

ANÁLISIS PSICOMÉTRICO PRELIMINAR DE UNA MEDIDA
DE GRATITUD EN ESTUDIANTES
UNIVERSITARIOS DE LIMA

PRELIMINARY PSYCHOMETRIC ANALYSIS OF A MEASURE
OF GRATITUDE IN UNIVERSITY STUDENTS OF LIMA

José Luis Ventura-León

Doctor en Psicología por la Universidad San Martín de Porres.
Magister en Psicología Educativa por la Universidad Cayetano Heredia.
Licenciado en Psicología por la Universidad Ricardo Palma. Docente Investigador
en la Universidad Privada del Norte, Lima, Perú.

Tomás Caycho-Rodríguez

Psicólogo por la Universidad Nacional Mayor de San Marcos y Magíster
en Psicología con mención en Psicología Educativa por la misma universidad.
Tiene estudios de Doctorado en Psicología de la Universidad San Martín
de Porres. Docente investigador en la Universidad Privada del Norte, Lima, Perú.

Miguel Barboza-Palomino

Psicólogo por la Universidad Nacional Mayor de San Marcos y Magíster
en Psicología con mención en Psicología Educativa por la misma universidad.
Docente investigador de la Universidad Privada del Norte, Lima, Perú.

Correspondencia: José Luis Ventura-León
Escuela Profesional de Psicología
Universidad Privada del Norte
Av. Tingo María 1122, Breña, Lima, Perú.
Correo electrónico: jose.ventura@upn.pe

ANÁLISIS PSICOMÉTRICO PRELIMINAR DE UNA MEDIDA DE GRATITUD EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS DE LIMA

PRELIMINARY PSYCHOMETRIC ANALYSIS OF A MEASURE OF GRATITUDE IN UNIVERSITY STUDENTS OF LIMA

José Luis Ventura-León, Tomás Caycho-Rodríguez y Miguel Barboza-Palomino
Universidad Privada del Norte, Lima, Perú

Resumen

El presente artículo analiza las propiedades psicométricas de la Escala de Gratitud de Alarcón (2014), compuestas por 18 ítems, con cinco alternativas de respuesta tipo Likert. Los participantes fueron 516 personas, en donde el 50% son varones y el 50% restante son mujeres, con edades entre 17 y 35 años (Media = 19.60; D.E = 3.21). El análisis descriptivo, basado en la correlación ítem-test, proporcionó información para eliminar los ítems 6 y 11, pertenecientes al Factor Calidad Sentimental. La confiabilidad se estimó mediante el coeficiente omega jerárquico (ω_h), en donde todos los coeficientes sobrepasan el .70 siendo considerado aceptable. El análisis factorial confirmatorio realizado revela que los datos se ajustan a una estructura Bifactor (un factor general con dos factores específicos), eliminando los ítems 6 y 11 que aportaban poco al constructo. Se concluye que la escala de Gratitud presenta una estructura unidimensional en base a los índices de varianza común explicada (ECV) y al porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC), por lo tanto, cuenta con propiedades psicométricas adecuadas para ser aplicada en diversas líneas de trabajo, tanto teóricas como aplicadas. Sin embargo, se debe continuar con estudios de validación.

Palabras clave: Análisis factorial, confiabilidad, gratitud.

Abstract

This article analyzes the psychometric properties of Gratitude Scale of Alarcon (2014), consisting of 18 items, with five Likert alternatives. Participants were 516

people, where 50% are male and the remaining 50% are women, aged 17 and 35 years (average = 19.60; D.E. = 3.21). The descriptive analysis based on the item-test correlation, provided information to remove items 6 and 11, belonging to the Quality Factor Sentimental. Reliability was estimated by hierarchical omega coefficient (ω_h) where all coefficients exceed the .70 being considered acceptable. Confirmatory factor analysis conducted reveals that the data fit a Bifactor (a general factor with two specific factors) structure, eliminating items 6 and 11 contributing little to construct. It is concluded that the scale of Gratitude presents a one-dimensional structure based on the indices of explained common variance (ECV) and the percentage of uncontaminated correlations (PUC), therefore, it has suitable to be applied in various lines of psychometric properties work, both theoretical and applied. However, you must continue validation studies.

Keywords: Factorial analysis, reliability, gratitude.

Introducción

A pesar de que las investigaciones en psicología positiva van en aumento, es aún escasa la literatura publicada hasta la fecha en relación a la gratitud. Lo anterior puede verse reflejado a partir de una revisión de la base de datos PsycInfo, donde se reportan solamente 709 referencias bibliográficas acerca de la gratitud, publicadas en el periodo de 2000 a 2008 (Dos Santos, 2008). Así también, algunos autores señalan que la gratitud es un tema olvidado dentro de la investigación de la felicidad y una de las emociones más ignoradas por las ciencias sociales (Solomon, 2004). En la actualidad, como bien señala Alarcón (2014), la investigación en torno a la gratitud, tiene como objetivo un mejor conocimiento de su naturaleza, las variables causales, su desarrollo y relación con otras variables psicológicas y sociales, así como sus consecuencias para la salud y el bienestar.

Para algunos autores (Seligman, Steen, Park & Peterson, 2005) la gratitud es analizada como una fortaleza que configura la virtud de la espiritualidad o trascendencia. Desde un punto de vista ético, la gratitud es considerada una virtud moral, que denota buen comportamiento (McCullough, Kilpatrick, Emmons & Larson, 2001; McCullough, Kimerldorf & Cohen, 2008). Esta concepción, obliga a agradecer por mandatos impersonales, consideradas como prescripciones imperativas fundamentadas en las costumbres sociales y tradiciones arraigadas, los beneficios recibidos (Blumenfeld, 1962; Emmons & Sheldon, 2002). Las costumbres sociales en el origen de estos mandatos imperativos, determinan diversas formas de expresión de la gratitud, dificultando su generalización y considerándolas mandatos relativos, válidos en una cultura particular, pero no en otra distinta. La gratitud obliga moralmente agradecer a la persona generosa; contrayendo con ella, un compromiso por el beneficio recibido, experimentando

satisfacción y tranquilidad emocional cuando retribuyen el beneficio recibido. Así, la gratitud es una acción intencionada, que busca restituir el beneficio realizado, observándose la presencia de un intercambio recíproco guiado por emociones y afectos morales (Bartlett & DeSteno, 2006; McCullough et al., 2008).

