



Acta de Investigación Psicológica -
Psychological Research Records

ISSN: 2007-4832

actapsicologicaunam@gmail.com

Universidad Nacional Autónoma de
México
México

Ventura León, José Luis; Caycho Rodríguez, Tomás
Análisis exploratorio de la escala de amor de Sternberg en estudiantes universitarios
peruanos
Acta de Investigación Psicológica - Psychological Research Records, vol. 6, núm. 2,
agosto, 2016, pp. 2430-2439
Universidad Nacional Autónoma de México
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=358948300006>

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

redalyc.org

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



Disponible en www.sciencedirect.com

Acta de Investigación Psicológica

Psychological Research Records

Acta de Investigación Psicológica 6 (2016) 2430–2439

www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacion-psicologica/



Original

Análisis exploratorio de la escala de amor de Sternberg en estudiantes universitarios peruanos

Exploratory analysis of the scale of Sternberg love in university Peruvian students

José Luis Ventura León^{a,*} y Tomás Caycho Rodríguez^b

^a Universidad de San Martín de Porres, Escuela de Psicología, Lima, Perú

^b Universidad Privada del Norte, Facultad de Salud, Lima, Perú

Recibido el 10 de diciembre de 2015; aceptado el 2 de mayo de 2016

Disponible en Internet el 3 de agosto de 2016

Resumen

El artículo describe las propiedades psicométricas de la escala triangular del amor de Sternberg (1986) (ETAS). La escala fue administrada a 455 estudiantes universitarios de Lima Metropolitana, 145 varones y 310 mujeres, cuyas edades oscilaron entre 16 a 51 años. Los resultados revelan una confiabilidad, mediante el alfa de Cronbach, para la escala total de 0.964. Los factores intimidad, compromiso y pasión presentan índices de confiabilidad de 0.947, 0.922 y 0.848, respectivamente. Todos los coeficientes de confiabilidad son considerados excelentes. El análisis factorial exploratorio indicó que son 3 factores los que subyacen a los ítems, aunque hay evidencia de la existencia de un solo factor. Se concluye que la ETAS presenta adecuadas propiedades psicométricas, recomendándose realizar un análisis factorial confirmatorio con el fin de verificar la estructura interna.

Derechos Reservados © 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la Licencia Creative Commons CC BY-NC-ND 4.0.

Palabras clave: Alfa de Cronbach; Amor; Análisis factorial; Confiabilidad; Validez

Abstract

The article describes the properties psicométricas of the Triangular Scale of the Love of Sternberg (1986) (ETAS). The scale was administered to 455 university students of Metropolitan Lima, 145 males and 310 women, whose ages ranged between 16 to 51 years. The results reveal a reliability, by means of Cronbach's alfa, for the total scale of .964. The factors intimate, commitment and passion present indexes of reliability of .947, .922 and .848 respectively. All the coefficients of reliability are considered to be excellent. The analysis factorial exploratorio suggested that they are three factors those that sublie to the articles, though there is evidence of the existence of an alone factor. One concludes that the ETAS presents suitable properties psicométrica, an analysis being recommended to realize factorial confirmatory in order to check the internal structure.

All Rights Reserved © 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. This is an open access item distributed under the Creative Commons CC License BY-NC-ND 4.0.

Keywords: Alpha of Cronbach; Love; Analysis factorial; Reliability; Validity

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: jventuraleon@gmail.com (J.L. Ventura León).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

¿Es posible cuantificar el amor?, Cassepp-Borges y Pasquali (2012) afirman que sí, argumentando que gran cantidad de personas tienen la percepción de que a veces se ama más y otras menos, lo que demostraría que el amor es un fenómeno de cantidad y, por ende, puede ser cuantificado. El estudio del amor de pareja tiene mucho tiempo siendo trabajado teóricamente. Uno de los primeros en argumentar acerca de aquel concepto fue Freud (1922), quien explicaba el amor como el esfuerzo por un ego ideal. Por otro lado, Fromm (1956) sostenía que el problema del amor radica en la incapacidad del individuo para amar y la búsqueda de ser amado.

Diversas son las aproximaciones teóricas acerca del amor. Rubin (1970) define el amor como la conjunción de la atracción física, la predisposición para ayudar, desear compartir emociones y experiencias, y el sentimiento de exclusividad y absorción. Así mismo, Lee (1977) realiza una analogía del amor con un disco de colores, en donde existen 3 colores primarios y secundarios; así desarrolla 3 estilos primarios de amor: *a)* eros (amor romántico y pasional); *b)* ludus (amor lúdico), y *c)* storge o amistad (amor-amistad); y 3 estilos secundarios que nacen de la combinación de los primarios: *a)* manía (amor posesivo y dependiente); *b)* pragma (amor lógico y práctico) y *c)* ágape (amor altruista). Por otro lado, el amor también ha sido definido como una motivación que busca promover el bienestar de la persona amada (Rempler y Burris, 2005) y que cuenta con una base fisiológica (Klein, 2004).

