

## Evaluación psicométrica de una medida breve de ira en adultos mayores con hipertensión



### Psychometric evaluation of a short measure of anger in older adults with hypertension

En los últimos años existe un incremento del envejecimiento en la población mundial. Esta es una tendencia que también se visualiza en el Perú, donde se estima que en el 2050 los adultos mayores (AM) representarán el 15,7% de la población total<sup>1</sup>. En esta etapa, los AM son más propensos a desarrollar diferentes enfermedades, siendo una de las más comunes la hipertensión arterial (HA). Es así como, casi dos tercios de los hombres y tres cuartos de las mujeres sufren HA a partir de los 70 años<sup>2</sup>. En el Perú, la HA es una de las causas más comunes de muerte en personas mayores de 65 años, sin embargo, la mayoría no son conscientes de su condición, por lo que no solicitan ni reciben tratamientos farmacológicos adecuados o mejoras en la dieta<sup>3</sup>.

La HA está asociada con la presencia del trabajo sedentario, tasas elevadas de obesidad y diabetes, bajo consumo de frutas y verduras, niveles educativos más bajos y un mayor estrés psicológico<sup>3</sup>. La HA es un factor de riesgo importante para la presencia de accidentes cerebrovasculares, insuficiencia cardíaca, infarto de miocardio, enfermedad renal crónica y cáncer, así como un conjunto de problemas psicológicos, como la depresión, ansiedad y mayor frecuencia de comportamientos agresivos<sup>4,5</sup>. Se sugiere también que un aumento en los niveles de enojo e ira, está asociado con una mayor depresión y generan un incremento del gasto cardíaco y la vasoconstricción periférica, lo que aumenta a su vez la presión arterial en AM<sup>4</sup>. De igual manera, un mayor nivel de ira predijo un aumento del grosor íntima-media de la arteria carótida, el riesgo de desarrollar el síndrome metabólico, aterosclerosis carotídea en AM con hipertensión no tratada<sup>6</sup>.

Respecto a las diferencias de la ira entre hombres y mujeres, la evidencia no es concluyente<sup>7</sup>. Estudios han sugerido que en población no clínica, las mujeres adultas presentan un mayor nivel de ira que los varones<sup>8</sup>; mientras que otras investigaciones no han reportado diferencias relevantes<sup>9</sup>. Considerando la importancia de la ira para la salud física y mental de los AM, se hace necesario contar con un instrumento breve, válido y confiable para su medición.

En este sentido y como parte de un estudio de mayor envergadura, la presente carta científica tiene como objetivo presentar

los hallazgos de la estructura factorial y la confiabilidad por consistencia interna de la Escala de Propensión a la Ira (APS-G, *Anger Proneness Scale*)<sup>7</sup>. Los ítems pertenecientes al APS-G están reflejados en el [Anexo 1](#). Así también, se muestra la invarianza factorial del APS-G en los AM considerando la variable sexo. Los participantes fueron 320 AM de Lima y Callao (195 mujeres y 125 hombres,  $M_{edad} = 72,8$ ;  $DE = 4,01$ ) diagnosticados con HA que asistían a los Centros del Adulto Mayor (CAM) del Seguro Social de Salud del Perú (EsSalud) y que fueron seleccionados mediante un muestreo no probabilístico de tipo intencional. Los AM se consideraron hipertensos cuando, durante la recopilación de datos, presentaron una presión sistólica  $\geq 140$  mmHg o presión diastólica  $\geq 90$  mmHg, o reportaron el uso medicado de antihipertensivos, demostrado a partir de la receta médica o las cajas de medicamentos. El 76,4% de los AM tenían diagnóstico de hipertensión hace más de seis años aproximadamente. El protocolo de la investigación fue aprobado por el Comité de Ética de la Universidad Privada del Norte.