La gratitud se encuentra relacionada con variables asociadas a la salud y el bienestar (Lambert & Finchman, 2011; Martínez, 2006). Así, un estudio (Alarcón & Morales, 2012) señala que existe una correlación positiva entre gratitud y factores de personalidad como la amabilidad, responsabilidad y neuroticismo; así mismo, el mismo estudio evidencia que la confianza y sentido del deber explican el 11.70% de la varianza total de la gratitud, siendo las variables de personalidad que, con mayor vigor, predicen la gratitud. De igual manera, el agradecer el beneficio recibido y la satisfacción que esto conlleva tiende a estar relacionado con actitudes y experiencias positivas hacia la vida, satisfacción por lo que se ha alcanzado y la autosuficiencia y tranquilidad emocional (Alarcón & Caycho, 2015).

La gratitud se encuentra también asociada con el bienestar, los afectos positivos, las conductas prosociales (Barlett & DeSteno, 2006; Grant & Gino, 2010; Tsang, 2006), el optimismo, la alegría y el apoyo social (Emmons & Stern, 2013; Fron, Yurkewicz & Kashdan, 2009; Lyubomirsky, DicKerhoof, Boehm & Sheldon, 2011; Watkins, Cruz, Holben & Kolts, 2003; Wood, Maltby & Geraghty, 2010), siendo también considerado un

factor protector de los síntomas depresivos (Seligman, Steen, Park & Peterson, 2005; Wood, Maltby, Gillett, Linley & Joseph, 2008). Las personas agradecidas tienden a rendir mejor en el trabajo, afrontar mejor el estrés, tener una mejor salud física (Hill, Allemand & Robert, 2013; Park et al., 2004) y una mayor satisfacción con la vida (Sun & Kong, 2013).

Otros estudios (Ma, Kibler & Sly, 2013) manifiestan que la gratitud se relaciona positivamente con los intereses académicos y las relaciones familiares, considerados como factores protectores; mientras que se asocia de manera negativa con factores de riesgo como el consumo de alcohol y las drogas. Así mismo, personas agradecidas reducen los niveles de ansiedad ante la muerte (Lau & Chen, 2011).

A partir de los hallazgos, que muestra lo complejo e importante de la gratitud, surge la necesidad de contar con instrumentos que pretendan evaluar el nivel de gratitud que una persona tiene, así como evaluar la eficacia y efectividad de programas de intervención relacionadas al tema. En este sentido, se han desarrollado diversos instrumentos como la Gratitude Questionnaire-6 Items Form (GQ-6; McCullough, Emmons & Tsang, 2002), el Gratitude, Resentment and Appreciation Test (GRAT; Watkins, Woodward, Stone & Kolts, 2003), que obtuvo tres factores: Sentido de abundancia, Simple Apreciación y Apreciación de los Otros. En idioma español tenemos el Cuestionario de Gratitude-20 Ítems (Bernabé-Valero, García-Alandete & Gallego-Pérez, 2014), compuesto por

cuatro dimensiones: gratitud interpersonal, gratitud ante el sufrimiento, reconocimiento de los dones y expresión de la gratitud.

Teniendo en cuenta la importancia de contar con medidas de la gratitud de comprobada fiabilidad y validez, Alarcón (2014), construye la Escala de Gratitud, bajo la concepción de que la gratitud «es una respuesta emocional positiva de una persona (beneficiado), por haber recibido de otra (benefactor) un beneficio» (Alarcón, 2014, p. 1530). Para el mismo autor, la gratitud es un comportamiento afectivo, cognitivo y consciente que manifiesta una persona que recibe un beneficio de un benefactor, o de otra persona que lo sustituye, y que se expresa a través del agradecimiento (Alarcón, 2014). La respuesta del receptor del beneficio, conlleva un proceso evaluativo, claramente positivo, del beneficio recibido (Emmons, 2008). Sin esta consideración positiva no surgirá un compromiso de reciprocidad. En la gratitud yace un profundo sentimiento de agradecimiento consciente de retribuir lo que recibimos, no por cortesía ni por presión externa, sino por una genuina obligación moral (McCulloch et al., 2001, Emmons, 2008). La gratitud no se extingue con el agradecimiento, pues tiene en la memoria su componente cognitivo el cual le atribuye intemporalidad a las buenas acciones. Esta característica, permite recordar a nuestros seres queridos fallecidos, llevar flores a sus tumbas; rendir homenaje a nuestros héroes que dieron su vida en defensa de la patria. Todas estas acciones son gestos de gratitud que subyacen en la memoria colectiva.

La Escala de Gratitud, fue aplicada a una muestra de 657 participantes, hombres y mujeres de 18 a 60 años de edad. Se obtuvieron correlaciones significativas ítem-test, con una media de $r = 57.27$. La confiabilidad fue determinada mediante el método de consistencia interna, a través del coeficiente Alfa de Cronbach $\alpha = .90$, y para ítems tipificados $\alpha = .91$; considerado como alta. Así mismo, se calculó los coeficiente Spearman-Brown, longitudes iguales = $.87$ y Dos mitades de Guttman = $.87$, verificando la confiabilidad de la escala. Se obtuvieron medidas de adecuación de la muestra significativas: Índice de Kaiser-Meyer-Olkin, $KMO = .930$; Test de esfericidad de Bartlett, $\chi^2 = 5370.27$; gl. 153; sig. $.000$. Estos valores sustentan el empleo del análisis factorial.

