

Aproximación exploratoria de la validez basada en la estructura, en su relación con otras variables y confiabilidad de la Escala de Felicidad de Lima

Exploratory approach of the validity based on the structure, in relation with other variables and reliability of the Scale of the Felicity of Lima

Recepción: setiembre 3 del 2016 | Revisado: noviembre 8 del 2016 | Aceptado: diciembre 6 del 2016

HUMBERTO CASTILLA CABELLO¹
TOMÁS CAYCHO RODRÍGUEZ²

ABSTRACT

The aim of this study consisted of analyzing the structure factorial of the Scale of Happiness from Lima (EFL) of Alarcón (2006). The scale was administered to 590 university students, male (33.9%) and women (66.1%) ages between 17 and 45 years ($M = 21.06$, $SD = 4.638$) at private university of Lima. The analyzing correlation item-test being highly significant associations ($p < .001$) for each reagent, concluding that assess indicators of the same construct. The analysis factorial exploratory reveals that the EFL scale shows two-dimensional structures that explain 41.9% of the total variance of the instrument. Regarding reliability, internal consistency coefficient is considered adequate ($\alpha = .908$). Moreover, associations were found with constructs theoretically related to happiness. One concludes that the EFL possesses properties psicométricas adapted to continue with studies of validation, as well as to implement it in diverse lines of work, both theoretical and applied.

Keywords: positive Psychology, happiness, validity, university students

RESUMEN

El objetivo de este estudio consistió en analizar la estructura factorial de la Escala de Felicidad de Lima (EFL) de Alarcón (2006). La escala se administró a 590 estudiantes universitarios, varones (33.9%) y mujeres (66.1%) de edades comprendidas entre 17 y 45 años de edad ($M = 21.06$; $D.E. = 4.638$) de una universidad privada de la ciudad de Lima. El análisis de correlación ítem-test encontró asociaciones altamente significativas ($p < .001$) para cada uno de los reactivos, concluyendo que evalúan indicadores de un mismo constructo. El análisis factorial exploratorio revela que la escala EFL presenta una estructura bidimensional, que explica el 41.9% de la varianza total del instrumento. En relación a la confiabilidad, el coeficiente de consistencia interna es considerado como adecuado ($\alpha = .908$). Finalmente, se observaron asociaciones con constructos teóricamente vinculados a la felicidad. Se concluye que la escala EFL cuenta con propiedades psicométricas adecuadas para seguir con estudios de validación, así como para implementarla en diversas líneas de trabajo, tanto teóricas como aplicadas.

Palabras clave: psicología positiva, felicidad, confiabilidad, validez, universitarios

1 Universidad Privada del Norte, Lima, Perú
acastillacabello@gmail.com

2 Universidad Privada del Norte, Lima, Perú
tomas.caycho@upn.pe

La felicidad ha sido estudiada desde varios dominios, pasando por la filosofía y en el presente, viene siendo tema de estudio de la psicología, en donde en décadas recientes, se ha venido trabajando desde una perspectiva científica; teniendo la psicología positiva un papel importante en el desarrollo de su estudio. Desde un punto de vista teórico, la felicidad ha recibido un notable interés al tratar de definirla desde un punto de vista científico. En este sentido, ha sido definida como la evaluación global y positiva del individuo en un momento particular (Diener, 1984). Otros autores coinciden en que la felicidad es un estado mental en el cual las personas pueden llegar a controlar cognoscitivamente, una manera de percibir y de concebirse a sí mismos y al mundo (Csikszentmihalyi, 2008; Cuadra & Florenzano, 2003; Lyubomirsky, 2008; Rodríguez, 1988). Por otro lado, se la define como la reflexión sobre la satisfacción ante la vida en términos de intensidad de emociones positivas (Argyle, 1987) y como la apreciación global positiva o goce subjetivo de la vida en todo su conjunto, así como de un área específica (Veenhoven, 1989, 2005).

Otros trabajos equiparan la felicidad como un estado de bienestar subjetivo (Diener, Emmons, Larsen & Griffin, 1985; Diener, Suh, Lucas & Smith, 1999) y satisfacción hacia la vida (Veenhoven, 2005; Frey & Stutzer, 2000). Según Michalos (1995a, 1995b), felicidad, bienestar subjetivo y satisfacción tienen un significado común, de manera tal que una teoría de la satisfacción vital debería ser una teoría de la felicidad y ambas se inscribirían en las teorías del bienestar subjetivo. Por su parte, Alarcón (2006) menciona que felicidad y bienestar subjetivo se utilizan como sinónimo, con el propósito de facilitar el análisis científico de esta variable; sin embargo, dice que el término felicidad explica por sí mismo un estado afectivo.

Con respecto al análisis psicológico de la felicidad, la definimos como un estado afectivo de satisfacción plena que experimenta, subjetivamente, el individuo en posesión de un bien

anhelado (Alarcón, 2006). Al ser la felicidad una estructura psicológica, puede expresarse en su dimensión cuantitativa y al igual que otras conductas es factible de medir en niveles o grados de satisfacción (Alarcón, 2009). De tal modo a través de un análisis factorial se determinan cuatro componentes correspondientes a la felicidad. El primero de ellos, *ausencia de sufrimiento profundo*, indica grados de felicidad, que reflejan actitudes y experiencias positivas hacia la vida. En este sentido, la felicidad significa estar libre de estados depresivos profundos, tener sentimientos positivos hacia sí mismo y hacia la vida. El segundo componente, *satisfacción con la vida*, expresa el grado de gozo que la persona ha alcanzado en relación a lo que tiene o se encuentra cerca de conseguir. El componente *realización personal*, evidencia lo que se llamaría felicidad plena y no estados temporales de estar feliz; así mismo, guarda correspondencia con la orientación hacia metas que considera valiosas la persona para su vida. Finalmente, la dimensión *alegría de vivir*, hace referencia al optimismo y la alegría como expresión de la felicidad.

La importancia de la felicidad se expresa por su relación con los procesos de salud. La felicidad se encuentra relacionada con la capacidad de perdonar (Makinen & Jhonson, 2006), la esperanza (Bailey, Eng, Frisch & Snyder, 2007; Chen & Chen, 2008), el optimismo (Caycho & Castañeda, 2015; Salgado, 2009) y la gratitud (Alarcón & Caycho, 2015; Bono Emmons & McCullough, 2004; Emmons, 2008; Emmons & McCullough, 2003; Macnulty, 2004). Por su parte Alarcón (2009) ha hallado que la familia, la salud y la religión son los aspectos que más se relacionan con la felicidad, así mismo, se encuentra también asociada al altruismo, la bondad y la filiación religiosa (Seligman, 2006; Niven, 2011).