Sternberg (1986, 2000) propone un modelo explicativo del amor, elaborado a través de su descomposición en 3 elementos (vértices de un triángulo), siendo uno de los modelos teóricos más empleados en la actualidad (Serrano y Carreño, 1993; Cooper y Pinto, 2008; Mazadiego y Norberto, 2011). Sternberg (1986) plantea que el amor puede ser dividido en 3 componentes: *a)* intimidad, definido como el grado de confianza presente en una relación de pareja, el apoyo ante las adversidades y la cercanía de los amigos íntimos; *b)* pasión, concebido como el grado de atracción física y sexual, así como el deseo de estar y permanecer juntos; *c)* decisión/compromiso, que es la certeza de amar y ser amado con la voluntad de mantener una relación en el largo plazo. En el modelo, cada elemento sería la arista de un triángulo (fig. 1). Sternberg (1986) señala que todos los componentes del amor son relativamente independientes pero necesarios para experimentar apego y amor hacia la pareja.

Sternberg (2000) propone también 7 tipos de amor (tabla 1): *a)* agrado, conformado solo por el componente de intimidad, con ausencia de la pasión y el compromiso, siendo una especie de auténtica amistad;

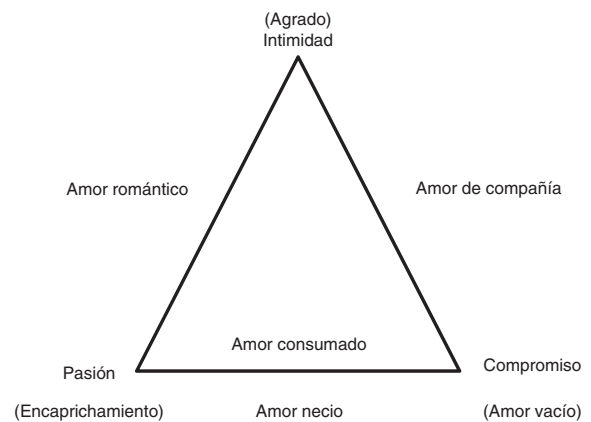


Figura 1. Teoría triangular de amor de Sternberg (1986, 2000, p. 17).

b) encaprichamiento, referido solamente al componente de pasión, se puede entender como un «flechazo», apareciendo altos niveles de excitación psicofisiológica; *c)* amor vacío, con presencia solo del componente decisión/compromiso, en donde la persona ha perdido la implicancia emocional y atracción física; *d)* amor romántico, que es resultado de la mezcla de intimidad y pasión; *e)* amor de compañía, producto de la combinación de intimidad y compromiso, considerada como una amistad comprometida en el largo plazo; *f)* amor necio, caracterizado por la presencia de la pasión y el compromiso, siendo considerados como amores «relámpagos», y *g)* amor consumado, también llamado pleno o completo, es el amor que muchas personas desean experimentar, aunque no hay garantía que perdure en el tiempo.

Diversos estudios han empleado la propuesta de Sternberg para llegar a una mejor comprensión del amor y sus relaciones con otras variables. Así por ejemplo, la satisfacción se encuentra significativamente relacionada con la pasión y la intimidad (Masuda, 2003). En el mismo camino, se sugiere que los 3 componentes del amor de

Tabla 1
Taxonomía de los tipos de amor

Tipos de amor	Intimidad	Pasión	Decisión/compromiso
Ausencia de amor	–	–	–
Agrado	+	–	–
Encaprichamiento	–	+	–
Amor vacío	–	–	+
Amor romántico	+	+	–
Amor de compañía	+	–	+
Amor necio	–	+	+
Amor consumado	+	+	+

Los tipos de amor aquí mencionados son ideales, en la vida real los componentes no están presentes o ausentes, sino se manifiestan en niveles.

+: componente presente; –: componente ausente.

Sternberg predicen adecuadamente la satisfacción en las relaciones de pareja (Lemieux y Hale, 2000). Martínez y Rodas (2008), por su parte, señalan la existencia de una relación significativa entre los estilos de amor y la satisfacción sexual. Así mismo, un estudio transcultural (Kim y Hatfield, 2004) señala que el amor de compañeros, en comparación con el amor apasionado, se relaciona significativamente con la satisfacción con la vida, mientras que el amor apasionado se encuentra estrechamente relacionado con la expresión de emociones positivas y negativas.