La validez de constructo se determinó mediante el análisis factorial de componentes principales y rotación ortogonal (Varimax), obteniendo tres factores. De acuerdo a Alarcón (2014), el primer factor (9 ítems), denominado Reciprocidad, explica 41.23% , y evalúa el estado emocional de agrado y satisfacción por corresponder a la persona de quien recibimos un beneficio o favor. El segundo factor (7 ítems), Obligación Moral, explica el 8.07% ; está referido al componente moral de agradecer los beneficios recibidos por más pequeño que sea, siendo considerado como un imperativo categórico. Finalmente, el tercer factor (2 ítems), denominado Calidad Sentimental, explica el 5.90% , considerada a la gratitud como un sentimiento positivo y como una experiencia afectiva de agrado en relación a una persona. Los

tres componentes acumulados explican 55.20% de la varianza total, considerado un porcentaje aceptable.

Teniendo en cuenta lo expuesto, la realización del estudio se justifica, ya que al ser la Escala de Gratitud un instrumento relativamente nuevo, no se han reportado estudios psicométricos en muestras peruanas ni en otros contextos. Así, el objetivo del presente estudio consistió en examinar las propiedades psicométricas (fiabilidad y validez de constructo) de la escala en una muestra de estudiantes universitarios de Lima Metropolitana.

Se realizó un análisis factorial confirmatorio para la estimación de la validez de constructo, cuya importancia radica, desde un punto psicométrico, en que complementa y corrige el análisis exploratorio inicial (Batista-Foguet, Coendersb & Alonso, 2004), realizado por Alarcón (2014). Así, el análisis confirmatorio permite delimitar el concepto de factor común como aquel subyacente a indicadores concretos, evitando introducir factores de difícil interpretación. De igual manera, permite realizar contrastes estadísticos de las hipótesis especificadas. Por otro lado, el análisis confirmatorio no asume igualdad de las saturaciones ni de las varianzas de error, lo que permite someter estos supuestos a contrastes estadísticos que estaría en relación con la evaluación de la fiabilidad (Batista-Foguet, Coendersb & Alonso, 2004).

La utilidad de este estudio radica en que aportará evidencia que podría motivar el empleo de la escala por parte de los

psicólogos peruanos, facilitando, *a posteriori*, el planteamiento de intervenciones ligadas a la gratitud. Sumado a esto, se encuentra la ventaja en las aplicaciones que se le podría dar a la escala en relación a su estudio con otras variables psicológicas como la felicidad, esperanza, entre otras; aportando un mayor entendimiento teórico al área de estudio denominado Psicología Positiva.

Método

La presente investigación es de tipo instrumental, pues responde a problemas orientados a demostrar las propiedades psicométricas de los instrumentos de medición (Montero & León, 2007).

Participantes

La muestra estuvo conformada por 516 personas, en donde el 50% son varones y el 50% restante son mujeres, con edades entre 17 y 35 años (Media = 19.60; D.E = 3.21) que se encuentran estudiando en universidades públicas y privadas de Lima Metropolitana, los cuales fueron seleccionados a través de un muestro no probabilístico.

Instrumento

La *Escala de Gratitud* (Alarcón, 2014), está compuesta por 18 ítems de tipo Likert, con cinco alternativas que expresan afirmaciones favorables, neutras y desfavorables hacia la gratitud. Las puntuaciones elevadas indican mayor gratitud. La Escala de Gratitud fue administrada a una muestra de 675

participantes, varones y mujeres entre los 18 y 60 años. El análisis psicométrico comprendió correlaciones ítems-test, obteniéndose una media de $r = .572$; la consistencia interna, medida a través del Coeficiente Alfa de Cronbach, fue $\alpha = .90$ y el Coeficiente Spearman-Brown para longitudes iguales obtuvo un $r = .87$. La validez de Constructo se determinó a través del Análisis Factorial Exploratorio, obteniéndose tres factores con altas cargas factoriales: Reciprocidad, Obligación Moral y Calidad Sentimental. El primer factor explica el 41.23 % de la varianza de la escala de gratitud, el segundo y tercer factor explican el 8.07% y el 5.90%, respectivamente, y que los tres componentes explican el 55.2% de la varianza total.

Procedimiento

La escala de gratitud fue administrada en forma colectiva a los participantes. Antes de que los estudiantes dieran respuesta a los ítems se les pidió que leyeran cuidadosamente las instrucciones de cada prueba, recordándoles que no existe límite de tiempo para responder a ambas escalas. Los participantes participaron de forma voluntaria y anónima, firmando el consentimiento informado que garantiza la confiabilidad de los datos suministrados. Contribuyeron a la aplicación de las pruebas, estudiantes de pregrado capacitados en la aplicación y calificación de las pruebas. El estudio recibió la aprobación, previa a la aplicación, del comité de ética de la Escuela de Psicología de la Universidad de San Martín de Porres.

Estrategia de análisis

Los análisis estadísticos se ejecutaron con el programa «R» versión 3.1.2 (R Development Core Team, 2007) de acceso libre. El análisis fue realizado en dos etapas: Primero, se examinó de manera preliminar la media, desviación estándar, correlación ítem-test, curtosis y asimetría, prestándose atención a estos dos últimos coeficientes debido a que proporcionan información respecto a la normalidad de los datos (Nevitt & Hancock, 2001). En la segunda etapa, se realizó el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), con el fin de confirmar la estructura factorial propuesta por el autor (Alarcón, 2014).