Como observamos, la felicidad es importante para la salud y en la práctica se evalúa a través de entrevistas con pacientes o familiares y no con instrumentos válidos y confiables que sirvan de utilidad para las entrevistas. A partir de estos hallazgos, surge la necesidad de

contar con instrumentos con propiedades psicométricas aceptables, tomando en cuenta las características culturales de cada población; y que en la práctica tengan que ser cortas en uso y tiempo para la evaluación de la felicidad. Así, Alarcón (2006) desarrolló una prueba con estas cualidades, a la cual nombró Escala de Felicidad de Lima, siendo en el Perú el único instrumento para la medición de la felicidad.

La Escala de Felicidad de Lima (EFL) fue creada y estudiada por Alarcón (2006), en una muestra de 709 estudiantes universitarios, varones (46.97%) y mujeres (53.03%), de edades comprendidas entre 20 y 30 años, con una media de 23.10 años. En primer lugar, se analizó la capacidad de discriminación de los ítems, verificándose índices adecuados (distintos a cero y no negativos), obteniendo correlaciones significativas ítem-test, siendo la correlación más baja el ítem 27 ($r = .29$; $p < .001$) con una media de $r = .511$ ($p < .001$).

La confiabilidad fue determinada mediante el método de consistencia interna, a través del coeficiente Alfa de Cronbach ($\alpha = .916$). Así mismo, se calculó los coeficientes Spearman-Brown, longitudes desiguales = .884 y Dos mitades de Guttman = .882, verificando la confiabilidad de la escala. La validez de constructo se determinó mediante el análisis factorial de componentes principales y rotación ortogonal (Varimax), obteniendo cuatro factores. De acuerdo a Alarcón (2006), el primer factor (11 ítems), denominado Sentido positivo de la vida, explica 31.82%.

Los otros tres componentes sumados explican el 17.97% de la varianza total de la prueba y está conformado por el segundo factor (6 ítems), Satisfacción con la vida, el tercer factor (6 ítems), Realización personal; finalmente, el cuarto factor (4 ítems), es denominado Alegría de vivir. Con relación a la consistencia interna para cada factor fue de .88, .79, .76 y .72 respectivamente. Los cuatro componentes acumulados explican 49.79% de la varianza total, considerado un porcentaje aceptable.

A nivel internacional, Toribio et al. (2012) analizaron las propiedades psicométricas de la EFL. Para ello contó con la participación de 405 estudiantes de preparatoria de México, varones y mujeres de 14 a 19 años de edad ($M = 15.82$). Los resultados indicaron, con relación a la confiabilidad, una consistencia interna elevada con un valor de .927, que fue hallada mediante el coeficiente Alfa de Cronbach. La validez del constructo se estableció mediante análisis factorial, en donde el análisis de componentes principales y la rotación ortogonal (Varimax) replicaron la estructura original de los cuatro factores que explican el 50.32% de la varianza total del instrumento.

Asimismo, Árraga y Sánchez (2011) estudiaron y evaluaron la versión venezolana de la EFL en una muestra de 103 adultos mayores o ancianos, cuyo rango de edad esta entre 60 y 85 años. El análisis factorial exploratorio, replicando el análisis original (rotación varimax con Kaiser), agrupó los 27 reactivos en cuatro componentes principales que explican el 61.38%, observándose saturaciones altas de los factores en solo 14 de los ítems (versión final).

Para la prueba de consistencia interna, se utilizó el alfa de Cronbach, en donde se halló una confiabilidad aceptable para la escala total ($\alpha = .84$). A nivel nacional, en la ciudad de Trujillo, Morillo (2013) realizó el análisis de validez y fiabilidad de la escala en 318 ingresantes universitarios, de los cuales 43% varones y el 57% mujeres, entre 16 y 36 años de edad, representando el 98% a estudiantes entre 16 y 24 años.

Mediante el método ítem test, los resultados obtenidos muestran coeficientes de correlación muy satisfactorios, oscilando entre .436 y .907, en cuanto a la confiabilidad se utilizó el coeficiente alfa de Cronbach, obteniendo coeficientes de confiabilidad de para el factor sentido positivo de la vida (.88), satisfacción con la vida (.87), realización personal (.84), alegría de vivir (.90) y finalmente para la escala total presenta un coeficiente de .94.

En este sentido, la realización del estudio se justifica, ya que al ser la EFL un instrumento con diez años en vigencia urge la necesidad de someter la prueba a nuevos análisis psicométricos con métodos finos y avalados en el marco internacional (Ledesma & Valero-Mora, 2007). En base a la información anteriormente mencionada, el objetivo del presente estudio consistió en examinar las propiedades psicométricas de la EFL en una muestra de estudiantes universitarios de una institución privada de Lima Metropolitana. Se analizó la fiabilidad (consistencia interna), validez basada en la estructura (estructura factorial exploratorio) y basada en la relación con otras variables (concurrente). Un objetivo adicional es determinar si hay diferencias en el nivel de felicidad en varones y mujeres.

La importancia de este estudio radica en que se pueden obtener beneficios metodológicos que en la parte práctica aportarán evidencias que podrían motivar su empleo por parte de los psicólogos peruanos, facilitando, a posteriori, el planteamiento de intervenciones ligadas a este importante aspecto. 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 esperanza, gratitud, optimismo, entre otras; permitiendo ampliar el panorama acerca de la felicidad y aportando un mayor entendimiento teórico al área de estudio denominado Psicología Positiva.

Método

La presente investigación es un estudio instrumental, destinado al estudio de las propiedades psicométricas de un test (León & Montero, 2007).

