



Psychologia. Avances de la Disciplina

ISSN: 1900-2386

Universidad San Buenaventura

Caycho-Rodríguez, Tomás; Ventura-León, José; Azabache-Alvarado, Karla;
Barboza-Palomino, Miguel; Fergusson-Cárdenas, Ingrid; Rojas-Jara, Claudio
Evidencias psicométricas iniciales de la escala de autoeficacia
para envejecer (EAEE) en adultos mayores peruanos

Psychologia. Avances de la Disciplina, vol. 12, núm. 2, 2018, Julio-Diciembre, pp. 47-60
Universidad San Buenaventura

DOI: <https://doi.org/10.21500/19002386.3421>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=297266678004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org



Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

EVIDENCIAS PSICOMÉTRICAS INICIALES DE LA ESCALA DE AUTOEFICACIA PARA ENVEJECER (EAEE) EN ADULTOS MAYORES PERUANOS

EVIDENCE PSYCHOMETRIC INITIAL OF THE SCALE OF SELF-EFFICACY FOR AGING (EAEE) IN PERUVIAN ELDERLY

TOMÁS CAYCHO-RODRÍGUEZ^{A*}, JOSÉ VENTURA-LEÓN^A, KARLA AZABACHE-ALVARADO^A, MIGUEL BARBOZA-PALOMINO^A, INGRID FERGUSON-CÁRDENAS^B, CLAUDIO ROJAS-JARA^B

^AUNIVERSIDAD PRIVADA DEL NORTE, LIMA – PERÚ

^BUNIVERSIDAD CATÓLICA DEL MAULE, TALCA – CHILE

FECHA RECEPCIÓN: 1/03/2018 • FECHA ACEPTACIÓN: 17/05/2018

Para citar este artículo: Caycho-Rodríguez, T., Ventura-León, J., Azabache-Alvarado, K., Barboza-Palomino, M., Ferguson-Cárdenas, I., & Rojas-Jara, C. (2018). Evidencias Psicométricas Iniciales de la Escala de Autoeficacia para Envejecer (EAEE) en adultos mayores peruanos. *Psychologia*, 12(2), 47-60. doi: 10.21500/19002386.3421

Resumen

El estudio examina las evidencias psicométricas de la Escala de Autoeficacia para Envejecer (EAEE) en una muestra de 400 adultos mayores (75.2% mujeres y 24.8% hombres) de la ciudad de Trujillo (Perú) con una edad promedio de 73.37 años ($DE = 7.86$). Los participantes completaron la EAEE junto con medidas de satisfacción con la vida y depresión. El análisis factorial exploratorio (AFE), reveló que la EAEE presentaba una estructura factorial unidimensional. El análisis factorial confirmatorio (AFC), mostró que el modelo unidimensional tenía un ajuste aceptable ($S-B\chi^2 = 54.02$, $df = 345$ $p = .001$; $S-B\chi^2/df = 1.54$; $CFI = .97$; $RMSEA = .052$ [IC90% .021, .078]; y $SRMR = .049$; $AIC = 118.96$) y una confiabilidad adecuada ($\omega = .88$ [IC95% .84 – .91]; $\alpha = .88$ [IC95%: .84 - .91]). Los puntajes de la EAEE se correlacionaron de manera positiva con la satisfacción con la vida ($r = .56$, $p < .01$ [IC95%: .46, .79]) y negativa con la depresión ($r = -.48$, $p < .01$ [IC95%: -.37, -.73]). Los resultados sugieren que la EAEE presenta evidencias de validez basada en la estructura interna, convergente y discriminante, así como una adecuada confiabilidad.

Palabras claves: adulto mayor; autoeficacia para envejecer; confiabilidad; validez.

* Correspondencia: Tomás Caycho-Rodríguez. E-mail: tomas.caycho@upn.pe. Teléfono: (+51) 941715057. Dirección postal: Av. Tingo María 1122, Breña, Lima.

Abstract

The study examines the psychometric evidences of the Self-Efficacy Scale for Aging (EAEE) in a sample of 400 older adults (75.2% women and 24.8% men) from the city of Trujillo (Peru) with an average age of 73.37 years ($DE = 7.86$). The participants completed the EAEE along with measures of life satisfaction and depression. The exploratory factor analysis (AFE) revealed that the EAEE presented a one-dimensional factorial structure. The confirmatory factor analysis (CFA) showed that the one-dimensional model had an acceptable fit ($S-B\chi^2 = 54.02$, $df = 345$ $p = .001$; $S-B\chi^2/df = 1.54$; $CFI = .97$; $RMSEA = .052$ [IC90% .021, .078]; y SRMR = .049; AIC = 118.96) and an adequate reliability ($\omega = .88$ [IC95% .84 – .91]; $\alpha = .88$ [IC95%: .84 - .91]). EAEE scores correlated positively with satisfaction with life ($r = .56$, $p < .01$ [IC95%: .46, .79]) and negative with depression ($r = -.48$, $p < .01$ [IC95%: -.37, -.73]). The results suggest that the EAEE presents evidence of validity based on the internal structure, convergent and discriminant, as well as an adequate reliability.

Keywords: older adult; self-efficacy to age; reliability; validity.

Introducción

En la actualidad, se estima que a nivel mundial existen cerca de 600 millones de personas mayores de 60 años, cifra que podría llegar a duplicarse en el año 2025 (Ward, Parikh, & Workman, 2011). Estimaciones más recientes señalan que el 75% del total de las personas mayores de 60 años residen en países en desarrollo, esperando que para el año 2050, llegue a un 80%, lo que evidencia un acelerado proceso de envejecimiento en países de América Latina en comparación a países desarrollados (Fergusson, 2017). Así, por ejemplo, en Perú las personas entre 60 y 79 años constituyen el 7.6% de la población total (Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI], 2016a). Se espera que en el año 2050 las personas mayores a 60 años alcancen el 15.7% (INEI, 2016b). Este incremento de los adultos mayores (AM), genera que en los últimos años se realicen esfuerzos para comprender y definir lo que constituye el envejecimiento exitoso y ampliar el enfoque de la investigación sobre el envejecimiento más allá de la enfermedad física y la discapacidad (Cosco, Prina, Perales, Stephan, & Brayne, 2014a; Cosco, Prina, Perales, Stephan, & Brayne, 2014b; Foster & Walker, 2014; Reichstadt, Sengupta, Depp, Palinkas, & Jeste, 2010). Lo anterior es importante para la formulación de políticas de salud pública dirigidas a los AM (Rodríguez, 2016).

El envejecimiento exitoso, o también denominado envejecimiento saludable, activo, productivo o positivo (Martin et al., 2015), es un concepto multidimensional

conformado por dimensiones objetivas y subjetivas (Pruchno, Wilson-Genderson, Rose, & Cartwright, 2010), que trasciende el buen estado de salud y abarca una baja probabilidad de enfermedad y discapacidad, un adecuado funcionamiento físico y cognitivo, relaciones familiares y sociales adecuadas, así como la presencia de afectos positivos y satisfacción con la vida (Fernández-Ballesteros et al., 2008; Fernández-Ballesteros et al., 2010). Para la Organización Mundial de la Salud (OMS), el envejecimiento activo implica la capacidad de las personas mayores para mejorar su calidad de vida a través de la optimización de sus recursos en pro de mejorar su bienestar físico, psicológico y social (OMS, 2015). Es así que el deterioro funcional del envejecimiento puede ser postergado al tener una activa vida mental, física y social; ello es propuesto en los programas de promoción que se enfocan en otorgar la mejor vida posible para la conservación de la fuerza física, la capacidad mental y la productividad en la sociedad que les permita acceder a oportunidades de contribuir en diversas maneras con sus familiares y el entorno (Jenkins, 2005).