Se estima los índices de bondad con métodos robusto como la Chi-cuadrado con la atenuación de Satorra-Bentler (S-B) (Satorra & Bentler, 2001) y el coeficiente $S-B/\chi^2/gf$ donde valores inferiores a 2 indican un buen ajuste (Tabachnick & Fidell, 2007). Además, se calcularon los índices basados en la clasificación de Mueller y Hancock (2008): (a) raíz residual estandarizada cuadrática media (SRMR), medida que indica la magnitud promedio de los residuos, es recomendable valores inferiores a .08 (Hu & Bentler, 1999) y mientras más cercano a 0 es mejor, (b) el índice de ajuste comparativo (CFI) que compara el modelo estimado con un modelo nulo (independencia entre las variables) (Hair, Allevard, Ttham & Black, 2005; Manzano & Zamora, 2010); (c) el criterio de Akaike (AIC), donde el mejor modelo será aquel que posea el valor más bajo (Caballero, 2011); (d) error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), que indica el error promedio en la aproximación de un modelo correcto (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; García, 2011) y

valores inferiores a .06 reflejan un buen modelo (Hu & Bentler, 1999).

La fiabilidad fue calculada mediante el Omega jerárquico (McDonald, 1999), que mide la consistencia interna basada en las cargas factoriales y es un índice más sensible para medir esta propiedad psicométrica (Zinbarg, Revelle, Yovel & Li, 2005) desde el enfoque SEM, permitiendo que cada factor de medida sea ponderado con su varianza verdadera (Bacon, Sauer & Young, 1995).

En vista a la presencia de un modelo Bifactor, se tuvo que recurrir a índices de resistencia recomendados por Ríos y Wells (2014): (a) varianza común explicada (ECV), que indica la presencia de un factor general, mientras más próximo a uno y (b) porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC), cuando el valor de este índice es inferior a .80, debe considerarse el ECV superior a .60 y omegas jerárquicos superiores a .70 (Reise, Scheines, Widaman & Haviland, 2013).

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

Como primer paso, se analizaron los ítems respecto a sus medidas descriptivas. En la tabla 1 se muestra que los ítems 4 (DE = 1.063), 6 (DE = 1.105), 7 (DE = 1.070), 11 (DE = 1.126), 18 (DE = 1.084) presentan la mayor desviación estándar. Todos los ítems presentan una asimetría negativa, lo que indica una tendencia a puntuaciones altas (Mercado & Gil, 2012). Se evidencia valores de curtosis mayores a +/-1.5 (Pérez & Medrano, 2010; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010) mostrando una excesiva concentración alrededor de la zona central de la distribución. Adicionalmente, se calculó el coeficiente de Mardia (1970) que fue 530.144 ($p < .05$) indicando no normalidad multivariada. Adicionalmente, se calculó la correlación ítem-test evidenciando que los ítems 6 y 11 presentaron coeficientes inferiores a .20 (Kline, 1986).

Tabla 1. Media, desviación estándar, asimetría, curtosis de los ítems y correlación ítem-test (N = 516)

Ítem	Media	DE	Asimetría	Curtosis	ritc
Ítem 1	4.250	0.859	-1.696	3.815	.619
Ítem 2	4.325	0.767	-1.297	2.178	.631
Ítem 3	4.230	0.811	-1.294	2.282	.654
Ítem 4	3.925	1.063	-1.030	0.457	.466
Ítem 5	4.235	0.970	-1.479	1.803	.309
Ítem 6	3.765	1.105	-0.509	-0.739	.139*
Ítem 7	3.715	1.070	-0.965	0.490	.477
Ítem 8	3.760	0.971	-0.986	0.790	.386
Ítem 9	4.080	0.880	-1.087	1.376	.544
Ítem 10	4.115	0.832	-1.214	2.187	.564
Ítem 11	3.445	1.126	-0.306	-0.838	.163*
Ítem 12	4.100	0.748	-1.101	2.576	.652
Ítem 13	4.060	0.810	-1.244	2.514	.638
Ítem 14	3.855	0.940	-1.158	1.473	.416
Ítem 15	3.885	0.861	-0.720	0.736	.534
Ítem 16	4.060	0.864	-0.864	0.729	.607
Ítem 17	4.165	0.780	-1.061	1.639	.687
Ítem 18	3.625	1.084	-0.870	0.303	.330

Nota: DE = Desviación Estándar; ritc = Correlación ítem-test corregida.

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

En vista que la escala fue creada en una población peruana con un método de análisis exploratorio, se utilizó el análisis factorial confirmatorio con el fin de verificar y contrastar diferentes estructuras internas de la escala. Se compararon seis modelos: (a) Modelo 1, un solo factor; (b) Modelo 2, tres factores oblicuos; (c) Modelo 3, tres factores ortogonales, (d) Modelo 4, tres factores con un factor general de segundo orden; (e) Modelo 5, un factor general con tres factores específicos (modelo bifactor); (f) Modelo 6, un factor general con dos factores específicos (modelo bifactor), en este modelo se eliminaron los ítems 6 y

11 que aportaban poco al constructo de acuerdo a la correlación ítem-test y que un factor con dos ítems es bastante inestable (Costello & Osborne, 2011).

En la tabla 2, se observan los índices de bondad de ajuste de los seis modelos, en donde el modelo 6 presenta las mejores bondades de ajuste. Respecto al coeficiente $S-B/\chi^2/df$ el modelo 3 presenta el peor coeficiente siendo superior a 2 (Tabachnick & Fidell, 2007), mientras que el modelo 6 es el de mejor ajuste. La raíz residual estandarizada cuadrática media (SRMR), es adecuado en todos los modelos por presentar un valor inferior a .08 (Hu & Bentler, 1999), salvo en el modelo 3, donde

el SRMR es muy alto (SRMR = .211) siendo considerado inaceptable. Aunque siendo más estrictos solo el modelo 5 y 6 presentan valores igual o inferiores a .05 (Byrne, 1998).