Participantes

Para el presente estudio se contó con dos muestras. La primera muestra, destinada al análisis de los ítems, el estudio de la validez de constructo y confiabilidad, contó con la parti-

cipación de 590 universitarios de ambos sexos: 200 varones (33.9%) y 390 mujeres (66.1%), quienes cursaban la carrera de psicología y trabajo social en una universidad privada de Lima Metropolitana. Las edades de los estudiantes oscilaban entre los 17 y 45 años, con un promedio de 21,06 años (D.E.= 4.638). Los participantes fueron seleccionados a través de un muestreo por conveniencia, (intencional y no probabilístico), teniendo como criterios de inclusión los siguientes: a) residir en Lima Metropolitana; b) que hayan nacido en el Perú; c) pertenecer una universidad particular y d) que fueran de ambos sexos.

Para el estudio de la validez de criterio se contó con una muestra conformada por 407 jóvenes y adultos universitarios de la ciudad de Lima. De ellos, 124 varones (30.5%) y 283 mujeres (69.5%). El rango de edades va de 17 a 45 años, con una edad promedio de 20,66 años (D.E.= 4.809). Cabe señalar que el 68.1% tiene entre 17 y 21 años. El muestreo utilizado fue por conveniencia, intencional y no probabilístico.

Instrumento

La *Escala de Felicidad de Lima (EFL)* desarrollada por Alarcón (2006) es un instrumento a través del cual se pretende medir la felicidad. Resultante del análisis factorial, surgió un modelo de cuatro dimensiones, denominados: Ausencia de sufrimiento profundo, Satisfacción con la vida, Realización personal y Alegría de vivir. La escala consta de 27 ítems, con un formato de respuesta dicotómico tipo Likert de cinco puntos, que va de 1 (totalmente en desacuerdo) a 5 (totalmente de acuerdo).

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. La consistencia interna, medida a través del Coeficiente Alfa de Cronbach, fue $\alpha = .90$. La validez de Constructo se determinó a través del Análisis Factorial Exploratorio y se obtuvo tres factores con altas cargas factoria-

les: Reciprocidad, Obligación Moral y Calidad Sentimental.

La *escala de evaluación de la Capacidad de Perdón (CAPER)* es una escala de autoinforme desarrollada por Casullo (2005) en una muestra de 800 personas adultas con edades que oscilan entre 22 y 60 años de edad, con el propósito de valorar de manera global la predisposición a perdonar. La escala CAPER, originalmente, está compuesta por 20 ítems, con cuatro opciones de respuesta: 1 (Casi siempre falso para mí), 3 (A veces falso para mí), 5 (A veces verdadero para mí) y 7 (Casi siempre verdadero para mí). En la corrección se evalúan de forma directa los ítems 1, 3, 5, 8, 10, 12, 14, 16 y 18 y de forma inversa el resto (2, 4, 6, 7, 9, 11, 13, 15 y 17). Los ítems están agrupados en tres subescalas: Self o perdón a sí mismo (1 al 6); Perdón a otros (7 al 12) y Perdón a situaciones (13 al 18). Los dos últimos ítems, denominados Creencias evalúan las atribuciones del perdón (19 y 20). En el presente estudio, se informa un nivel de consistencia interna relativamente aceptable para la escala ($\alpha = .623$). Estudios desarrollados en otros contextos, comunican coeficientes de fiabilidad similares a lo informado en el estudio peruano -consistencia interna entre .40 y .62- (Casullo, 2005; Casullo & Fernández-Liporace, 2005; Day et al. 2004; Mullet et al., 2004).

El *Hope Index diseñada por Herth (HHI)* (1992) fue validado por Castilla et al (2014) en una muestra de estudiantes universitarios de Lima Metropolitana. La prueba está compuesta por 10 ítems de tipo Likert, con cuatro alternativas que expresan afirmaciones favorables y neutras hacia la esperanza. La consistencia interna, medida a través del Coeficiente Alfa de Cronbach, fue $\alpha = .85$. La validez de Constructo se determinó a través del Análisis Factorial Exploratorio, obteniéndose dos factores con altas cargas factoriales: Optimismo/soporte y Agencia. Un estudio posterior (Castilla-Cabello, Caycho, Ventura-León y Barboza-Palomino, 2016), mediante el análisis factorial confirmatorio, reportó que la estructura

bifactorial es la que mejor comportamiento presenta frente a otros modelos.

Procedimiento

La Escala de Felicidad de Lima y los demás instrumentos se administraron, colectivamente, a los participantes en las aulas de clases, completando datos referentes a edad, sexo, año académico y ocupación, en un tiempo aproximado de 35 minutos. Los participantes firmaron el consentimiento informado que garantiza la confiabilidad de los datos administrados. Una vez aplicado los instrumentos se excluyeron del análisis aquellos cuestionarios que: 1) omitan datos de edad y/o sexo, 2) tengan dos o más omisiones, considerándose también como omisión más de dos alternativas marcadas en un ítem y 3) posean patrones inusuales de respuesta como elegir la misma alternativa en casi todos los ítems. Las puntuaciones de los ítems que valoraban de manera negativa se invirtieron de tal manera que todos los ítems apuntaban a una misma dirección y una puntuación elevada exprese un nivel favorable de la felicidad.

Análisis de datos

El análisis de los datos se llevó a cabo utilizando VISTA-CITA (Ledesma & Molina, 2009; Young, 2003) para el análisis de ítems. En lo que respecta al análisis factorial exploratorio se utilizó el programa FACTOR 9.3 (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2007); mientras que, para el análisis y comparación de coeficientes de confiabilidad se utilizó el ALPHATEST (Merino & Lautenshlager, 2003). Se hizo un examen preliminar de los datos, a fin de detectar y manejar datos ausentes y atípicos, excluyéndose casos en el proceso. El estudio psicométrico de la escala incluyó, en primer lugar, el análisis de ítems a través de la correlación ítem - test mediante la correlación producto momento de Pearson. Para el examen de la estructura factorial del instrumento, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE), determinando el número de factores mediante

el análisis paralelo. Luego de esto se evaluó la consistencia interna del instrumento, mediante el alfa de Cronbach.

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

Antes de proceder con el análisis factorial exploratorio, se realizó un análisis preliminar

de los ítems (Tabla 1). Se observa que la media de los ítems oscila entre 2.93 a 4.21. La mayor variabilidad la presenta el ítem 9 con una desviación estándar de 1.215. Respecto a los coeficientes de asimetría de los ítems todos presentaron valores negativos; que indica una tendencia a puntuaciones altas (Mercado & Gil, 2012). Del mismo modo, no fue detectada la presencia de puntajes extremos ni multico-linealidad.