Debido al creciente aumento de los AM en Perú y otros países latinoamericanos (Fergusson, 2017), la preocupación sobre cómo envejecer con éxito hace necesario profundizar en el conocimiento de los factores que influyen en el envejecimiento exitoso orientado al desarrollo de una vida sana y feliz durante la vejez (Cha, Seo, & Sok, 2012; Paskulin, Vianna, & Molzahn, 2009). La vejez es una etapa del ciclo vital altamente heterogénea donde la mirada patologizante no entrega

suficientes respuestas que permitan la comprensión de su complejidad. Así, en los últimos años está creciendo el interés por el estudio del rol que cumple la autoeficacia dentro del proceso de envejecimiento exitoso (Blanco, 2011; Fernández-Ballesteros, et al., 2010).

La autoeficacia refleja la creencia en las propias capacidades para llevar a cabo con éxito acciones encaminadas al logro de rendimientos deseados (Bandura, 1977). Este concepto lleva a considerar que la autoeficacia no se centra en los recursos que la persona posee, sino en que se juzgue capaz de utilizarlos en diferentes contextos (Pavón & Arias, 2013). Así, un individuo que confía en sus capacidades, será más persistente y realizará mayores acciones para conseguir los objetivos propuestos (Rice, Lockenhoff, & Cartensen, 2002).

La autoeficacia es una variable central en la teoría cognitiva social de Bandura (1977) que influye en el inicio de un conjunto de actividades que las personas eligen participar, el tiempo y esfuerzo que invertirán en dichas actividades, y en qué medida persistirán en las mismas a pesar de las barreras y/o inconvenientes que pueden aparecer, jugando un papel central en la explicación de la motivación y el comportamiento (McAuley et al., 2011). Las creencias de autoeficacia son de considerable interés como mediadores del estilo de vida y el comportamiento en muchos dominios de la vida (McAvay, Seeman, & Rodin, 1996). En este sentido, la autoeficacia no se puede generalizar a todos los ámbitos en que la persona se desenvuelve, ya que, el individuo puede percibirse capaz de realizar algunas tareas específicas, pero no otras (Bandura, 2001). Por ejemplo, un individuo puede considerarse capaz de gestionar con éxito un proyecto de investigación, pero al mismo tiempo, sentirse incapaz de dejar de fumar. Así, el considerarse capaz o no dependerá de la tarea a la cual la persona se enfrente (Pavón, 2015).

Dentro de los estudios sobre el envejecimiento, la inclusión del concepto autoeficacia ha sido reciente, pero de particular relevancia debido a las experiencias y eventos que acontecen en este periodo del ciclo vital (Pavón & Arias, 2013). Muchas de estas experiencias (por ejemplo, problemas de salud) pueden mejorar las percepciones de autoeficacia de los AM en muchos dominios de la vida, incluyendo salud, economía, seguridad y relaciones sociales. Diversos estudios con AM, muestran asociaciones significativas entre la percepción de autoeficacia y el

estado de salud (McAuley et al., 2006; Salbach et al., 2006; Schwarzer & Renner, 2000), temores a las caídas (Li, Fisher, Harmer, & McAuley, 2005; Liu-Ambrose et al., 2006), cambios en el funcionamiento físico (French, Olander, Chisholm, & McSharry, 2014), reducción de los niveles de ansiedad (Stanley et al., 2002), la capacidad de sobrevivir a un accidente cerebrovascular (Hellstrom, Lindmark, Wahlberg, & Fugl-Meyer, 2003; Pang, Eng, & Miller, 2007) y la participación en ejercicios de rehabilitación (Kuys, Donovan, Mattin, & Choy, 2015). Así también, la autoeficacia se relaciona con la disminución de la depresión y la ansiedad, además de moderar la relación entre la salud física subjetiva y los síntomas depresivos (Chou & Chi, 2001).

En el ámbito gerontológico, ha surgido el concepto de la autoeficacia para envejecer (AEE), definido como la percepción que el individuo tiene acerca del control que ejercerá en el futuro en las áreas cognitiva, física, socioemocional y la salud (Fernández-Ballesteros et al., 2010). De esta manera, una mayor creencia de eficacia permitirá a los individuos considerar que tienen las capacidades necesarias para ejercer un mejor control y modificar su contexto buscando una mejor calidad de vida (Pavón, 2015). Si bien se considera que en la vejez la autoeficacia tiende a disminuir, producto de la presencia de situaciones que son difíciles de controlar para los AM debido a déficit físicos y cognitivos (Lachman, Neupert, & Agrigoroaei, 2011), las evidencias no son totalmente claras (Pavón & Arias, 2013). Así, por ejemplo, algunas investigaciones revelan la ausencia de diferencias significativas en la AEE entre grupos de 44 a 54 años y mayores de 60 años (Pavón & Arias, 2012; Pavón & Zariello, 2011).

Para la medición de la AEE, se ha construido la Escala de Auto-Eficacia para envejecer (EAEE) destinada a medir la percepción de autoeficacia en relación a los cambios cognitivos, físicos, socioemocionales y de salud acontecidos durante la vejez (Fernández-Ballesteros, 2008). La EAEE, que forma parte del European Survey on Aging Protocol ([ESAP], Fernández-Ballesteros et al., 2004, Fernández-Ballesteros, Schroot, & Rudinger, 1998), ha sido utilizada como medida adicional para determinar los niveles de competencia en la vejez (Fernández-Ballesteros et al., 2004) y el envejecimiento exitoso (Fernández-Ballesteros et al., 2010).

Los estudios acerca de la AEE, utilizando la EAEE se han centrado en Europa (Fernández-Ballesteros et al., 1998; Fernández-Ballesteros et al., 2004; Fernández-Ballesteros et al., 2010), principalmente en España, donde se han obtenido puntuaciones promedio de 2.52 en AM mayores de 90 años (Zamarrón, Fernández-Ballesteros, Díaz, Montero, & López, 2007) y de 2.58 en individuos entre los 55 y 75 años (Fernández-Ballesteros, 2006), además no se reportaron diferencias significativas en las puntuaciones de AEE en función al tipo de residencia (particular o de larga estancia) (Zamarrón et al., 2007) y el grupo de edad (55 a 64 años y 65 a 75 años) (Fernández-Ballesteros, 2006). Caso contrario, sí se evidencian diferencias significativas en la AEE en aquellos AM con estudios superiores o universitarios y con mayores ingresos económicos (Fernández-Ballesteros, 2006). En América Latina (AL), Argentina ha congregado los esfuerzos por el estudio científico de esta variable. Así en este país, se reporta que la AEE se relaciona con el bienestar psicológico en personas de 44 a 86 años (Pavón, 2012); por otro lado, las mujeres presentan mayores creencias de eficacia para envejecer (Pavón, 2012; Pavón & Arias, 2013) y no se evidencian diferencias significativas en la AEE al comparar grupos de diferentes edades (Pavón & Zariello, 2011).

A pesar de los diferentes estudios en AL utilizando la EAEE, son muy pocas las evidencias psicométricas de la escala. Fernández-Ballesteros (2008), señala que la EAEE está conformada por cuatro dimensiones (salud, cognitiva, física y funcional, socioemocional), aunque no se brinda evidencia empírica que sustente esta estructura. Asimismo, esta versión presenta un alto índice de consistencia interna ($\alpha = 0.84$) y se relaciona significativamente con otras medidas de percepción de salud, ajuste físico y cognitivo, superación de conflictos, satisfacción y empatía interpersonal (Fernández-Ballesteros et al., 2010). De igual manera, y hasta donde se conoce en base a la revisión de la literatura, la versión utilizada en Argentina tampoco muestra evidencias empíricas de la estructura interna, pero sí muestra una adecuada confiabilidad por consistencia interna ($\alpha = 0.88$; Pavón & Arias, 2013).