El índice de ajuste comparativo (CFI), es inadecuado en todos los modelos, salvo en el modelo 6 donde es igual 1 siendo considerado buen ajuste (Hu & Bentler, 1999). No obstante, los modelos 4 y 5 sobrepasan el .90 siendo considerados aceptable (MacCallum & Austin, 2000). En relación al criterio de Akaike (AIC), el menor valor entre los modelos lo presenta el modelo 6 (AIC = -96.75), siendo el siguiente modelo con valor pequeño, el modelo 4 (AIC = 2.65). Finalmente, respecto al Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA), solo

los modelos 2, 4, 5 y 6 presentan un valor inferior a .06 (Hu & Bentler, 1999), aunque el modelo 6 presenta un valor de cero.

En vista que los datos ajustan mejor al modelo 6, y siendo un modelo bifactor, se tiene que comprobar si la escala es unidimensional o multidimensional para su uso a nivel práctico. Por esa razón, se calculó la varianza común explicada (ECV) y porcentaje de correlaciones no contaminadas (PUC) para el modelo 5 y 6. Observando que el modelo 6 (ECV = .749; PUC = .525) presenta mejores valores que el modelo 5 (ECV = .670; PUC = .517), lo que indica la resistencia del factor general a los factores específicos o de molestia.

Tabla 2. Índices de ajuste estadístico de 4 modelos de la Escala de Gratitud (N = 516)

	S-B χ^2 (gl)	S-B χ^2 /gl	SRMR	CFI	AIC	RMSEA [IC 90%]
Modelo 1	510.08 (135)	3.78	.069	.814	240.08	.073 [.067, .080]
Modelo 2	370.06 (132)	2.80	.062	.882	106.06	.059 [.052, .066]
Modelo 3	648.42 (135)	4.80	.211	.746	378.42	.086 [.079, .093]
Modelo 4	266.65 (132)	2.02	.062	.933	2.65	.045 [.037, .052]
Modelo 5	247.70 (114)	2.17	.050	.934	19.70	.048 [.040, .056]
Modelo 6	75.25 (86)	0.88	.036	1	-96.75	.000 [.000, .017]

En la tabla 3, se presentan las cargas factoriales de los seis modelos. Se observa que en promedio las cargas factoriales de los modelos 2, 3, 4 son similares (λ promedio = .607), mientras que el modelo 1 tiene la

más baja carga promedio (λ promedio = .529). En cuanto a los modelos bifactoriales el modelo 6 (λ promedio = .555/.309) tiene una carga promedio superior al modelo 5 (λ promedio = .503/.346).

Confiabilidad

La fiabilidad se estimó mediante el coeficiente omega jerárquico (McDonald, 1999). Los coeficientes omegas jerárquicos, más altos se ubican en los modelos

2, 3 y 4 siendo similares ($\omega_h = .895$), seguido del modelo 1 ($\omega_h = .860$), 6 ($\omega_h = .808$); mientras que el modelo 5 tiene el omega más pequeño ($\omega_h = .775$), todos los omegas sobrepasan el .70 (Reise et al., 2013).

Tabla 3. Saturaciones de los ítems en los diversos modelos (N = 516)

Ítems	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
1	.692	.765	.785	.766	.732/.295	.728/.305
2	.708	.798	.840	.799	.764/.370	.760/.383
3	.723	.778	.764	.779	.748/.185	.745/.195
4	.516	.517	.488	.517	.597/.283	.601/-.274
5	.293	.319	.316	.317	.289/.175	.282/.181
6	.093	.647	.655	.623	.081/.642	*
7	.495	.469	.418	.468	.490/.096	.490/-.091
8	.407	.403	.393	.403	.377/.134	.377/.135
9	.622	.627	.612	.627	.563/.248	.564/.247
10	.634	.649	.649	.649	.555/.336	.556/.334
11	.113	.651	.743	.676	.092/.644	*
12	.710	.741	.757	.741	.604/.454	.605/.452
13	.705	.712	.696	.712	.634/.312	.633/.312
14	.483	.510	.522	.510	.378/.388	.379/.387
15	.595	.614	.619	.614	.510/.360	.512/.358
16	.635	.648	.647	.649	.549/.342	.547/.346
17	.729	.747	.751	.747	.645/.383	.646/.383
18	.375	.324	.264	.323	.454/.573	.462/-.565
λ promedio	.529	.607	.607	.607	.503/.346	.555/.309
ω_h	.860	.895	.895	.895	.775	.808
Factor1 ω_h	-	.822	.822	.822	.597	.628
Factor2 ω_h	-	.741	.732	.741	.768	.767
Factor3 ω_h	-	.526	.562	.526	.009	-
ω_{S1}	-	-	-	-	.084	.089
ω_{S2}	-	-	-	-	.000	.000
ω_{S3}	-	-	-	-	.017	-
ECV	-	-	-	-	.670	.749
PUC	-	-	-	-	.517	.525

Nota: λ promedio = carga factorial promedio; / = simboliza las cargas factorial del modelo bifactor; ω_h = Coeficiente omega jerárquico total; ω_{S1} = Omega subescala 1; ω_{S2} = Omega subescala 2; ω_{S3} = Omega subescala 3; ECV = varianza común esperada; PUC = porcentaje de correlaciones no contaminadas; * = ítems eliminados.

Discusión

El objetivo del presente estudio fue analizar la estructura factorial de la Escala de Gratitud (Alarcón, 2014), en una muestra de adolescentes y jóvenes de Lima Metropolitana. Por ese motivo, se estimó la estructura factorial de la escala mediante el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), además de la fiabilidad a través del coeficiente omega jerárquico.