Con el objetivo de proporcionar soporte empírico a la teoría triangular del amor, Sternberg (1997) desarrolla la escala triangular del amor (ETAS), cuyas propiedades psicométricas han sido estudiadas en otros contextos. Cassepp-Borges y Teodoro (2007) estudiaron la ETAS en una muestra de 361 universitarios (131 hombres y 230 mujeres) de Porto Alegre y Valle del Río dos Sinos en Brasil. La estructura interna se examinó mediante el análisis factorial tomando como método de extracción componentes principales y rotación oblicua Promax; los 3 factores explican el 63.41% de la varianza total; siendo el 43.10, el 44.06, el 32.08% para intimidad, decisión/compromiso y pasión, respectivamente. En relación con la confiabilidad, se empleó el método de consistencia interna mediante el alfa de Cronbach reportando un 0.943 para intimidad, un 0.932 en el caso de pasión, un 0.960 en decisión/compromiso y un 0.977 para la escala total. Luego del análisis factorial la confiabilidad por cada subescala aumentó ($\alpha_{\text{intimidad}} = 0.954$, de 18 ítems; $\alpha_{\text{pasión}} = 0.927$, 11 ítems; $\alpha_{\text{decisión/compromiso}} = 0.964$, de 18 ítems). Finalmente, los ítems 4 y 7 presentaron pesos factoriales parecidos en 2 factores (intimidad y decisión/compromiso). Overbeek, Ha, Scholte, de Kemp y Engels (2007) examinan las propiedades psicométricas de la escala en una muestra de 435 adolescentes holandeses de entre 12 y 18 años. Los resultados revelan la existencia de una validez convergente, al mostrar que las dimensiones de intimidad, pasión y compromiso correlacionan positivamente con la satisfacción de la relación de pareja y la duración de la misma relación.

Mazadiego y Norberto (2011) aplicaron la ETAS a 1,000 estudiantes, 512 hombres y 488 mujeres, de 15 facultades de la Zona Norte de la Universidad Veracruzana, de entre 19 y 31 años de edad. El análisis psicométrico da como resultado una fiabilidad total del instrumento de 0.728 a través del alfa de Cronbach.

Cassepp-Borges y Pasquali (2012) estudiaron el instrumento en una muestra de 1,549 participantes brasileños. Analizaron la estructura interna mediante el análisis factorial exploratorio con método de extracción componentes principales y luego factorización

de ejes principales rotación oblicua direct oblmin. La determinación del número de factores se realizó mediante el análisis paralelo, lo cual reportó la existencia de 3 factores suficientes para explicar la ETAS. Los 3 factores explican el 61.2%. Las correlaciones entre factores fueron altas ($r_{\text{Intimidad y pasión}} = 0.68$; $p < 0.001$; $r_{\text{pasión y decisión/compromiso}} = 0.75$; $p < 0.001$; y $r_{\text{intimidad y decisión/compromiso}} = 0.89$; $p < 0.001$). Los autores proponen evidencia de la existencia de un factor general. La confiabilidad presentó valores considerados como excelentes tanto para los factores ($\alpha_{\text{intimidad}} = 0.96$; $\alpha_{\text{compromiso}} = 0.97$; $\alpha_{\text{pasión}} = 0.92$) como para la escala total (0.98).

Luiz de Andrade, García y Cassepp-Borges (2013) estudiaron el instrumento en una muestra de 1,530 personas de ambos sexos, siendo 312 (40.5%) de sexo masculino y 458 (59.5%) de sexo femenino. Se analizó la estructura interna mediante el análisis factorial exploratorio con el método de factorización de ejes principales con el método de rotación Promax. Para la determinación del número de factores se utilizó el análisis paralelo, sugiriendo tres 3, los cuales explican el 59.2% de la varianza total. El ítem 18 fue retirado por presentar una carga factorial menor de 0.30. La confiabilidad se realizó con el alfa de Cronbach, siendo los valores apropiados ($\alpha_{\text{intimidad}} = 0.87$, $\alpha_{\text{compromiso}} = 0.86$ y $\alpha_{\text{pasión}} = 0.81$).

Otros estudios psicométricos acerca de la ETAS han sido realizados por Hernández (1999), Cavalcanti (2007) y Gouveia, Fonseca, Cavalcanti, Diniz y Dória (2009), los cuales han reportado niveles elevados de precisión de los ítems, cargando en más de un factor.

Sobre la base de la información observada, la investigación tiene como propósito explorar la estructura interna, mediante el análisis factorial exploratorio, y confiabilidad, a través del coeficiente alfa de Cronbach, de la ETAS en estudiantes universitarios peruanos. Ambas propiedades son relevantes para utilizar un instrumento con precisión (Merino, Pflucker y Riaño-Hernández, 2013). El estudio de la estructura factorial y la confiabilidad permitirá evaluar si las propiedades psicométricas son invariantes en una muestra diferente. Asimismo, los resultados ayudarán en 2 aspectos: a) aumentar la información científica en el estudio del amor, y b) brindar un instrumento de medición confiable y válido para su uso.