Por otro lado, un estudio realizado con 120 costarricenses, entre mujeres y hombres con un promedio de edad de 60.3 años, muestra evidencia psicométrica de

la escala (Blanco & Salazar, 2014). A partir de un análisis factorial exploratorio, utilizando el método de extracción de componentes principales y rotación varimax, se reportó la existencia de dos dimensiones que explican el 57% de la varianza. El primer factor, mide la percepción de autoeficacia para resolver problemas emocionales, de memoria y aquellos relacionados con las redes de apoyo; mientras que el segundo factor, se centra en la medición de la autoeficacia para superar problemas intelectuales y de independencia, así como prevenir problemas de salud. Además, presenta una adecuada confiabilidad ($\alpha = 0.87$) y se brinda evidencia de una relación significativa de las puntuaciones de la EAEE con una medida de afectos positivos y negativos.

Considerando el escaso número de investigaciones en el Perú y otros países latinoamericanos respecto a la medición de la AEE utilizando la EAEE, el presente estudio se plantea la pregunta: ¿la EAEE presenta confiabilidad y evidencias de validez en AM peruanos? En ese sentido, se plantearon los siguientes objetivos: a) examinar la estructura factorial de la EAEE; b) estimar la confiabilidad mediante el método de consistencia interna y c) brindar evidencia acerca de la validez convergente y discriminante de la EAEE.

Método

Participantes

En el presente estudio, participaron un total de 400 AM (75.2% mujeres y 24.8% hombres) de la ciudad de Trujillo (Perú), seleccionados por muestreo intencional. Las edades de los participantes estuvieron comprendidas entre los 65 y 98 años con una edad promedio de 73.37 años ($DE = 7.86$). Al comparar las edades promedio de hombres ($M = 76.91$, $DE = 7.64$) y mujeres ($M = 72.20$, $DE = 7.59$), se observan diferencias estadísticamente significativas y tamaño del efecto (TE) moderado a favor de los hombres ($t_{(398)} = 5.34$, $p = 0.000$, $d = 0.62$ IC95% 0.39-0.85). Los participantes en su mayoría ($N = 137$; 34.3%) eran casados, el 23% ($N = 92$) estaba divorciado y/o separado, 19.85% ($N = 79$) era viudo, 16.8% ($N = 67$) era conviviente y el 6.3% ($N = 25$) estaba soltero.

De acuerdo a las recomendaciones para los estudios de validación de escalas (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2010), la muestra original se

dividió aleatoriamente en dos submuestras. La primera muestra (Muestra 1) se utilizó para el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y estuvo conformada por 199 AM, 152 mujeres (76.4%) y 47 hombres (23.6%) con una edad promedio de 73.55 años ($DE = 7.83$). Se evidenció una diferencia significativa y TE moderado de la edad de acuerdo al sexo a favor de los hombres ($t_{(197)} = 4.18$, $p = 0.000$, $d = 0.69$ IC95% 0.36-1.03). La segunda muestra (Muestra 2), utilizada para el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), consistió en 201 AM, de los cuales 149 eran mujeres (74.1%) y 52 hombres (25.9%) con un promedio de edad de 73.13 años ($DE = 7.93$). El análisis de comparación de los promedios de edad entre hombres y mujeres, reportó una diferencia significativa y TE moderado a favor de los hombres ($t_{(199)} = 3.47$, $p = 0.001$, $d = 0.56$ IC95% 0.24-0.88).

Se pudo satisfacer la proporción mínima de aproximadamente 200 casos que generalmente se recomienda para este tipo de procedimientos (Caycho-Rodríguez, 2017a; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014; Velicer & Fava, 1998). En este sentido, las submuestras para el AFE y AFC permiten asegurar la confiabilidad de la estructura factorial emergente.

Instrumentos

Escala de Auto-Eficacia para envejecer (EAEE) (Fernández-Ballesteros, 2008). La EAEE tiene como objetivo medir la autoeficacia para envejecer, referido a las dimensiones de salud, cognición, habilidades físicas y funcionales, así como las habilidades socio-emocionales. Está conformada por 10 ítems con 4 opciones de respuesta (casi nada, algo, bastante y mucho) que permite elegir la mejor alternativa que expresa lo que pasará en el futuro. La versión original permite obtener una puntuación total de la prueba y por cada dimensión.

Escala de Satisfacción con la Vida (SWLS) (Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985). La SWLS se compone de cinco ítems que evalúan la satisfacción global con su vida. Se utilizó la versión española de la SWLS (Atienza, Pons, Balaguer, & García-Merita, 2000), adaptada al contexto del adulto mayor peruano (Caycho-Rodríguez et al., 2018) con cinco opciones de respuesta (1 = totalmente en desacuerdo, 5 = totalmente de acuerdo). La puntuación total de la SWLS se calculó como el

promedio de los cinco ítems. En el presente estudio, el coeficiente alfa de Cronbach fue de .90 (IC95%: .88 - .92).

Escala de Depresión Geriátrica-5 ítems (GDS-5; Gómez-Angulo & Campo-Arias, 2011). La GDS-5 mide los síntomas cognoscitivos de la depresión en adultos mayores. En el presente estudio se utilizó la versión breve de 5 ítems dicotómicos derivada de la escala original de 30 ítems (Yesavage & Brink, 1983) validada en el Perú (Dominguez-Lara, 2017). Esta versión presenta un valor del coeficiente alfa de Cronbach de .79 (IC95%: .75 - .83) en el presente estudio.

Procedimiento

El estudio contó con la aprobación del comité de ética de la primera de las universidades participantes en el estudio. Posteriormente, se informó el objetivo, así como los aspectos éticos y metodológicos del estudio a las autoridades de los Centros del Adulto Mayor (CAM) del Seguro Social de Salud de la ciudad de Trujillo, consiguiendo el permiso para la aplicación de los instrumentos de medida. Se obtuvo la participación voluntaria de los adultos mayores a través de la firma del consentimiento informado. Un grupo de psicólogos entrenados, administraron los instrumentos de manera colectiva e individual en un tiempo aproximado de 30 minutos.

Análisis de datos

En una primera instancia se calcularon la media, desviación estándar, asimetría, curtosis y el índice de homogeneidad corregido (IHc) para los 10 ítems de la EAEE. Se considera un IHc adecuado cuando el valor es superior 0.30 (Kline, 1999). Asimismo, se calculó el coeficiente Mardia (1970) de normalidad multivariada.

En segundo lugar, se realizó el análisis factorial exploratorio (AFE) a través del programa FACTOR 10.3 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2007). Se comprobó previamente la adecuación de la matriz de correlación. Para esto, se calcularon la medida de adecuación muestral de Kaiser-Mayer-Olkin (KMO) de Kaiser (1970) y el test de esfericidad de Bartlett. Un valor de KMO $\geq .70$ (Costello & Osborne, 2005; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010) y un $p < .05$ del test de Bartlett (Everitt & Wykes, 2001), expresan la suficiencia de la matriz de

correlación de los ítems para realizar el AFE. Se empleó el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderado (MCNP), debido al no cumplimiento del supuesto de normalidad multivariada (Lloret-Segura et al., 2014). Asimismo, el análisis paralelo (AP; Horn, 1965) se utilizó para determinar el número de factores a extraer, a partir de la comparación de los autovalores empíricos y los autovalores generados al azar (Hayton, Allen & Scarpello, 2004; Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). Autovalores mayores a los generados al azar se conservaron para el análisis (O'Connor, 2000).