En primer lugar, se realizó el análisis preliminar de los ítems el cual reveló que los ítems 6 y 11, que conforman el factor Calidad Sentimental en la versión original, aportan poco a la puntuación total y la homogeneidad de la escala (Hogan, 2004; Kline, 1986). Este resultado sugiere eliminar éstos ítems, ya que, presentar un factor con dos reactivos es considerado bastante débil e inestable (Costello & Osborne, 2011) y se recomienda tener al menos tres ítems por cada factor (Ríos & Wells, 2014). Asimismo, al presentar todos los ítems una asimetría negativa y reportar valores de curtosis mayores a ± 1.5 , indicaría puntuaciones de gratitud muy alta. Así mismo, este resultado generaría, en términos metodológicos, ciertas dificultades durante la contrastación de datos con los distintos modelos teóricos propuestos, teniendo en consideración al requisito de normalidad multivariante (Mella & Bravo, 2011).

En segundo lugar, se realizó el análisis factorial confirmatorio (AFC) para verificar y comparar los hallazgos encontrados por Alarcón (2014). Se compararon seis

modelos (a) Modelo 1, un solo factor; (b) Modelo 2, tres factores oblicuos; (c) Modelo 3, tres factores ortogonales, (d) Modelo 4, tres factores con un factor general de segundo orden; (e) Modelo 5, un factor general con tres factores específicos (modelo bifactor); (f) Modelo 6, un factor general con dos factores específicos (modelo bifactor), donde se eliminaron los ítems 6 y 11, en base a lo poco que aportaban al total en la correlación ítem-test.

Los resultados de ajuste a los datos obtenidos empleando el modelo teórico original de tres dimensiones propuesto por Alarcón (modelo 3) muestran niveles de ajuste no satisfactorios. En cuanto a los modelos 1, 2, 4 y 5 han mostrado un peor ajuste respecto al modelo propuesto Alarcón (modelo 3), tanto si se considera la existencia de un factor de segundo orden (modelo 4) o uno bifactor con todos los ítems (modelo 5). Por tanto, el modelo 6, explicado por un factor general con dos factores específicos, eliminando los ítems 6 y 11, presenta los mejores valores de bondad de ajuste, lo cual no concuerda con la versión original de Alarcón (2014).

Una explicación a este resultado se debe a que los ítems 6 y 11, aportan muy poco a la puntuación total, generando una distorsión en el análisis. Por otro lado, también se explicaría por las diferencias en el tipo de muestra utilizada, pues en el presente estudio se empleó una muestra constituida por personas con edades entre 17 y 35 años, con un promedio de 19.6 años, el análisis de la versión original

(Alarcón, 2014) se basó en una muestra de personas con edades de 18 a 60 años con una media de 32.5 años. En particular, los resultados de la estructura factorial no garantizan la validez ni la utilidad de la versión original de tres dimensiones ortogonales de la Escala de Gratitud.

En relación a la fiabilidad por medio del coeficiente jerárquico, el modelo 6 reporta que el factor general presenta un coeficiente omega más grande que el de los específicos, lo que proporciona evidencia de la presencia de una escala unidimensional (Ríos & Wells, 2014). Para la escala total el coeficiente omega es de .808, el cual puede ser considerado aceptable y de valor similar al coeficiente de confiabilidad reportado en la versión original ($\alpha = .90$). Con el fin de corroborar la unidimensionalidad de la escala el modelo 6 reporta un ECV es .749, que indica la fuerte presencia de un factor general y un PUC con un valor de .525, que sugiere que un 52.5% de correlaciones surge del factor general. Nuestros resultados concuerdan con lo expuesto por Reise et al. (2013), un valor inferior a .80, un ECV superior a .60 y un omega jerárquico superior a .70 para poder concluir la presencia de un modelo unidimensional. Es importante concluir su estructura, debido a que los modelos bifactor tienen problemas de interpretación cuando se pretende usar la escala en un entorno clínico (Reise, Moore & Haviland, 2010). La pregunta sería: ¿es una escala unidimensional o multidimensional?, nuestros hallazgos confirman que la Escala de Gratitud de Alarcón (2014) debe ser usada en forma unidimensional, en una

población universitaria, sin embargo, se requiere mayor cantidad de estudios para que estos hallazgos sean contundentes.

En conclusión, los resultados indican que la Escala de Gratitud aplicada en estudiantes universitarios peruanos cuenta con validez y confiabilidad para la muestra estudiada, si se le interpreta como una escala unidimensional, aquello trae como consecuencia contar con puntajes estables y con capacidad de replicación. La validez aquí utilizada, también denominada validez factorial, brinda evidencia favorable acerca de las mediciones referidas al constructo que se mide (Muñiz, 1994). El análisis factorial confirmatorio realizado ha logrado identificar que la estructura bifactor (un factor general con dos factores específicos) es el modelo con los mejores valores de bondad de ajuste, con indicadores de confiabilidad aceptables. Este resultado puede interpretarse en el sentido de que la gratitud es un comportamiento complejo, que tiene la interferencia de otras dimensiones, pero que no son tan grandes como para valorarlo como multidimensional al menos en la muestra estudiada. Asimismo, los hallazgos del análisis factorial cumplen los tres criterios señalados por Anastasi (1974) para ser considerado un análisis adecuado: (a) estructura simple, (b) saturaciones positivas y (c) facilidad para la interpretación, este último criterio es el que se ha valorado en la elección de la estructura, debido a que el objetivo final de un test psicológico es ser utilizada e interpretado con facilidad. El análisis factorial confirmatorio realizado ha permitido cubrir las

limitaciones de los análisis psicométricos del estudio peruano original (Alarcón, 2014), realizado solo mediante técnicas exploratorias.