Se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el método de estimación *Diagonally Weighted Least Squares with Mean and Variance* (WLSMV) corregido utilizando el software R de acceso libre. Los resultados indicaron que los cuatro ítems del APS-G se ajustan satisfactoriamente a un modelo de factor único, tanto en la muestra total ( $\chi^2 = 9,041$ ,  $gl = 2$ ; CFI = 0,997; RMSEA = 0,092 [IC 90% = 0,037 - 0,156]; SRMR = 0,027; WRMR = 0,590) como en las submuestras de hombres ( $\chi^2 = 5,666$ ,  $gl = 2$ ; CFI = 0,997; RMSEA = 0,103 [IC 90% = 0,00-0,107]; SRMR = 0,033; WRMR = 0,467) y mujeres ( $\chi^2 = 5,812$ ,  $gl = 2$ ; CFI = 0,997; RMSEA = 0,088 [IC 90% = 0,000-0,176]; SRMR = 0,027; WRMR = 0,473). Los ítems mostraron cargas factoriales ( $\lambda$ ) satisfactorias ( $\lambda_{promedio} = 0,741$  en la muestra total;  $\lambda_{promedio} = 0,764$  en hombres y  $\lambda_{promedio} = 0,724$  en mujeres). Los coeficientes Omega ( $\omega$ ) fueron considerados buenos ( $\omega_{total} = 0,832$ ;  $\omega_{mujeres} = 0,817$ ;  $\omega_{hombres} = 0,85$ ). El RMSEA no se utilizó para decidir el ajuste o la invarianza debido a su bajo rendimiento en modelos con pequeños grados de libertad como este<sup>10</sup>.

En la [tabla 1](#) se presentan los resultados de la invarianza factorial según sexo probada mediante un análisis factorial multigrupo. Se demuestra que las restricciones progresivas (invarianza configuracional, métrica, fuerte y estricta) no modificaron significativamente el ajuste del modelo entre ambos grupos, debido a que los cambios en los valores de CFI ( $\Delta CFI$ ) fueron menores a 0,01<sup>11</sup>. En este sentido, se puede asumir que el APS-G es invariante y mide

**Tabla 1**  
Cargas factoriales e invarianza factorial de la APS-G

APS-G	$\lambda$ muestra total	$\lambda$ muestra mujeres	$\lambda$ muestra hombres
Ítem 1	0,793	0,788	0,790
Ítem 2	0,847	0,825	0,877
Ítem 3	0,660	0,652	0,671
Ítem 4	0,663	0,632	0,716
$\omega$	0,932	0,817	0,850

  

Invarianza Factorial							
Modelo	$\chi^2$ (gl)	$\Delta\chi^2$ ( $\Delta gl$ )	p	RMSEA [IC 90%]	CFI	( $\Delta CFI$ )	( $\Delta RMSEA$ )
M1	11,478 (4)	-	0,059	0,159 [0,052; 0,187]	0,987	-	-
M2	13,026 (7)	1,882 (3)	0,118	0,105 [0,049; 0,128]	0,990	0,003	0,054
M3	28,505 (22)	21,609 (15)	0,712	0,073 [0,000; 0,090]	0,985	0,005	0,032
M4	29,512 (26)	2,129 (4)	0,190	0,065 [0,000; 0,114]	0,986	0,001	0,008

M1: configuracional; M2: métrica; M3: fuerte; M4: estricta;  $\lambda$ : carga factorial;  $\omega$ : coeficiente omega;  $\chi^2$ : chi cuadrado; gl: grados de libertad;  $\Delta\chi^2$ : diferencia de chi cuadrado;  $\Delta gl$ : diferencia de grados de libertad; p: probabilidad; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation; IC90%: intervalo de confianza al 90%; CFI: Comparative Fit Index;  $\Delta CFI$ : diferencia de CFI;  $\Delta RMSEA$ : diferencia de RMSEA.

el mismo constructo entre AM de ambos sexos. De esta forma, es posible utilizar el APS-G para comparar la propensión a la ira entre los AM de ambos sexos.