En tercer lugar, se analizó la estructura factorial de la EAEE mediante el análisis factorial confirmatorio (AFC) a través del programa EQS 6.2 (Bentler & Wu, 2012). Considerando la naturaleza ordinal de los ítems (Dominguez, 2014), se utilizó el método de máxima verosimilitud robusta y la matriz de correlación policóricas (Rhemtulla, Brosseau-Liard & Savalei, 2012). Se utilizó la prueba chi-cuadrado (χ^2) corregida, debido a la falta de normalidad de las puntuaciones (SB- χ^2 ; Satorra & Bentler, 1994). Considerando que la SB- χ^2 es sensible al tamaño de la muestra (Fujikoshi, 2000), se evaluó el ajuste general del modelo a través del cálculo de otros índices como, la chi-cuadrado relativa (SB- χ^2/df ; Bollen, 1998), donde valores entre 2 y 3 expresa un ajuste adecuado del modelo (Carmines & McIver, 1981), el índice de ajuste comparativo (CFI), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y el residuo cuadrático medio estandarizado (SRMR). De conformidad con las normas establecidas (Hu & Bentler, 1999) valores $\geq .90$ para CFI y $\leq .08$ para RMSEA y SRMR brindan evidencia empírica aceptable para el ajuste del modelo. Asimismo, se calculó el criterio de información de Akaike (AIC por sus siglas en inglés; Akaike, 1974) para la comparación de modelos (Wicherts & Dolan, 2004). El AIC evalúa el ajuste del modelo a los datos y la complejidad del mismo, donde el valor más pequeño indica un mejor ajuste (Burnham & Anderson, 2002).

La estimación de la confiabilidad de las puntuaciones observadas se realizó mediante el cálculo el coeficiente alfa de Cronbach con sus intervalos de confianza (IC) (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2015). Para la confiabilidad de las variables latentes se calculó el coeficiente omega (McDonald, 1999) con sus respectivos IC (Ventura-León, 2017). Se esperan magnitudes $>$

.80 para los coeficientes α (Merino, Navarro, & García, 2014) y ω (Raykov & Hancock, 2005).

Para evaluar las evidencias de validez convergente y discriminante de la EAEE se llevó a cabo un análisis de correlación bivariada con otras medidas de satisfacción con la vida (SWLS) y depresión (GDS-5) que están teóricamente relacionadas con la autoeficacia (Hobfoll, 2002; Jang, Haley, Small, & Mortimer, 2002; Jopp & Rott, 2006). En este sentido, se calculó los coeficientes de correlación de Pearson (r) y sus respectivos IC utilizando el programa SPSS v.25 y un módulo MS Excel® ad hoc respectivamente (Caycho-Rodríguez, 2017a). Se estimó el tamaño del efecto (TE) de las correlaciones en base al valor del coeficiente r , donde $r \geq .20$ expresa un TE mínimo; $r \geq .50$ TE moderado y $r \geq .80$ TE fuerte (Caycho-Rodríguez, 2017a).

Resultados

Estudio 1: Análisis Factorial Exploratorio (AFE)

La tabla 1 presenta los estadísticos descriptivos para cada uno de los 10 ítems de la EAEE en la Muestra 1. El IHC de todos los ítems es superior al valor mínimo recomendado de 0.30 (Kline, 1999). Asimismo, los promedios más elevados corresponden al ítem 4 (“Creo que seré capaz de ser independiente”) y 6 (“Creo que voy a hacer cosas para prevenir la mayor parte de los problemas de salud”). Por su parte, la media más baja corresponde al ítem 1 (“Cuando surja un problema de salud creo que lo podré resolver”). En relación a la asimetría y la curtosis, todos los valores están dentro del límite ± 1.5 (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Forero, Maydeu-Olivares, & Gallardo-Pujol, 2009).

Los datos de la Muestra 1 aleatoria se sometieron a un AFE con el objetivo de identificar la posible estructura factorial de la EAEE. En primer lugar, y previo al AFE, se calculó el coeficiente de KMO que tuvo un valor de 0.90, considerado como muy bueno ($KMO \geq 0.80$; Costello & Osborne, 2005; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Del mismo modo, el valor de la prueba de esfericidad de Bartlett fue significativa ($\chi^2 = 1057.8$, $df = 45$, $p < 0.000$). En suma, ambos resultados sugieren que los ítems fueron apropiados para proceder con el análisis factorial (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010).

Tabla 1. Índice de homogeneidad corregido, desviaciones estándar, asimetría, curtosis, cargas factoriales, h^2 , α y ω de la Escala de Auto-Eficacia para envejecer (EAEE) en la Muestra 1 (AFE) y Muestra 2 (AFC)

Ítem	Muestra 1 (AFE) n = 199							Muestra 1 (AFC) n = 201						
	IHc	M	D.E.	g1	g2	Carga Factorial	h^2	IHc	M	D.E.	g1	g2	Carga Factorial	h^2
Ítem 1	0.58	2.78	0.84	-0.33	-0.42	0.62	0.33	0.58	2.77	0.82	-0.13	-0.61	0.61	0.37
Ítem 2	0.63	2.97	0.91	-0.49	-0.63	0.66	0.44	0.54	2.85	0.93	-0.44	-0.64	0.55	0.31
Ítem 3	0.69	2.87	0.85	-0.25	-0.69	0.73	0.54	0.55	2.88	0.84	-0.33	-0.51	0.55	0.31
Ítem 4	0.69	3.00	0.83	-0.53	-0.29	0.74	0.54	0.50	2.85	0.82	-0.31	-0.45	0.53	0.28
Ítem 5	0.64	2.86	0.82	-0.24	-0.57	0.68	0.46	0.67	2.95	0.79	-0.44	-0.19	0.72	0.53
Ítem 6	0.72	3.01	0.84	-0.52	-0.36	0.76	0.58	0.60	2.89	0.86	-0.40	-0.46	0.65	0.42
Ítem 7	0.72	2.98	0.87	-0.46	-0.66	0.76	0.58	0.65	2.83	0.89	-0.32	-0.69	0.71	0.49
Ítem 8	0.67	2.94	0.84	-0.16	-0.99	0.71	0.49	0.67	2.81	0.86	-0.14	-0.78	0.74	0.55
Ítem 9	0.72	2.87	0.89	-0.32	-0.71	0.75	0.56	0.60	2.79	0.86	-0.39	-0.43	0.67	0.44
Ítem 10	0.68	2.91	0.93	-0.56	-0.54	0.72	0.52	0.71	2.79	0.89	-0.21	-0.78	0.78	0.60
% varianza	55.7%							48.61%						
Mardia	143.732							147.863						
α (IC95%)	0.91 (IC95% 0.88 – 0.93)							0.88 (IC95%: .84 - .91)						
ω	0.91 (IC95% 0.88 – 0.93)							0.88 (IC95% .84 – .91)						

Nota: IHc= Índice de homogeneidad corregido; M= Media; DE= Desviación Estándar; g1 = Asimetría; g2 = Curtosis. Ítem 1 = Cuando surja un problema de salud creo que lo podré resolver; Ítem 2 = Si tengo problemas en mis relaciones con la familia y los amigos seré capaz de superarlos; Ítem 3= Pienso que podré mantener mi rendimiento intelectual como hasta ahora; Ítem 4 = Creo que seré capaz de ser independiente; Ítem 5 = Si mi estado de ánimo sufre altibajos con los años, seré capaz de superarlos; Ítem 6= Creo que voy a hacer cosas para prevenir la mayor parte de los problemas de salud; Ítem 7= Creo que podré resolver los problemas de soledad que puedan surgir; Ítem 8= En el futuro, creo que me podré valer por mí misma/o.; Ítem 9= Si en el futuro aparecen algunos problemas de memoria, creo que podré compensarlos; Ítem 10= Creo que con la edad, podré mantener un buen estado físico.