A pesar de los resultados obtenidos, existen una serie de limitaciones a tener en consideración. En primer lugar, dada la cantidad de parámetros a estimar en el análisis factorial confirmatorio, es deseable un tamaño muestral mayor al utilizado en el presente estudio, esto debido a que los indicadores de ajuste tienden a disminuir al aumentar el número de parámetros a estimar (Van Dierendonck, et. al. 2006). En segundo lugar, la muestra proviene de un muestreo no probabilístico, por lo que los resultados podrían estar parcialmente sesgados. Esto, lleva a considerar las

conclusiones del estudio, como hipótesis previas para estudios posteriores; donde se realice muestreos probabilísticos y se examine el comportamiento de la escala en una población diferente a la aquí estudiada.

Finalmente, es importante señalar que los resultados obtenidos en el presente estudio no son concluyentes, siendo necesario continuar las investigaciones para encontrar mayores evidencias acerca de la validez y confiabilidad del cuestionario. Utilizándose así, otros métodos de validez como los planteados por Campbell y Fiske (1955) acerca de la validación mediante el método convergente y divergente utilizando la matriz multirasgo-multimétodo, en una muestra más amplia.

Referencias

- Alarcón, R., & Morales, C. (2012). Relaciones entre gratitud y variables de personalidad. *Acta de Investigación Psicológica*, 2(2), 699-712
- Alarcón, R. (2014). Construcción y valores psicométricos de una escala para medir la gratitud. *Acta de Investigación Psicológica*, 4(2), 1520-1534.
- Alarcón, R., & Caycho, T. (2015). Relaciones entre gratitud y felicidad en estudiantes universitarios de Lima Metropolitana. *Psychologia: avances de la disciplina*, 9(1), 59-69.
- Anastasi, A. (1974). *Test psicológicos*. Madrid: Aguilar.
- Bacon, D. R., Sauer, P. L., & Young, M. (1995). Composite reliability in Structural Equations Modeling. *Educational and Psychological Measurement*, 55(3), 394-406.
- Bartlett, M., & DeSteno, D. (2006). Gratitude and prosocial behavior. Helping when it costs you. *Psychological Science*, 17(1), 319-325. doi: 10.1111/j.1467-9280.2006.01705.x.
- Batista-Foguet, J. M., Coenders, G., & Alonso, J. (2004). Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Medicina Clínica*, 122(1), 21-27.
- Bernabé-Valero, G., García-Alandete, J., & Gallego-Pérez, J.F. (2014). Construcción de un cuestionario para la evaluación de la gratitud: el Cuestionario de Gratitud-20 ítems (G-20). *Anales de psicología*, 30(1), 278-286. doi: 10.6018/analesps.30.1.135511.
- Blumenfeld, W. (1962). *Los fundamentos de la ética y el principio generalizado de gratitud*. Lima: Universidad Nacional Mayor de San Marcos.
- Byrne, B.M. (1998), *Structural Equation Modeling with LISREL, PRELIS and SIMPLIS: Basic Concepts, Applications and Programming*. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Caballero, F. (2011). *Selección de modelos mediante criterios de información en análisis factorial. Aspectos teóricos y computacionales*. Doctoral dissertation, Universidad de Granada, Granada, España
- Campbell, D. T., & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56(2), 81. doi: 10.1037/h0046016

- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2011). *Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis*. Recuperado de <http://pareonline.net/getvn.asp,10,7>.
- Dos Santos, S. (2008). *Emocoes morais e gratidao: Uma nova prespectiva sobre o desenvolvimento de jóvenes que viven en situacao de risco perssoal e social*. (Tese de Doutorado). Porto Alegre. R.S. Brasil.
- Emmons, R., & Sheldon, C. (2002). Gratitude and the science of positive psychology. En C. Snyder & S. Lopez (Eds.). *Handbook of Positive Psychology* (pp. 459-471). London: Oxford University Press.
- Emmons, R. A. (2008). Gratitude, subjective well-being, and the brain. En M. Eid y R. J. Larsen (Eds.). *The science of Subjective Wellbeing* (pp. 469-489). New York: Guilford Press.
- Emmons, R. A., & Stern, R. (2013). Gratitude as a Psychotherapeutic Intervention. *Journal of Clinical Psychology*, 69(8), 846-855. doi: 10.1002/jclp.22020
- Ferrando, P., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en Psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Froh, J., Yurkewicz, Ch., & Kashdan, T. (2009). Gratitude and subjective well-being in early adolescence. Examining gender differences. *Journal of Adolescence*, 32(3), 633-650. doi: 10.1016/j.adolescence.2008.06.006.
- García, M. A. (2011). *Análisis causal con ecuaciones estructurales de la satisfacción ciudadana con los servicios municipales*. (Tesis de maestría). Universidad de Santiago de Compostela, Compostela, España.
- Grant, A. M., & Gino, F. (2010). A little thanks goes a long way: Explaining why gratitude expressions motivate prosocial behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*. 98(6), 946-955. <http://dx.doi.org/10.1037/a0017935>.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (2005), *Análisis multivariante*. Madrid: Pearson.
- Hill, P. L., Allemand, M., & Roberts, B. W. (2013). Examining the pathways between gratitude and self-rated physical health across adulthood. *Personality and Individual Differences*, 54(1), 92-96. doi:10.1016/j.paid.2012.08.011.