Una posible limitación de los resultados es la deseabilidad social inherente a la administración de instrumentos de tipo autoinforme. Asimismo, estos no se pueden generalizar a toda la población debido al tipo de muestreo utilizado. A pesar de las limitaciones, el estudio sugiere que el APS-G tiene evidencias empíricas de validez, confiabilidad e invarianza por sexo, convirtiéndose en una medida útil para la detección de la propensión a la ira autoinformada en los AM con HA. En este contexto, una fortaleza del APS-G es que emplea una cantidad mínima de ítems para medir la ira. Asimismo, los resultados apoyan la utilidad de la escala como una medida de detección de la ira en estudios longitudinales y transversales. Además, el APS-G podría ser utilizado como medida de la ira en estudios que exploran hasta qué punto las intervenciones psicológicas permiten un mejor manejo de la ira y así prevenir posibles problemas asociados con la morbilidad cardiovascular.

### Contribución de autoría

Todos los autores han leído, revisado y aprobado el texto final del artículo.

### Financiación

Esta investigación fue financiada por el Proyecto 20194003 de la Universidad Privada del Norte.

### Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

### Anexo. Material adicional

Se puede consultar material adicional a este artículo en su versión electrónica disponible en [doi:10.1016/j.regg.2020.06.001](https://doi.org/10.1016/j.regg.2020.06.001).

### Bibliografía

1. Dirección Técnica de Demografía e Indicadores Sociales del Instituto Nacional de Estadística e Informática. Perú: estimaciones y proyecciones de

población 1950-2050. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática; 2016.

2. Volpe M, Battistoni A, Rubattu S, Tocci G. Hypertension in the elderly: which are the blood pressure threshold values? Eur Heart J Suppl. 2019;21:B105-6, <http://dx.doi.org/10.1093/eurheartj/suz023>.
3. Chung B, Kim D, Nam EW. Evaluation of hypertension prevention and control programs in Lima, Peru. Osong Public Health Res Perspect. 2018;9:36-41, <http://dx.doi.org/10.24171/j.phrp.2018.9.1.07>.
4. Tel H. Anger and depression among the elderly people with hypertension. Neurol Psychiatry Brain Res. 2013;19:109-13, <http://dx.doi.org/10.1016/j.npbr.2013.05.003>.
5. Kannis-Dymand L, Salguero JM, Ramos-Cejudo J, Novaco RW. Dimensions of Anger Reactions-Revised (DAR-R): validation of a brief anger measure in Australia and Spain. J Clin Psychol. 2019;75:1233-48, <http://dx.doi.org/10.1002/jclp.22757>.
6. Anderson DE, Metter EJ, Hougaku H, Najjar SS. Suppressed anger is associated with increased carotid arterial stiffness in older adults. Am J Hypertens. 2006;19:1129-34, <http://dx.doi.org/10.1016/j.amjhyper.2006.04.018>.
7. García-Cadena CH, Daniel-González L, Valle OA, Caycho-Rodríguez T, Téllez López A. Construct validity of a new scale for assessing anger proneness (APS-G). Salud mental. 2018;41:229-36, <http://dx.doi.org/10.17711/SM.0185-3325.2018.034>.
8. Cubito DS, Brandon KO. Psychological adjustment in adult adoptees: assessment of distress, depression, and anger. Am J Orthopsychiatry. 2000;70:408-13, <http://dx.doi.org/10.1037/h0087856>.
9. Evers C, Fischer AH, Rodríguez-Mosquera PM, Manstead ASR. Anger and social appraisal: a «spicy» sex difference? Emotion. 2005;5:258-66, <http://dx.doi.org/10.1037/1528-3542.5.3.258>.
10. Taasoobshirazi G, Wang S. The performance of the SRMR, RMSEA CFI, and TLI: an examination of sample size, path size, and degrees of freedom. JAQM. 2016;11:31-40.
11. Cheung GW, Rensvold RB. Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. Struct Equ Modeling. 2002;9:233-55, <http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM0902.5>.

Tomás Caycho-Rodríguez<sup>a,\*</sup>, Miguel Barboza-Palomino<sup>a</sup>, José Ventura-León<sup>a</sup> e Isabel Cabrera-Orosco<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Facultad de Ciencias de la Salud, Universidad Privada del Norte, Lima, Perú

<sup>b</sup> Facultad de Humanidades, Universidad Continental, Huancayo, Perú

\* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: [tomas.caycho@upn.pe](mailto:tomas.caycho@upn.pe) (T. Caycho-Rodríguez).

<https://doi.org/10.1016/j.regg.2020.06.001>