La extracción y determinación del número de factores se realizó mediante el análisis paralelo (AP) de Horn. Los resultados sugieren la presencia de un único factor con autovalores mayores a los generados por el azar y que explicaba el 55.7% de la varianza total. De igual manera, las comunales de los 10 ítems fueron mayores a lo mínimo requerido ($h^2 < .30$; Costello & Osborne, 2005) para no alterar significativamente los resultados del análisis factorial (Velicer & Fava, 1998). Las cargas factoriales, las comunidades, así como el coeficiente α y ω se muestran en la Tabla 1.

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

La tabla 1, presenta también los estadísticos descriptivos de los ítems (media, desviación estándar,

asimetría y curtosis) del FLS para la segunda submuestra aleatoria. Los IHc de la totalidad de ítems presentan valores mayores al mínimo recomendado (IHc > 0.30; Kline, 1999). Por su parte, el ítem 5 presenta la media más alta ($M = 2.95$; $DE = 0.79$) y el ítem 1 ($M = 2.77$; $DE = 0.82$) la menor media. Todos los valores de asimetría y la curtosis se encuentran dentro del rango ± 1.5 (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). El valor del coeficiente de Mardia (1970) no permite cumplir el supuesto de normalidad multivariada, al ser un valor superior a 70, lo que hace necesario atenuar los datos (Rodríguez & Ruiz, 2008).

Se verificó la estructura unidimensional derivada del AFE, donde los diez ítems explicaban un solo factor (Modelo 1). Adicionalmente se evaluaron dos modelos

sustentados en la literatura previa: El modelo original de cuatro de factores (Modelo 2: salud, cognitivo, habilidades físicas y funcionales, socio-emocionales) y el de dos factores (Modelo 3) propuesto por Blanco y Salazar (2014). Al comparar los modelos, el Modelo 1, presenta satisfactorios y mejores índices de ajuste ($S-B\chi^2 = 54.02$, $df = 345$, $p = .001$; $S-B\chi^2/df = 1.54$; $CFI = .97$; $RMSEA = .052$ [IC90% .021, .078]; y $SRMR = .049$; $AIC = 118.96$). Además, al comparar el AIC, el Modelo 1 presentaba un menor valor que los otros.

Tabla 2. Índices de bondad de ajuste estadístico del EAEE (n = 201)

	S-B χ^2 (gl)*	S-B χ^2 /gl	SRMR	CFI	RMSEA (IC 90%)	AIC
Modelo 1 (AFE)	54.02 (35)	1.54	.049	.97	.052 (.021, .078)	118.96
Modelo 2 (original)	70.900 (29)	2.45	.047	.94	.085 (.060, .110)	122.90
Modelo 3 (Costa Rica)	203.407 (34)	5.98	.049	.91	.112 (.097, .127)	245.41

Nota: χ^2 = Chi cuadrado, gl = Grados de libertad, SRMR = raíz residual estandarizada cuadrática media, RMSEA = Error Cuadrático Medio de Aproximación, CFI = índice de ajuste comparativo, IC = Intervalos de confianza.

Las cargas factoriales estandarizadas (λ) para el Modelo 1 fueron significativas y en la dirección esperada (ítem 1 = 0.61; ítem 2 = 0.55; ítem 3 = 0.55; ítem 4 = 0.53; ítem 5 = 0.72; ítem 6 = 0.65; ítem 7 = 0.71; ítem 8 = 0.74; ítem 9 = 0.67; ítem 10 = 0.78), con un $\lambda_{\text{promedio}}$ de 0.65, cercano al .70 requerido (Hair et al., 2014). Asimismo, las correlaciones entre los ítems de la EAEE no son mayores a .90 (no existe multicolinealidad), lo que permite brindar evidencia empírica de validez interna discriminante (Tabachnick, Fidell, & Osterlind, 2001). Estos resultados brindan evidencia empírica para elegir el Modelo 1 como el que mejor representa el constructo AEE.

La confiabilidad para variables latentes ($\omega = .88$ [IC95% .84 – .91]) y las puntuaciones observadas ($\alpha = .88$ [IC95%: .84 - .91]) presentan los mismos valores

(Tabla 1). Los resultados indican una confiabilidad adecuada del modelo unidimensional de la EAEE

Validez convergente y discriminante

Para examinar la validez convergente y discriminante de la EAEE, se calcularon los coeficientes de correlación de Pearson entre las puntuaciones de la EAEE, SWLS y la GDS-5. Como se esperaba, la EAEE se correlacionó negativamente de manera significativa con la GDS-5 ($r = -.48$, $p < .01$ [IC95%: -.37, -.73]). Así también, se reportó correlaciones positivas y significativas entre la EAEE y la SWLS ($r = .56$, $p < .01$ [IC95%: .46, .79]). Ambas correlaciones presentan un TE pequeño ($r \geq .20$) y moderado ($r \geq .50$) (Caycho-Rodríguez, 2017a), presentando evidencias de validez convergente y divergente aceptable.

Discusión

El propósito del estudio fue examinar las propiedades psicométricas de la EAEE para su uso en la población adulta mayor del Perú. En este sentido, la EAEE demostró tener buena confiabilidad y evidencias empíricas de validez basada en la estructura interna, validez convergente y discriminante.

Se realizó un AFE y AFC. En el primer caso, se reportó una estructura de un factor con cargas factoriales altas que representan la AEE. Por su parte, el AFC revela adecuados índices de ajuste para el modelo unifactorial. Si bien originalmente se concibió que la EAEE medía cuatro aspectos de la AEE (Fernández-Ballesteros, 2008) y otros estudios apostaban por un modelo bidimensional (Blanco & Salazar, 2014), la evidencia empírica encontrada en el estudio peruano, a partir del AFE y AFC, apoya que los diez ítems de la EAEE forman una sola dimensión. Es importante destacar que, a diferencia de estudios anteriores que han utilizado una aproximación exploratoria, aquí se analiza por primera vez la estructura interna de la EAEE desde una perspectiva confirmatoria en una muestra de AM. Es así que, se contó con las condiciones adecuadas para evaluar el ajuste de los tres modelos propuestos con el objetivo de analizar su pertinencia en esta muestra en particular.

Los coeficientes alfa de Cronbach derivados de los modelos de AFE (0.91 [IC95% 0.88 – 0.93]) y

AFC (0.88 [IC95%: .84 - .91]) son consistentes con los valores del coeficiente alfa encontradas por otros autores en España (Fernández-Ballesteros et al., 2008), Costa Rica (Blanco & Salazar, 2014) y Argentina (Pavón & Arias, 2013). Estos resultados proporcionan evidencia de buenos niveles de consistencia interna de la EAEE al ser superiores a lo recomendado ($\alpha > 0.80$; Merino, Navarro, & García, 2014). De acuerdo con algunas características del coeficiente alfa que limitan su empleo, como la presencia de tau equivalencia y la ausencia de errores correlacionados (Dunn, Baguley, & Brunnsden, 2014), se tomó la decisión de calcular adicionalmente el coeficiente Omega (ω ; McDonald, 1999; Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017) que está más acorde con los modelos factoriales y brinda una cálculo más preciso de la confiabilidad. El valor de ω corrobora la adecuada confiabilidad del modelo factorial.