Tabla 1
Análisis preliminar de los ítems (N= 590)

Ítem	Media	DE	Asimetría	Curtosis	Ítem	Media	DE	Asimetría	Curtosis
Ítem1	3.74	.879	-.739	.870	Ítem14	4.00	1.172	-.988	-.081
Ítem2	4.04	1.059	-1.024	.355	Ítem15	3.79	1.025	-.910	.505
Ítem3	3.57	.877	-.355	.033	Ítem16	4.03	.939	-1.053	1.131
Ítem4	3.78	.942	-.701	.178	Ítem 17	3.58	1.152	-.477	-.572
Ítem5	3.66	.942	-.645	.335	Ítem 18	3.59	1.138	-.367	-.802
Ítem6	3.89	.922	-.956	1.008	Ítem 19	4.20	1.014	-1.314	1.278
Ítem7	4.21	1.112	-1.389	1.043	Ítem 20	4.19	1.092	-1.402	1.257
Ítem8	3.68	.978	-.663	.189	Ítem 21	3.53	1.117	-.690	-.196
Ítem9	3.24	1.215	-.287	-.843	Ítem 22	4.17	1.051	-1.286	1.008
Ítem10	3.72	.966	-.760	.366	Ítem 23	3.82	1.115	-.674	-.296
Ítem11	3.72	.939	-.623	.213	Ítem 24	3.27	.977	-.382	-.196
Ítem12	4.25	.845	-1.247	1.809	Ítem 25	3.39	.938	-.482	.020
Ítem13	3.92	.912	-.983	1.107	Ítem 26	3.87	1.127	-.739	-.368
					Ítem 27	2.93	1.127	.009	-.733

Nota: DE = Desviación Estándar

Análisis de homogeneidad del test

Se examinó el grado de asociación entre los ítems que conforman la prueba y el test (Tabla 2) (Elosua, 2003), reteniéndose aquellos que tuvieron una correlación ítem-test mayor a .20 (Kline, 1994). En ese senti-

do, no fue eliminado ningún ítem, mostrando índices de homogeneidad satisfactorios, desde .309 (ítem 27: "Creo que no me falta nada.") hasta .661 (ítem 10: "Me siento satisfecho porque estoy donde tengo que estar"), lo cual da cuenta de una homogeneidad adecuada (Hogan, 2004).

Tabla 2
Correlación ítem-escala corregida de los ítems (N = 590)

Ítem	r _{itic}	α	Ítem	r _{itic}	α	Ítem	r _{itic}	α
Ítem 1	.492	.912	Ítem10	.661	.910	Ítem 19	.595	.911
Ítem 2	.530	.912	Ítem11	.585	.911	Ítem 20	.478	.913
Ítem 3	.494	.912	Ítem12	.622	.911	Ítem 21	.461	.913
Ítem 4	.627	.910	Ítem13	.601	.911	Ítem 22	.609	.910
Ítem 5	.444	.913	Ítem14	.512	.912	Ítem 23	.434	.913
Ítem 6	.564	.911	Ítem15	.578	.911	Ítem 24	.471	.913
Ítem 7	.542	.911	Ítem16	.497	.912	Ítem 25	.480	.912
Ítem 8	.542	.911	Ítem 17	.446	.913	Ítem 26	.542	.911
Ítem 9	.455	.913	Ítem 18	.376	.915	Ítem 27	.309	.916

Nota: r_{itic} = Correlación ítem-test corregida; α = Alfa de Cronbach si se elimina elemento

Análisis Factorial Exploratorio (AFE)

Con la finalidad de analizar la viabilidad del empleo del análisis factorial para la determinación de la validez de constructo de la Escala de Felicidad de Lima (EFL) se emplearon las medidas de Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1974) y el Test de Esfericidad de Barlett. La medida de adecuación KMO obtiene una puntuación de .93 valor considerado adecuado (Hair, Anderson, Tatham & Black, 2004). Asimismo, la prueba de esfericidad de Bartlett también resultó significativo ($p < 0.01$). Estos hallazgos indican que es posible realizar un análisis factorial exploratorio (Kaplan & Saccuzzo, 2006).

Antes de la terminación del número de factores, se vio conveniente ajustar los datos al modelo de cuatro factores propuestos, originalmente. Es así que se obtuvo una matriz de consistencia no interpretable, dado que presentaba serias dificultades. Por un lado, se

sugería eliminar cinco ítems por cargar en dos factores (Nunnally & Bemstein, 1994). Así también, solamente dos ítems formaban parte del cuarto factor, lo cual sugiere la eliminación del mismo por la poca representatividad de reactivos para una dimensión.

En este sentido, se utilizó el análisis paralelo, propuesto por Horn (1965), con la finalidad de determinar el número de factores subyacentes al constructo de felicidad, por medio del cual se sugirió la extracción de dos factores (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). Para la utilización del método de rotación se consideró la recomendación de Tabachnick y Fidell (2001) quienes sugieren que si la correlación entre los factores es mayor a .32 debe considerarse las rotaciones oblicuas. En el presente estudio, los dos factores tienen una correlación de .644. Por tal motivo, se utilizó el método de rotación denominado *promin*. Los dos factores explicaban el 41.9% de la varianza total de la prueba.

Tabla 3
Análisis factorial exploratorio con rotación Promin de la EFL (N=590)