- 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
- Kline, P. (1986). *A Handbook of test construction: introduction to psychometric design*. London: Methuen.
- Lambert, N. M., & Fincham, F. D. (2011). Expressing gratitude to a partner leads to more relationship maintenance behavior. *Emotion*, 11(1), 52-60. doi: 10.1037/a0021557
- Lau, R. W., & Cheng, S. T. (2011). Gratitude lessens death anxiety. *European Journal of Ageing*, 8(3), 169-175. doi: 10.1007/s10433-011-0195-3.
- Lyubomirsky, S., Dickerhoof, R., Boehm, J. K., & Sheldon, K. M. (2011). Becoming happier takes both a will and a proper way: an experimental longitudinal intervention to boost well-being. *Emotion*, 11(2), 391-402. doi: 10.1037/a0022575
- Ma, M., Kibler, J. L., & Sly, K. (2013). Gratitude is associated with greater levels of protective factors and lower levels of risks in African American adolescents. *Journal of Adolescence*. 36(5), 983-991. doi:10.1016/j.adolescence.2013.07.012
- MacCallum, R. C., & Austin, J. T. (2000). Applications of structural equation modeling in psychological research. *Annual Review of Psychology*, 51, 201-226. doi: 10.1146/annurev.psych.51.1.201
- Manzano, A., & Zamora, S. (2010). *Sistema de ecuaciones estructurales: una herramienta de investigación*. México D.F.: Centro Nacional de Evaluación para la Educación Superior.
- Mardia, K. V. (1970), Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530.
- Martínez, M. L. (2006). El estudio científico de las fortalezas trascendentales desde la Psicología Positiva. *Clínica y Salud*, 17(3). 245-25.
- McCullough, M., Kilpatrick, S., Emmons, R., & Larson, D. (2001). Is gratitude a moral affect? *Psychological Bulletin*, 127(2), 249-266. doi: 10.1037/0033-2909.127.2.249.
- McCullough, M. F., Emmons, R. R., & Tsang, J. A. (2002). The grateful disposition: A conceptual and empirical topography. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82(1), 112-127. doi: 10.1037/0022-3514.82.1.112

- McCullough, M., Kimeldorf, M., & Cohen, A. (2008). An adaptation for altruism. The social causes, social effects and social evolution of gratitude. *Current Directions in Psychological Science*, 17(1), 281-285. doi: 10.1111/j.1467-8721.2008.00590.x.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Erlbaum
- Mercado, A. & Gil-Monte, P.R. (2012). Características psicométricas del Cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo en maestros mexicanos. *Revista de Educación*, 359, 260-273.
- Mella, E. R., & Bravo, P. R. (2011). Análisis Psicométrico confirmatorio de la medida multidimensional del Test de Autoconcepto Forma 5 en Español (AF5), en estudiantes Universitarios de Chile. *Psicología, Saúde & Doenças*, 12(1), 91-103.
- Montero, I., & León, O. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862.
- Mueller, R. O., & Hancock, G. R. (2008). Best practices in structural equation modeling. In J. W. Osborne (Ed.), *Best practices in quantitative methods* (pp. 488-508). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Muñiz, J. (1994). *Teoría clásica de los test*. Madrid: Pirámide.
- Nevitt, J., & Hancock, G. R. (2001). Performance of bootstrapping approaches to model test statistics and parameter standard error estimation in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 8(3), 353-377. doi: 10.1207/S15328007SEMO803_2
- Pérez, E., & Medrano, L. (2010) Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66.
- R Development Core Team (2007). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna: R Foundation for Statistical Computing.
- Reise, S. P., Moore, T. M., & Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544-559
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73, 5-26.

- Rios, J., & Wells, C. (2014). Validity evidence based on internal structure. *Psicothema*, 26(1), 108-116.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66, 507-514. doi:10.1007/BF02296192
- Seligman, M., Steen, T., Park, N., & Peterson, C. (2005). Positive psychology progress. Empirical validation of interventions. *American Psychologist*, 60(5), 410-421. doi: 10.1037/0003-066X.60.5.410
- Solomon, R. C. (2004). Foreword. En R. A. Emmons & M. E. McCullogh (Eds.), *Psychology of Gratitude* (pp. v-xi). New York, NY: Oxford University Press.
- Sun, P., & Kong, F. (2013). Affective mediators of the influence of gratitude on life satisfaction in late adolescence. *Social indicators research*, 114(3), 1361-1369. doi: 10.1007/s11205-013-0333-8.
- Tabachnick, B.G. & Fidell, L.S. (2007), *Using Multivariate Statistics* (5th ed.). New York: Allyn and Bacon.
- Tsang, J. A. (2006). Gratitude and prosocial behaviour: An experimental test of gratitude. *Cognition and Emotion*, 20(1), 138-148. doi: 10.1080/02699930500172341.
- Van Dierendonck, D., Abarca, A. B., Díaz, D., Jiménez, B. M., Gallardo, I., Valle, C., & Carvajal, R. R. (2006). Adaptación española de las escalas de bienestar psicológico de Ryff. *Psicothema*, 18(3), 572-577.
- Watkins, P. C., Woodward, K., Stone, T., & Kolts, R. L. (2003). Gratitude and happiness: Development of a measure of gratitude, and relationships with subjective well-being. *Social Behavior and Personality: an International Journal*, 31(5), 431-451. Doi: 10.2224/sbp.2003.31.5.431
- Watkins, P.C., Cruz, L., Holben, H., & Kolts, R. L. (2008). Taking care of business? Grateful processing of unpleasant memories. *The Journal of Positive Psychology: Dedicated to furthering research and promoting good practice*, 3(2), 87-99. doi: 10.1080/17439760701760567.
- Wood, A. M., Froh, J. J., & Geraghty W. A. (2010). Gratitude and well-being: A review and theoretical integration. *Clinical Psychology Review*, 30(7), 1-16. doi: 10.1016/j.cpr.2010.03.005

Wood, A. M., Maltby, J., Gillett, R., Linley, P. A., & Joseph, S. (2008). The role of gratitude in the development of social support, stress, and depression: Two longitudinal studies. *Journal of Research in Personality*, 42(4), 854-871. doi:10.1016/j.jrp.2007.11.003

Zinbarg, R., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's α Revelle's β , and McDonald's ω_h : Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, 70, 123-133. doi:10.1007/s11336-003-0974-7.

Recibido: 26 de abril del 2018

Aceptado: 12 de junio de 2018