En relación a las evidencias de validez convergente y discriminante, y tal como se esperaba, las puntuaciones de la EAEE correlacionaron de manera positiva con la satisfacción con la vida, y negativa con la depresión. En este sentido, los resultados concuerdan con lo reportado en la literatura que considera a las creencias de autoeficacia como un recurso importante para la satisfacción con la vida y que puede influir con éxito en su entorno y el logro de las metas personales (Hobfoll, 2002; Jopp & Rott, 2006). Asimismo, los resultados brindan mayor apoyo empírico a la relación entre la autoeficacia y la depresión en AM. Algunos autores (Jang, et al., 2002) consideran que la autoeficacia es un predictor de la depresión más importante que la presencia de enfermedad física. En esta misma línea, otros estudios (Chou & Chi, 2001; Takaki et al., 2003), consideran que la autoeficacia es una variable moderadora en la relación entre la enfermedad física y la depresión en AM, protegiendo contra los efectos negativos de la enfermedad física. En este sentido, aquellas personas con alta autoeficacia tienden a utilizar mecanismos activos de afrontamiento ante los problemas (Cassidy & Burnside, 1996), además, como resultado de este afrontamiento activo, los ánimos son mayores en presencia de factores estresantes (Ben-Zur, 2002).

El estudio presenta algunas limitaciones que las investigaciones futuras con la EAEE deben tomar en consideración. En primer lugar, los AM del estudio no eran representativos de la totalidad de AM peruanos,

debido a que provienen de una única ubicación geográfica y un muestreo no probabilístico. Perú es un país multicultural y multilingüe (Huayhua, 2006), por lo que esta diversidad podría afectar la aplicabilidad de la EAEE. Así, se sugiere que futuras investigaciones seleccionen una muestra heterogénea representativa de todo el país. En segundo lugar, es importante mencionar que el estudio fue transversal, lo que limita las inferencias que podemos hacer sobre la naturaleza y la progresión de la AEE, además de no hacer posible examinar otras propiedades psicométricas importantes, como confiabilidad test-retest e invarianza de medición a través del tiempo. Además, no se controló el sesgo de deseabilidad social que puede afectar la calidad de las respuestas. Así también, no se han realizado análisis de invarianza factorial que es procedimiento necesario al momento de realizar estudios de comparación por género, edad o diferentes contextos culturales (Byrne, 2008; Caycho, 2017). Finalmente, no se han evaluado la sensibilidad, especificidad ni calculado los puntos de corte para una interpretación clínica. Como se mencionó, estudios posteriores podrían centrarse en realizar estos análisis y complementar los resultados aquí presentados.

Examinadas las propiedades psicométricas, y a pesar de las limitaciones, el estudio ha proporcionado nueva evidencia empírica para considerar a la EAEE como una medida potencialmente útil de la AEE en AM peruanos, mostrando una estructura unidimensional con niveles satisfactorios de confiabilidad mediante el método de consistencia interna. Los resultados deberían alentar la inclusión de la EAEE dentro programas de investigación acerca de los predictores de la salud del AM, y su implementación dentro de programas para mejorar el bienestar en esta población.

Referencias

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723. doi: 10.1109/TAC.1974.1100705.
- Atienza, F. L., Pons, D., Balaguer, I., & García Merita, M. (2000). Propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida en adolescentes. *Psicothema*, 12(2), 314-319.

- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84(2), 191. doi: 10.1037/0033-295X.84.2.191
- Bandura, A. (2001). *Guía para la construcción de escalas de autoeficacia*. Recuperado de: <http://ocw.unican.es/ciencias-de-la-salud/promocion-de-la-salud/otrosrecursos-1/guia-para-la-construccion-de-escalas-de>
- Bentler, P. M., & Wu, E. J. C. (2012). *EQS 6.2 for windows* [Statistical Program]. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- Ben-Zur, H. (2002). Monitoring/blunting and social support: associations with coping and affect. *International Journal of Stress Management*, 9(4), 357-373. doi: 10.1023/A:1019990518144
- Blanco, M., & Salazar, M. (2014). Escala de Autoeficacia para Envejecer de Fernández Ballesteros. En V. Smith-Castro (Comp.). *Compendio de Instrumentos de Medición IIP-2014*. (pp. 120-124). San José: Universidad de Costa Rica.
- Blanco, M. (2011). Predictores psicosociales del envejecimiento activo: evidencias en una muestra de personas adultas mayores. *Anales en Gerontología*, 6, 11-29.
- Bollen, K.A. (1998). Structural equation models. En P. Armitage & T. Colton (Ed.). *Encyclopedia of Biostatistics* (pp. 4363-4372). Sussex, UK: Wiley.
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guildford.
- Burnham, K. P., & Anderson, D. R. (2002). *Model selection and multimodel inference: a practical information-theoretic approach*. New York: Springer-Verlag.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: a walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882.
- Carmines, E. G., & McIver, J.P. (1981). Analyzing models with unobservable variables. En G. Bohrnstedt & E. Borgatta (Eds.) *Social measurement: current issues*. (pp. 65-115). Beverly Hills, CA: Sage.
- Cassidy, T., & Burnside, E. (1996). Cognitive appraisal, vulnerability and coping: an integrative analysis of appraisal and coping mechanisms. *Counselling Psychology Quarterly*, 9(3), 261-279. doi: 10.1080/09515079608258707
- Caycho, T. (2017). Importancia del análisis de invarianza factorial en estudios comparativos en Ciencias de la Salud. *Educación Médica Superior*, 31(2), 1-3. Recuperado de <http://scielo.sld.cu/pdf/ems/v31n2/ems04217.pdf>
- Caycho-Rodríguez, T. (2017a). Consideraciones para la determinación del tamaño muestral en investigaciones instrumentales en geriatría y gerontología. *Revista Española de Geriatría y Gerontología*, 53(3), 168-169. doi: 10.1016/j.regg.2017.09.006
- Caycho-Rodríguez, T. (2017b). Tamaño del efecto e intervalos de confianza para correlaciones: aportes a Montes Hidalgo y Tomás-Sábado. *Enfermería Clínica*, 27(5), 331-332. doi: 10.1016/j.enfcli.2017.07.001.
- Caycho-Rodríguez, T., Ventura-León, J., Cadena, C. H. G., Barboza-Palomino, M., Gallegos, W. L. A., Dominguez-Vergara, J., Azabache-Alvarado, K., Cabrera-Orosco, I. & Pinho, A. S. (2018). Psychometric Evidence of the Diener's Satisfaction with Life Scale in Peruvian Elderly. *Revista Ciencias de la Salud*, 16(3), 488-506. doi: 10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.7267
- Cha, N.H., Seo, E.J., & Sok, S. R. (2012). Factors influencing the successful aging of older Korean adults. *Contemporary Nurse*, 41(1), 78-87. doi: 10.5172/conu.2012.41.1.78
- Chou, K.L., & Chi, I. (2001). Social comparison in Chinese older adults. *Aging & Mental Health*, 5(3), 242-252. doi: 10.1080/13607860120065032
- Cosco, T. D., Prina, A.M., Perales, J., Stephan, B., & Brayne, C. (2014b). Whose successful ageing? lay- and researcher-driven conceptualizations of ageing well. *The European Journal of Psychiatry*, 28(2), 124-130. doi: 10.4321/S0213-61632014000200006
- Cosco, T. D., Prina, A. M., Perales, J., Stephan, B. C., & Brayne, C. (2014a). Operational definitions of successful aging: a systematic review. *International Psychogeriatrics*, 26(3), 373-381. doi: 10.1017/S1041610213002287
- Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 10(7), 1-9.
- Diener, E. D., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of*