		Matriz de Estructura		
Ítem		F1	F2	h ²
Ítem18(20) *	La felicidad es para algunas personas, no para mí.	.854		.673
Ítem17(19) *	Me siento un fracasado.	.785		.665
Ítem20(22) *	Me siento triste por lo que soy.	.744		.695
Ítem7 *	Pienso que nunca seré feliz.	.640		.526
Ítem13(14) *	Me siento inútil.	.626		.499
Ítem21(23) *	Para mí la vida es una cadena de desengaños.	.590		.387
Ítem24(26) *	Todavía no he encontrado sentido a mi existencia.	.523		.450
Ítem2 *	Siento que mi vida está vacía.	.506		.435
Ítem11 *	La mayoría del tiempo no me siento feliz.	.450		.410
Ítem15(17) *	La vida ha sido injusta conmigo.	.434		.288
Ítem16(18) *	Tengo problemas tan hondos que me quitan la tranquilidad.	.398		.238
Ítem3	Las condiciones de mi vida son excelentes.		.737	.481
Ítem4	Estoy satisfecho con mi vida.		.705	.579
Ítem23(25)	Mi vida transcurre plácidamente.		.677	.384
Ítem22(24)	Me considero una persona realizada.		.668	.349
Ítem9	Si volviese a nacer no cambiaría casi nada de mi vida.		.633	.334
Ítem25(27)	Creo que no me falta nada.		.614	.284
Ítem8	Hasta ahora, he conseguido las cosas que para mí son importantes.		.594	.408
Ítem10	Me siento satisfecho porque estoy donde tengo que estar.		.591	.546
Ítem1	En la mayoría de las cosas mi vida está cerca de mi ideal.		.556	.354
Ítem6	Me siento satisfecho con lo que soy.		.525	.426
Ítem5	La vida ha sido buena conmigo.		.483	.284
Ítem12(13)	Por lo general me siento bien.		.482	.475
Ítem19(21)	Estoy satisfecho con lo que hasta ahora he alcanzado.		.445	.304
Ítem14(15)	Soy una persona optimista.		.418	.410
Valor Eigen		8.87	2.01	
% Varianza explicada		32.3	9.6	41.9

Nota: Los números entre paréntesis corresponden a la numeración original de los ítems; (*) ítems invertidos

El primer factor explica el mayor porcentaje de varianza (32.3%) y el segundo el 9.6% (Tabla 3). Los factores quedaron constituidos por los siguientes ítems: El primer factor denominado *Ausencia de sufrimiento profundo*, se compone de los ítems: 2, 7, 11, 13, 15, 16, 17, 18, 20, 22, y 23. El segundo factor comprende los ítems 1, 3, 4, 5, 6, 8, 9, 10, 12, 14, 19, 21, 24 y 25; nombrado como *Satisfacción y realización personal*. En ambos factores las saturaciones factoriales correspondientes a los

ítems presentan cargas no inferiores a 0.40, a excepción del ítem 16 (Hair, Anderson, Tatham & Black, 2004), evaluadas en las categorías de “bueno” o “excelente”, con propósitos de interpretación factorial (Comrey, 1985). Por otro lado, con la finalidad de obtener una estructura factorial interpretable se decidió eliminar los ítems 12 (“*Es maravilloso vivir*”) y 16 (“*He experimentado la alegría de vivir*”) por motivo que cargaban en ambos factores (Nunnally & Bemstein, 1994).

Correlaciones entre las sub-escalas de felicidad y la escala global

Desde un enfoque intrapruebas, otra manera de apreciar la validez de constructo de la EFL es correlacionar la escala global (total) con los dos factores/escalas obtenidos. La Tabla 4 permite apreciar la correlación de Pearson entre los dos factores subyacentes al constructo felicidad y la escala global, así como las medias y desviaciones estándar de cada uno de ellos.

La correlación entre los dos factores ($r = .583$, $p < .01$), considerado una relación moderada ($r^2 = .34$); y la correlación entre la escala global y el factor 1 ($r = .870$, $p < .01$, $r^2 = .77$) y el factor 2 ($r = .893$, $p < .01$, $r^2 = .80$), consideradas como una relación fuerte (Ferguson, 2009). Además todas las correlaciones son positivas y significativas, es decir, la escala global y los factores se encuentran positiva y significativamente correlacionados entre ellos.

Tabla 4

Coefficientes de correlación de Pearson entre la escala global, los dos factores, medias y desviación estándar

Factores	EG	F1	F2	R ²
EG. Escala Global	1			
F1. Ausencia de sufrimiento profundo	.870**	1		.77
F2. Satisfacción y realización personal	.893**	.583**	1	.80, .34
Media	93.51	39.67	53.84	---
Desviación Estándar	14.45	7.254	9.12	---

Nota: ** $p < 0.01$ (bilateral); R²= coeficiente de determinación (tamaño del efecto)

Análisis y comparación de la fiabilidad

En la Tabla 5, se presenta la confiabilidad para la escala total mediante el coeficiente alfa de Cronbach ($\alpha = .908$) siendo considerado aceptable (Cicchetti, 1994), con un intervalo de confianza que varía de .897 a .918. Los coeficientes para cada uno de los factores también

son considerados aceptables ($\alpha_{\text{factor1}} = .854$; $\alpha_{\text{factor2}} = .883$). Adicionalmente, se observa la invarianza del alfa de Cronbach de acuerdo al género. Se observa que no existen diferencias, estadísticamente significativas, en la escala total ($\chi^2 = 1.992$; $p = .369$), ni en el factor 1 ($\chi^2 = .719$; $p = .698$) y 2 ($\chi^2 = .129$; $p = .938$).

Tabla 5

Análisis y comparación del Alfa de Cronbach de la EFL (N= 590)

	N° ítems	Total n=590	a Cronbach [IC 95%]	
			Varones n=200	Mujeres n=390
FG	25	.908 [.897, .918]	.916 [.899, .932]	.901 [.887, .915]
Factor 1	10	.854 [.836, .871]	.863 [.833, .890]	.848 [.825, .870]
Factor 2	15	.883 [.868, .896]	.885 [.860, .907]	.880 [.862, .897]

Validez de criterio

Se analizó la relación entre la Escala de Felicidad de Lima (EFL), la Escala de Gratitud

(EG), la escala de Capacidad de Perdón (CA-PER) y el Herth Hope Index (HHI).

Tabla 6
Coefficientes de correlación de la felicidad, gratitud, perdón y esperanza (N = 407)

	Ausencia de Sufrimiento profundo	Satisfacción y realización personal	Felicidad (EFL)	R ²
Reciprocidad	.292**	.349**	.360**	.13
Obligación moral	.395**	.365**	.424**	.18
Cualidad sentimental	.228**	.008*	.116*	.01
Gratitud (EG)	.385**	.357**	.414**	.17
Perdón (CAPER)	.444**	.338**	.435**	.19
Optimismo/ soporte	.427**	.448**	.490**	.24
Agencia	.417**	.441**	.481**	.23
Esperanza (HHI)	.456**	.481**	.526**	.28

Nota: R²= coeficiente de determinación (tamaño del efecto); ** p< 0.01 (bilateral); * p< 0.05 (bilateral).

