ira del inventario revisado de expresión de ira estado-rasgo. La escala se aplicó a 200 mujeres con VIH. Los ítems 3 y 17 mostraron problemas de consistencia interna. La correlación entre interiorización y exteriorización fue unitaria. El análisis paralelo de Horn indicó tres factores. Se configuraron los dos esperados de control y uno de manifestación (interiorización + exteriorización). La consistencia interna fue buena o aceptable y el ajuste aceptable. La escala debe reducirse a 22 ítems y un modelo trifactorial.

**Palabras clave:** Ira, Psicometría, VIH, Población general, México.

## ABSTRACT

The aims of this study were to estimate the internal consistency and contrast a 4-factor model for the Anger Expression scale of the revised State-Trait Anger Expression Inventory. The scale was administered to 200 women with HIV. Items 3 and 17 showed internal consistency problems. The correlation between Anger-In and Anger-Out factors was unique. Horn's parallel analysis indicated three factors. The two expected factors of control and a factor of expression (Anger-In + Anger-Out) were configured. The internal consistency was good or acceptable and the fit was acceptable. The scale should be reduced to 22 items and a 3-factor model.



**Keywords:** Anger, Psychometrics, HIV, General population, México..

## REFERENCIAS

1. Welty, J.P. (2011). *Psychology of anger: Symptoms, causes and coping*. New York, NY: Nova Science Publisher.
2. Chida, Y., & DPhil, A.S. (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.
3. Moscoso, M.S. (2014). Medición psicométrica de la expresión de la ira y hostilidad. *Revista de Psicología*, 16(2), 119-137.
4. Miguel-Tobal, J.J., Casado, M.I., Cano, A., & Spielberger, C.D. (2006). STAXI-2: Inventario de expresión de ira estado-rasgo. Madrid: TEA.
5. Alcázar, R.J., Deffenbacher, J.L., & 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(2), 307-318.
6. Del Barrio, V., Aluja, A., & Spielberger, C. (2004). Anger assessment with the STAXI-CA: psychometric properties of a new instrument for children and adolescents. *Personality and Individual Differences*, 37(2), 227-244.
7. Oliva, F.J., Hernández, M.R., & Calleja, N. (2010). Validación de la versión mexicana del inventario de expresión de ira estado-rasgo (STAXI-2). *Acta Colombiana de Psicología*, 13(2), 107-117.
8. Spielberger, C.D. (1999). *The State-Trait Anger Expression Inventory-2: Professional manual*. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.
9. Moral, J., González, M., & Landero, R. (2010). Factor structure of the STAXI-2-AX and its relationship to the burnout in housewives. *The Spanish Journal of Psychology*, 13(1), 418-430.
10. Moscoso, M.S., & Spielberger, C.D. (1999). Evaluación de la experiencia, expresión y control de la cólera en Latinoamérica. *Psicología Contemporánea*, 6(1), 4-21.
11. 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.
12. 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.
13. Centro Nacional para la Prevención y el Control del VIH/SIDA (2014). *Vigilancia Epidemiológica de Casos de VIH/SIDA en México. Registro Nacional de Casos de Sida. Actualización al 30 de junio de 2014*. Ciudad de México: CENSIDA.
14. Cronbach, L.J., & Shavelson, R.J. (2004). My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures. *Educational and Psychological Measurement*, 64(3), 391-418.
15. Byrne, B.M. (2010). *Structural equations with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd. ed.). New York, NY: Routledge.
16. Carlozzi, B., Winterowd, C., Harrist, S., Thomason, N., Bratkovich, K., & Worth, S. (2010). Spirituality, Anger, and Stress in Early Adolescents. *Journal of Religion and Health*, 49(4), 445-459.
17. Glazer, K., Smith, T. W., Butner, J., Nealey-Moore, J., Hawkins, M. W., & Uchino, B.N. (2007). Hostility, anger, and marital adjustment: Concurrent and prospective associations with psychosocial vulnerability. *Journal of Behavioral Medicine*, 30(1), 1-10.
18. Hayduk, L., Cummings, G.G., Boadu, K., Pazderka-Robinson, H., & Boulianne, S. (2007). Testing! Testing! One, two three – Testing the theory in structural equation models! *Personality and Individual Differences*, 42(5), 841-850.
19. Kenny, D.A., & McCoach, D.B. (2003). Effect of the number of variables on measures of fit in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 10(3), 333-351.
20. Sharma, S., Mukherjee, S., Kumar, A., & 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(7), 935-943.

*Recibido: 03/03/2015*

*Aceptado: 15/06/2015*