- Personality Assessment*, 49(1), 71-75. doi: 10.1207/s15327752jpa4901_13
- Dominguez, S. (2014b). ¿Matrices policóricas/tetracóricas o Matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 6(1), 39-48.
- Dominguez-Lara, S.A., & Merino-Soto, C. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 3(2), 1326-1328
- Dominguez-Lara, S. (2017). Influencia de las estrategias cognitivas de regulación emocional sobre la ansiedad y depresión en universitarios: análisis preliminar. *Salud Uninorte*, 33(3), 315-321.
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: a practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. doi: 10.1111/bjop.12046
- Everitt, B. S., & Wykes, T. (2001). *Diccionario de Estadística para Psicólogos*. España: Ariel.
- Fergusson, I. (2017). Avances y desafíos del envejecimiento en América del Sur. En I. Fergusson y C. Rojas (Eds.). *Gerontología. Actualizaciones y temas emergentes* (pp. 31-43). Talca: Universidad Católica del Maule.
- Fernandez-Ballesteros, R. (2006). *Estudio Longitudinal sobre Envejecimiento Activo (ELEA)*. Madrid, España: IMSERSO, Estudios I+D+I. Recuperado de: <https://bbpgal.xunta.es/images/BBPGAL/ELEA%20-%20IMSERSO.pdf>
- Fernández-Ballesteros, R. (2008). *Psicología de la vejez: una psicogerontología aplicada*. Madrid: Ed. Pirámide.
- Fernández-Ballesteros, R., Schroots, J., & Rudinger, G. (1998). EXCELSA-Pilot: Cross-European Longitudinal Study of Aging, Pilot Study. *European Psychologist*, 3(4), 298-301. doi: 10.1027/1016-9040.3.4.298
- Fernández-Ballesteros, R., García, L., Blanc, D., Efklides, A., Kornfeld, R., Lerma, A.J., Mendoza, V., Mendoza, N., Orosa, T., Paul, C., & Patricia, S. (2008). Lay concept of aging well: cross-cultural comparisons. *Journal of the American Geriatric Society*, 56(5), 950-952. doi: 10.1111/j.1532-5415.2008.01654.x
- Fernández-Ballesteros, R., Zamarrón, M.D., López, M.D., Molina, M.A., Díez, J., Montero, P., & Schettini del Moral, R. (2010). Envejecimiento con éxito: criterios y predictores. *Psicothema*, 22(4), 641-647.
- Fernández-Ballesteros, R., Zamarrón, M.D., Rudinger, G., Schroots, J.J., Hekkinen E., Drusini, A., Paul C., Charzewska J., & Rosenmayr, L. (2004). Assessing competence. The European Survey on Ageing Protocol. *Gerontology*, 50, 330-347. doi: 10.1159/000079132
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Forero, C. G., Maydeu-Olivares, A., & Gallardo-Pujol, D. (2009). Factor analysis with ordinal indicators: a Monte Carlo study comparing DWLS and ULS estimation. *Structural Equation Modeling*, 16(4), 625-641. doi: 10.1080/10705510903203573
- Foster, L., & Walker, A. (2014). Active and successful aging: a European policy perspective. *The Gerontologist*, 55(1), 83-90. doi: 10.1093/geront/gnu028
- French, D.P., Olander, E.K., Chisholm, A., & McSharry, J. (2014). Which behavior change techniques are most effective at increasing older adults' self-efficacy and physical activity behavior? A systematic review. *Annals of Behavioral Medicine*, 48(2), 225-234. doi: 10.1007/s12160-014-9593-z
- Fujikoshi, Y. (2000). Transformations with improved chi-squared approximations. *Journal of Multivariate Analysis*, 72(2), 249-263. doi: 10.1006/jmva.1999.1854
- Gomez-Angulo, C., & Campo-Arias, A. (2011). Geriatric depression scale (GDS-15 and GDS-5): A study of the internal consistency and factor structure. *Universitas Psychologica*, 10(3), 735-743.
- Hair, J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: a tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191-205. doi: 10.1177/1094428104263675

- Hellstrom, K., Lindmark, B., Wahlberg, B., & Fugl-Meyer, A. R. (2003). Self-efficacy in relation to impairments and activities of daily living disability in elderly patients with stroke: a prospective investigation. *Journal of Rehabilitation Medicine*, 35(5), 202-207. doi: 10.1080/16501970310000836
- Hobfoll, S.E. (2002). Social and psychological resources and adaptation. *Review of General Psychology*, 6(4), 307-324. doi: 10.1037/1089-2680.6.4.307
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in a factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. doi: 10.1007/BF02289447.
- Huayhua, F. (2006). Multiculturalidad, plurilinguismo e interculturalidad en el Perú. *Escritura y Pensamiento*, 9(18), 103-125.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI] (2016a). *Situación salud de la población adulta mayor 2015*. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI] (2016b). *Perú: estimaciones y proyecciones de población 1950-2050*. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática.
- Jang, Y., Haley, W.E., Small, B.J., & Mortimer, J.A. (2002). The role of mastery and social resources in the associations between disability and depression in later life. *The Gerontologist*, 42(6), 807-813. doi: 10.1093/geront/42.6.807
- Jenkins, C. D (2005). *Mejoremos la salud a todas las edades. Un manual para contribuir al cambio del comportamiento*. Washington: PAHO Publications.
- Jopp, D., & Rott, C. (2006). Adapting to very old age: exploring the role of personal resources and protective mechanism in centenarians. *Psychology and Aging*, 21, 266-280.
- Kaiser, H. F. (1970). A second generation Little Jiffy. *Psychometrika*, 35(4), 401-415. doi: 10.1007/BF02291817
- Kline, P. (1999). *The Handbook of Psychological Testing*. London: Routledge.
- Kuys, S. S., Donovan, J., Mattin, S., & Choy, N. L. L. (2015). Balance self-efficacy in older adults following inpatient rehabilitation. *International Journal of Rehabilitation Research*, 38(2), 167-172. doi: 10.1097/MRR.000000000000106
- Lachman, M. E., Neupert, S. D., & Agrigoroaei, S. (2011). The relevance of control beliefs for health and aging. In K. W. Schaie & S. L. Willis (Eds.), *Handbook of the psychology of aging* (7th ed., pp. 175-190). San Diego, CA: Academic Press. doi:10.1016/B978-0-12-380882-0.00011-5
- Li, F., Fisher, K. J., Harmer, P., & McAuley, E. (2005). Falls self-efficacy as a mediator of fear of falling in an exercise intervention for older adults. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 60(1), P34-P40. doi: 10.1093/geronb/60.1.P34
- Liu-Ambrose, T., Khan, K. M., Donaldson, M. G., Eng, J. J., Lord, S. R., & McKay, H. A. (2006). Falls-related self-efficacy is independently associated with balance and mobility in older women with low bone mass. *The Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences and Medical Sciences*, 61(8), 832-838. doi: 10.1093/gerona/61.8.832
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2007). *Factor: A computer program to fit the exploratory factor analysis model*. s. l.: Universitat Rovira i Virgili.
- Mardia, K.V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. doi: 10.1093/biomet/57.3.519
- Martin, P., Kelly, N., Kahana, B., Kahana, E., Willcox, B. J., Willcox, D. C., & Poon, L. W. (2015). Defining successful aging: a tangible or elusive concept? *The Gerontologist*, 55(1), 14-25. doi: 10.1093/geront/gnu044.
- McAuley, E., Konopack, J. F., Motl, R. W., Morris, K. S., Doerksen, S. E., & Rosengren, K. R. (2006). Physical activity and quality of life in older adults: influence of health status and self-efficacy. *Annals of Behavioral Medicine*, 31(1), 99-103. doi: 10.1207/s15324796abm3101_14