La Tabla 6 muestra los valores de correlación obtenida entre la felicidad y la gratitud ($r = .414$, $R^2 = .17$) y el perdón ($r = .435$, $R^2 = .19$), cercanas a ser consideradas una relación moderada (Ferguson, 2009). Asimismo, entre felicidad y esperanza ($r = .526$) se obtuvo una relación moderada ($R^2 = .28$), siendo todas estas correlaciones positivas significativas ($p < .01$).

Discusión

El objetivo principal del presente estudio fue analizar las propiedades psicométricas de confiabilidad y validez de la Escala de Felicidad de Lima diseñada por Alarcón (2006) en una muestra de estudiantes universitarios de Lima.

En primer lugar, en relación al análisis de correlación ítem-escala, la correlación más alta corresponde al ítem 10 “*Me siento satisfecho porque estoy donde tengo que estar*” ($r = .661$; $p < .01$), que indica que este ítem, se relaciona mejor el constructo felicidad; mientras la más baja corresponde al ítem 27 “*Creo que no me falta nada*” ($r = .309$; $p < .01$). Es así, que los coeficientes de correlación pueden ser clasificados como moderados (Delgado, Escurra & Torres, 2006). Estos resultados indican que los 27 reactivos miden indicadores de un mismo constructo lo cual da cuenta de una homogeneidad adecuada (Hogan, 2004), contribuyendo con eficacia a su medición. Se observa que cada

ítem mantiene cierta independencia, dentro de un todo que es la escala. El estudio Alarcón (2006) (correlación ítem-test promedio de .511) y Morillo (2013) (correlaciones ítem-test entre .436 y .907) reportan correlaciones similares a los hallados en nuestro estudio.

Con relación a la consistencia interna de la escala, los hallazgos en el presente trabajo ($\alpha = .908$) es similar lo reportado en el estudio de Alarcón (2006) ($\alpha = .916$) para la versión original, Toribio et al. (2012) ($\alpha = .927$), Árraga y Sánchez (2011) ($\alpha = .84$) para la versión de catorce ítems y Morillo (2013) ($\alpha = .94$). Estos índices son considerados como adecuados (Campo-Arias & Oviedo, 2008). Este resultado es corroborado por la estabilidad del coeficiente alfa de Cronbach en el intervalo de confianza al 99%, tal como sugieren Ledesma (2004), Duhachek y Iacobucci (2004) y Newcombe y Merino (2006). La diferencia entre los índices de fiabilidad entre estas poblaciones puede deberse, tal como indican Prieto & Delgado (2010), a la variabilidad de las muestras, dado que los trabajos de Árraga y Sánchez (2011) y Toribio et al. (2012) contaron con la participación de adultos mayores (ancianos) y adolescentes respectivamente. El análisis del intervalo de confianza varía de .897 a .918, haciendo considerar que, teniendo en cuenta su límite inferior, podemos considerar una aceptable confiabilidad (Murphy & Davidsholder, 1988). Del mismo modo, la confiabilidad no

varía de acuerdo al género; aunque existe pequeñas diferencias en el factor general y el factor 2, que indica que ser varón o mujer afecta de forma pequeña la confiabilidad; lo mismo sucede en el caso del factor 1.

El análisis de la validez se realizó en dos fases. En primer lugar, se llevó a cabo el análisis factorial exploratorio (AFE). Se puede observar que el peso factorial de cada variable (ítems) se encuentra concentrada en dos factores, mientras en los demás, su peso es comparativamente reducido. Para identificar la pertenencia de un ítem a un factor se tomó como criterio que las cargas factoriales sean iguales o mayores a .30 (Nunnally, 1987; Kline, 1994). Así, se identifican dos factores subyacentes tras el constructo felicidad, diferente a lo informado originalmente por Alarcón (2006), quien a través también de un análisis factorial exploratorio, determinaron unos cuatro factores. La diferencia en el número de factores entre estos dos estudios, se debe al criterio que se utiliza para determinar el número de factores; siendo usada por el autor de la escala la regla de Kaiser (1974) y al método de extracción de los factores (en el estudio original se utilizó el procedimiento de componentes principales), mientras que en el presente estudio se eligió el de mínimos cuadrados no ponderados. Estos resultados pueden interpretarse en el sentido que la felicidad es un comportamiento complejo, en donde los ítems no se articulan en torno a un único factor o componente, sino, está integrada por dos dimensiones que se distinguen claramente.

El primer factor está conformado por los ítems 2, 7, 13, 15, 16, 17, 18, 20, 22, y 23. Las respuestas de rechazo a los ítems de este componente hacen énfasis a la libertad de estados depresivos profundos, tener sentimientos positivos hacia sí mismo y vida. El factor 1 tiene diez ítems, explicando el 32.3% de la varianza total siendo sus cargas factoriales moderadas y con una alta confiabilidad ($\alpha = .854$). Este factor lo hemos denominado *Ausencia de sufrimientos profundos*, el cual hace referencia al

primer factor de la escala original. Así mismo, los ítems restantes componen el segundo factor (ítems 1, 3, 4, 5, 6, 8, 9, 10, 11, 12, 14, 19, 21, 24 y 25) que hace referencia a emociones internas que expresan satisfacción por lo que se ha alcanzado, así como la felicidad plena y no estados temporales de estar feliz. Expresiones como “*Las condiciones de mi vida son excelentes*”, “*Si volviese a nacer no cambiaría casi nada de mi vida*” o “*La mayoría del tiempo me siento feliz*”, indican experiencias positivas de la vida y sentirse generalmente bien. Este factor posee una aceptable confiabilidad ($\alpha = .883$), explicando el 9.6% de la varianza total. Podemos denominar este factor como *Satisfacción y realización personal*, el cual involucra los tres factores restantes de la escala original.

En relación a los ítems 12 (“*Es maravilloso vivir*”) y 16 (“*He experimentado la alegría de vivir*”), se decidió eliminarlos por motivo que cargaban en ambos factores (Nunnally & Bemstein, 1994), con el propósito de obtener una estructura factorial interpretable. La varianza explicada por los dos factores es mayor al 20% mínimo requerido para determinar la unidimensionalidad (Carmines & Zeller 1979, en Domínguez, Villegas, Sotelo & Sotelo, 2012). Por otro lado, todos los valores factoriales fueron superiores a .40 (a excepción del ítem 16) lo que evidencia que los reactivos contribuyen significativamente a la evaluación del constructo perdón, lo que corrobora la estructura de dos factores.