- McAuley, E., Mailey, E. L., Mullen, S. P., Szabo, A. N., Wójcicki, T. R., White, S. M., Gothe, N., Olson, E.A., & Kramer, A. F. (2011). Growth trajectories of exercise self-efficacy in older adults: Influence of measures and initial status. *Health Psychology, 30*(1), 75-83. doi: 10.1037/a0021567
- McAvey, G. J., Seeman, T. E., & Rodin, J. (1996). A longitudinal study of change in domain-specific self-efficacy among older adults. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences, 51*(5), P243-P253. doi: 10.1093/geronb/51B.5.P243
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Hillsdale: Erlbaum.
- Merino, C., Navarro, J., & García, W. (2014). Revisión de la consistencia interna del Inventario de Inteligencia Emocional de Bar-On, EQ-I: YV. *Revista Peruana de Psicología y Trabajo Social, 3*(1), 141-154.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS, SAS, and MATLAB programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers, 32*, 396-402. doi: 10.3758/BF03200807
- Organización Mundial de la Salud. (2015). *Informe mundial sobre el envejecimiento y la salud*. Ginebra: OMS.
- Pang, M. Y., Eng, J. J., & Miller, W. C. (2007). Determinants of satisfaction with community reintegration in older adults with chronic stroke: role of balance self-efficacy. *Physical Therapy, 87*(3), 282-291. doi: 10.2522/ptj.20060142
- Paskulin, L., Vianna, L., & Molzahn, A. E. (2009). Factors associated with quality of life of Brazilian older adults. *International Nursing Review, 56*(1), 109-115. doi: 10.1111/j.1466-7657.2008.00671.x
- Pavón, M. (2012). *Relación entre autoeficacia para envejecer y bienestar psicológico: un estudio comparativo en la ciudad de Mar del Plata según grupo de edad y género*. IV Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología XIX Jornadas de Investigación VIII Encuentro de Investigadores en Psicología del MERCOSUR. Facultad de Psicología-Universidad de Buenos Aires.
- Pavón, M. (2015). Autoeficacia percibida. *Revista Kairós: Gerontología, 18*(20), 103-120.
- Pavón, M., & Arias, C. (2013). La percepción de autoeficacia para envejecer desde una perspectiva de género. *PSIENCIA. Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica, 5*(2), 74-80.
- Pavón, M., & Arias, C.J. (2012). Autoeficacia en el proceso de envejecimiento. *Revista Palabras Mayores, 4*, 1-15.
- Pavón, M., & Zariello, M.F. (2011, noviembre). *Estudio exploratorio sobre autoeficacia para envejecer: comparación en dos grupos etarios*. Ponencia presentada en el III Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología, Buenos Aires, Argentina.
- Pruchno, R. A., Wilson-Genderson, M., Rose, M., & Cartwright, F. (2010). Successful aging: early influences and contemporary characteristics. *The Gerontologist, 50*(6), 821-833. doi: 10.1093/geront/gnq041
- Raykov, T., & Hancock, G. R. (2005). Examining change in maximal reliability for multiple-component measuring instruments. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 58*(1), 65-82. doi: 10.1348/000711005X38753
- Reichstadt, J., Sengupta, G., Depp, C. A., Palinkas, L. A., & Jeste, D. V. (2010). Older adults' perspectives on successful aging: qualitative interviews. *The American Journal of Geriatric Psychiatry, 18*(7), 567-575. doi: 10.1097/JGP.0b013e3181e040bb
- Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. É., & Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods, 17*(3), 354. doi: 10.1037/a0029315
- Rice, C. J., Löckenhoff, C. E., & Carstensen, L. L. (2002). En busca de independencia y productividad: cómo influyen las culturas occidentales en las explicaciones individuales y científicas del envejecimiento. *Revista Latinoamericana de Psicología, 34*(1-2), 133-154.
- Rodríguez, L. (2016). El informe de la Organización Mundial de la Salud sobre envejecimiento y salud: un regalo para la comunidad geriátrica. *Revista*

- Española de Geriátría y Gerontología*, 51(1), 249-251. doi: 10.1016/j.regg.2015.12.013
- Rodríguez, M., & Ruiz, M. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205-227.
- Salbach, N. M., Mayo, N. E., Robichaud-Ekstrand, S., Hanley, J. A., Richards, C. L., & Wood-Dauphinee, S. (2006). Balance self-efficacy and its relevance to physical function and perceived health status after stroke. *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 87(3), 364-370. doi: 10.1016/j.apmr.2005.11.017
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. von Eye & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Schwarzer, R., & Renner, B. (2000). Social-cognitive predictors of health behavior: action self-efficacy and coping self-efficacy. *Health Psychology*, 19(5), 487-495.
- Stanley, M. A., Novy, D. M., Hopko, D. R., Beck, J. G., Averill, P. M., & Swann, A. C. (2002). Measures of self-efficacy and optimism in older adults with generalized anxiety. *Assessment*, 9(1), 70-81. doi: 10.1177/1073191102009001009
- Tabachnick, B. G., Fidell, L. S., & Osterlind, S. J. (2001). *Using multivariate statistics*. (4ta ed.). Boston: Allyn & Bacon.
- Takaki, J., Nishi, T., Shimoyama, H., Inada, T., Matsuyama, N., Kumano, H., & Kuboki, T. (2003). Interactions among a stressor, self-efficacy, coping with stress, depression, and anxiety in maintenance hemodialysis patients. *Behavioral Medicine*, 29(3), 107-112. doi: 10.1080/08964280309596063
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. doi: 10.1037/a0023353.
- Velicer, W. F., & Fava, J. L. (1998). Affects of variable and subject sampling on factor pattern recovery. *Psychological Methods*, 3(2), 231-251. doi: 10.1037/1082-989X.3.2.231
- Ventura-León, J. L., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la fiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627.
- Ventura-León, J.L. (2017). Confidence Intervals for Omega Coefficient: Proposal for Calculus. *Adicciones*, 30(1), 77-78. doi: 10.20882/adicciones.962.
- Ward, S. A., Parikh, S., & Workman, B. (2011). Health perspectives: international epidemiology of ageing. *Best Practice & Research Clinical Anaesthesiology*, 25(3), 305-317. doi: 10.1016/j.bpa.2011.05.002
- Wicherts, J. M., & Dolan, C. V. (2004). A cautionary note on the use of information fit indexes in covariance structure modeling with means. *Structural Equation Modeling*, 11(1), 45-50. doi: 10.1207/S15328007SEM1101_3
- Yesavage, J. A., & Sheikh, J. I. (1986). Geriatric depression scale (GDS) recent evidence and development of a shorter version. *Clinical Gerontologist*, 5(1-2), 165-173. doi: 10.1300/J018v05n01_09
- Zamarrón, M.D., Fernández-Ballesteros, R., Díaz, J., Montero, P., & López, M.D. (2007). *Estudio bio-psico-social sobre personas de 90 y más años (90 Y+)*. Proyecto Investigación I+D+I. IMSERSO. 2007. Disponible en <http://www.imserso.es/InterPresent1/groups/imserso/documents/binario/idi3506uam.pdf>.