Las correlaciones entre las sub-escalas y la puntuación total se analizan en base a tres orientaciones: significatividad, cuantía de la correlación y el tamaño de la relación (tamaño del efecto). En relación a la significatividad, todos los coeficientes son significativos al nivel de .001; en referencia a la cuantía, el coeficiente de correlación entre la escala global y cada uno de los factores alcanzó un nivel de Muy Alto (Delgado, Escurra & Torres, 2006); y con respecto al tamaño de la relación, todas las relaciones son consideradas moderadas (Ferguson, 2009). Esta correlación informa

acerca de la validez de constructo de la Escala de Felicidad de Lima, indicando que los dos componentes o sub-escalas miden lo mismo que la escala global, contribuyendo a la medición de las dimensiones del constructo timidez, aunque participan del total de modo diferente.

En segundo lugar, se buscó encontrar evidencias de validez concurrente. Para ello, se analizó la relación de la EFL con la gratitud, capacidad de perdón y la esperanza. Se halló un patrón coherente en donde la felicidad correlaciona, significativamente, con las variables anteriormente mencionadas ($p < .001$) y con magnitudes moderadas y grandes (Ferguson, 2009).

Los resultados permiten concluir que la Escala de Felicidad de Lima posee una adecuada validez factorial y concurrente, lo que brinda evidencia favorable acerca de las mediciones referidas al constructo que se mide (Muñiz, 1996). El análisis factorial exploratorio realizado ha logrado identificar dos factores subyacente. Asimismo, el hallazgo 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.

Entre las limitaciones del estudio debe señalarse la muestra no probabilística, lo cual lleva a considerar las conclusiones del estudio, como hipótesis previas para estudios posteriores; donde se realicen muestreos probabilísticos y se examine el comportamiento de la escala en una población diferente a la aquí estudiada. Por lo tanto, los resultados obtenidos aquí no son concluyentes, siendo necesario continuar las investigaciones con el objetivo de encontrar mayores evidencias acerca de la validez y confiabilidad de la escala.

Referencias

- Anastasi, A. (1974). *Test psicológicos*. Madrid: Aguilar Ediciones.
- Alarcón, R. (2006). Desarrollo de una escala factorial para medir la felicidad. *Revista Interamericana de Psicología*, 40(1), 99-106.
- Alarcón, R. (2009). *Psicología de la felicidad. Introducción a la psicología positiva*. Lima: Universidad Ricardo Palma.
- 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.
- Árraga, M. V. & Sánchez, M. (2012). Validez y confiabilidad de la escala de Felicidad de Lima en adultos mayores venezolanos. *Universitas Psychologica*, 11(2), 381-393.
- Argyle, M. (1987). *Psicología de la felicidad*. España: Alianza Editorial.
- Bailey, T., Eng, W., Frisch, M. & Snyder, C. (2007). Hope and optimism as related to life satisfaction. *The Journal of Positive Psychology*, 2(3), 168-175. doi: 10.1080/17439760701409546.
- Bono, G., Emmons, R.A., & McCullough, M. E. (2004). Gratitude in practice and the practice of gratitude. En P. A. Linley y S. Joseph (Eds.), *Positive psychology in practice*, (pp. 464-481). Hoboken, NJ: John Wiley, & Sons, Inc.
- Campo-Arias, A. & Oviedo, H.C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10, 831-839.

- Castilla, H., Urrutia, C., Shimabukuro, M. & Caycho, T. (2014). Análisis psicométrico del Índice de Esperanza de Herth en una muestra no clínica peruana. *Psicología desde el Caribe*, 31(2), 187-206. doi: 10.14482/psdc.31.2.5974
- Castilla-Cabello, Caycho, Ventura-León & Barboza-Palomino (2016). Estructura de la versión peruana del Herth Hope Index: Un análisis factorial confirmatorio. En revisión.
- Casullo, M. (2005). La capacidad para perdonar desde una perspectiva psicológica. *Revista de Psicología*, 23(1), 40-63
- Casullo, M. & Fernández-Liporace, M. (2005). Evaluación de la capacidad de perdonar. Desarrollo y validación de una escala. *Acta Psiquiátrica y Psicológica de América Latina*, 51 (1), 14-20.
- Caycho, T. & Castañeda, M.C. (2015). Felicidad y optimismo en adolescentes y jóvenes peruanos y paraguayos: un estudio predictivo. *Salud y Sociedad*, 6(3), 250-263.
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6(4), 284-290. doi: 10.1037/1040-3590.6.4.284
- Comrey, A. L. (1985). *Manual de análisis factorial*. Madrid: Cátedra
- Cuadra, H. & Florenzano, R. (2003). La psicología positiva: un cambio a nuestro enfoque patológico clásico. *Liberabit*. 10, 82-88.
- Chen, H. & Chen, J. (2008). Estructural equation modeling: Hope, coping styles and emotions of impoverished undergraduates. *Chinese Journal of Clinical Psychology*. 16(4), 392-394.
- Csikszentmihalyi, M. (2008). *El yo evolutivo. Una psicología para un mundo globalizado*. Barcelona: Kairos.
- Day, L., Macaskill, A. & Maltby, J. (2004). Forgiveness of self and others and emotional empathy. *The Journal of Social Psychology*, 1, 1-3.
- Delgado, A. E., Escurra, L. M. y Torres, W. (2006). *La medición en psicología y educación: teoría y aplicaciones*. Lima: Editorial Hozlo.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542-575.
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R. & Griffl, S. (1985). The satisfaction whit life scale. *Journal of personality assessment*, 49 (1), 71-75. doi: 10.1207/s15327752jpa4901_13
- Domínguez, S., Villegas, G., Sotelo N. & Sotelo, L. (2012). Revisión psicométrica del Inventario de Ansiedad Estado-Rasgo (IDARE) en una muestra de universitarios de Lima Metropolitana. *Revista Peruana de Psicología y Trabajo Social*, 1(1), 45-54.
- Duhachek, A & Iacobucci, D. (2004). Alpha's Standard Error (ASE): An Accurate and Precise Confidence Interval Estimate. *Journal of Applied Psychology*, 89(5), 792-808. Doi: 10.1037/0021-9010.89.5.792
- Elosua, P. (2003). Sobre la validez de los tests. *Psicothema*, 15(2), 315-321.
- Emmons, R. A. y McCullough, M. E (2003). Counting blessings versus burdens: An experimental investigation of gratitude and subjective well-being in daily life, *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(2), 377-89. doi: 10.1037/0022-3514.84.2.377
- 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.

- Ferguson, C. (2009). An effect size primer: A guide for clinicians and researchers. *Professional Psychology: Research and Practice*, 40(5), 532-538. doi: 10.1037/a0015808
- Frey, B. S. & Stutzer, A. (2000) Happiness, Economy and Institutions. *Economic Journal*, 110(446), pp. 918-38. doi: 10.1111/1468-0297.00570
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. & Black, W. C. (2004). *Análisis Multivariante*. Madrid: Pearson.
- Hogan, T. (2004). *Pruebas psicológicas. Una introducción práctica*. México D.F.: Manual Moderno.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. doi: 10.1007/BF02289447
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36. doi: 10.1007/BF02291575
- Kaplan, R. M. & Saccuzzo, D. P. (2006). *Pruebas psicológicas. Principios, aplicaciones y temas*. México: Thomson.
- Kline, P. (1994). *An Easy Guide to Factor Analysis*. Newbury Park: Sage
- Ledesma, R. (2004). AlphaCI: un programa de cálculo de intervalos de confianza para el coeficiente alfa de Cronbach, *Psico-USF*, 9(1), 31-37.
- Ledesma, R., D., & Valero-Mora, P. (2007). Determining the Number of Factors to Retain in EFA: an easy-to-use computer program for carrying out Paralell Analysis. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 12(2), 1-11.
- Ledesma, R., & Molina, J. G. (2009). Classical Item and Test Analysis with Graphics: the ViSta-cita Program. *Behavior Research Methods*, 41(4), 1161-1168. doi: 10.3758/BRM.41.4.1161
- León, I. & Montero, O. (2007). A guide for naming studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862.
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P. (2007). *FAC-TOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model*. University Rovira y Virgili.
- Lyubomirsky, S. (2008). *La ciencia de la felicidad. Un método para conseguir el bienestar*. España: Urano.
- Macnulty, W. K. (2004). Self-schemas, forgiveness, gratitude, physical health, and subjective wellbeing, *Dissertation Abstracts International*, 65, 2683B.
- Makinen, J.A. & Jhonson, S.M. (2006). Resolving attachment injuries in couples using emotionally focused therapy: Step toward forgiveness and reconciliation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 74(6), 1055-1064. doi: 10.1037/0022-006X.74.6.1055.
- Merino, C. & Lautenschlager, G. (2003). Comparación estadística de la confiabilidad Alfa de Cronbach: aplicaciones en la medición educacional y psicológica. *Revista de Psicología*, 12(2), 127-136.
- Mercado, A. & Gil, P. (2012). Características psicométricas del «Cuestionario para la evaluación del síndrome de quemarse por el trabajo» en maestros mexicanos Psychometric Properties of the Spanish Burnout Inventory in Mexican Teachers. *Revista de educación*, 359, 260-273.
- Michalos, A. C. (1995a). Tecnología y calidad de vida. *Intervención Psicosocial*, 4(10), 51-55.
- Michalos, A. C. (1995b). Introducción a la teoría de las discrepancias múltiples [TDM]. *Intervención Psicosocial*, 4(12), 99-115.

- Morales, P. (2013). El Análisis factorial en la construcción e interpretación de tests, escalas y cuestionarios [internet]. Madrid: Universidad Pontificia Comillas. Recuperado <http://www.upcomillas.es/personal/peter/investigacion/AnalisisFactorial.pdf>
- Morillo, G. (2013). Autoeficacia y felicidad en ingresantes a una universidad privada de Trujillo. *Revista de Psicología*, 15(1): 22-36.
- Muñiz, J. (1996). *Teoría clásica de los test*. Madrid: Ediciones Pirámide.
- Murphy, K. R., Davidsholder, C. O. (1988). *Psychological testing: principles and applications*. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice Hall.
- Mullet, E., Girard, M. & Baskhshi, P. (2004). Conceptualizations of forgiveness. *European Psychologist*, 9(2), 78-86.
- Niven, D. (2011). *Los 100 secretos de la gente feliz*. Bogota: Norma.
- Nunnally, J. (1987). *Teoría psicométrica*. México: Trillas.
- Nunnally, J., C & Bernstein, I., H. (1994). *Psychometric Theory*. New York: McGraw-Hill.
- Newcombe, R.G. & Merino, C. (2006). Intervalos de confianza para las estimaciones de proporciones y las diferencias entre ellas. *Interdisciplinaria*, 23(2), 141-154.
- Prieto, G. & Delgado, A. (2010). Fiabilidad y Validez. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 67-74.
- Rodriguez, J. M. (1988). *La felicidad*. Madrid, España: Temas de hoy.
- Salgado, A. C. (2009). Felicidad, resiliencia y optimismo en estudiantes de colegios nacionales de la Ciudad de Lima. *Liberabit*, 2, 133-141.
- Seligman, M. (2006). *La auténtica felicidad*. Buenos Aires: Vergara.
- Tabachnick, B. & Fidell, L. (2001). *Using multivariate statistics*. New York: Harper & Row.
- 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
- Toribio, L.; González, N. I.; Valdez, J. L.; González, S. & Van Berneveld, H. O. (2012). Validación de la Escala de Felicidad de Alarcón para adolescentes mexicanos. *Psicología Iberoamericana*, 20(1), 71-79.
- Veenhoven, R. (1989). Does Happiness Bind? Marriage chances of the unhappy. En R. Veenhoven (Ed), *How harmful is happiness? Consequences of enjoying life or not* (pp. 44-60). The Netherlands. Universitaire Pers Rotterdam.
- Veenhoven, R. (2005). Lo que sabemos de la felicidad. En E. L. Garduño., A. B. Salinas y H. M. Rojas (Eds.), *Calidad de vida y bienestar subjetivo en México* (pp. 17-55). México: Plaza y Valdés.
- Young, F.W. (2003). *ViSta "The Visual Statistics System"*. [programa informático]. Disponible en: URL: <http://forrest.psych.unc.edu/research/index.html>