Método

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

Participantes

La ETAS se aplicó a 455 estudiantes de 1 universidad de Lima metropolitana, 145 varones y 310 mujeres, cuyas edades oscilaban entre 16 a 51 años de edad, cuyo promedio fue 24.12 años, de nivel socioeconómico medio, los cuales fueron seleccionados a través de un muestreo no probabilístico de tipo intencional (Hernández, Fernández y Baptista, 2014). Adicionalmente, se dividió la muestra en 3 grupos de edades: edad 1, que comprende desde los 16 a 20 años; edad 2, de 21 a 26 años, y edad 3, 27 a 51 años.

Instrumento

Se utilizó la versión boliviana de la ETAS (Cooper y Bismarck, 2008), el cual se adaptó para la presente investigación mediante juicio de experto y prueba piloto. La escala fue originalmente desarrollada por Sternberg (1986), contando con un total de 45 ítems, 15 para cada uno de los 3 componentes, siendo construida la escala en formato tipo Likert, en un rango de respuesta de 1 a 9, siendo 1 representa «nada», 5 «moderadamente» y 9 «extremadamente», mientras que las puntuaciones intermedias de la escala (2, 4, 6, 8) indican niveles intermedios de sentimientos. La validación original se llevó a cabo con 101 sujetos: 50 hombres y 51 mujeres, heterosexuales y cuyas edades oscilaban entre los 18 y 71 años. La versión boliviana de la ETAS está conformada por 45 ítems (divididos en 15 ítems para el factor de intimidad, 15 ítems de pasión y 15 ítems de decisión/compromiso). Para la presente investigación se realizó una reducción del número de alternativas de respuesta a un formato Likert de 5 alternativas, siendo un número que proporciona un buen funcionamiento del modelo (Hernández, Muñiz y García, 2000); además, existe evidencia señalando que la variación en el número de alternativas de respuesta no afecta el desarrollo de la ETAS, siendo el comportamiento de los ítems bastante parecidos (Cassepp-Borges y Pasquali, 2012).

Así, se creó una versión peruana de la ETAS con una escala Likert que va del 1 al 5, donde: 1 = nunca; 2 = a veces; 3 = con frecuencia; 4 = muchísimas veces, y 5 = siempre. Cabe mencionar que las expresiones en las 5 categorías son las mejores en el idioma castellano (Cañadas y Sánchez, 1998). Una característica de la ETAS es que posee espacios en blanco (graficados con líneas) donde la persona debe consignar de forma imaginaria el nombre de la persona con la cual mantiene una relación. Para la versión peruana, se realizaron cambios lingüísticos sobre los ítems para mejorar su comprensión.

El ETAS está compuesta de las siguientes 3 dimensiones: factor 1: intimidad, que implica vínculo, cercanía, conexión, contar información personal al otro, afecto, preocupación por el bienestar de la pareja, así como dar y recibir apoyo emocional. Factor 2: pasión, que evalúa el gran deseo sexual o romántico acompañado de excitación psicológica, es un deseo intenso de unión con la pareja; atracción física como parte fundamental. Sin embargo, la pasión también puede aparecer de otra forma, como deseo de compartir, la felicidad o el romanticismo. Factor 3: compromiso/decisión, que mide la decisión de querer a alguien y el compromiso de mantener ese amor a lo largo del tiempo. Implica mantener la relación en los buenos y los malos momentos. Finalmente, la confiabilidad de la escala original es: $\alpha_{\text{intimidad}} = 0.943$; $\alpha_{\text{pasión}} = 0.932$; $\alpha_{\text{decisión/compromiso}} = 0.960$.

Procedimientos

Inicialmente, se realizaron 2 pruebas pilotos: en un primer momento, el objetivo fue identificar posibles problemas de redacción y comprensión de los ítems. En un segundo momento, el objetivo estuvo ligado para la transformación de la escala Likert de 9 alternativas, por la de cinco.

Se administró la ETAS a los estudiantes dentro de sus salones de clases, informándoles de que se trataba de una encuesta sobre su forma de amar en una relación de pareja y las condiciones de anonimato. Cada salón fue evaluado por un examinador previamente entrenado en la aplicación de la escala. Los evaluadores leyeron las instrucciones que figuran en la escala y resolvieron dudas de los participantes. Asimismo, otra parte de las pruebas fueron recolectadas por medio de un formato virtual de la escala.

Los participantes participaron de forma voluntaria y anónima, firmando el consentimiento informado que garantiza la confiabilidad de los datos suministrados.

Análisis de datos

Los análisis estadísticos se realizaron utilizando el programa estadístico FACTOR versión 9.3 (Lorenzo-Seva y Ferrando, 2007) para el análisis factorial exploratorio y el programa «R» versión 3.1.2 (R Development Core Team, 2007) para el cálculo de la confiabilidad y los intervalos de confianza. Cabe mencionar que ambos programas son de acceso libre.

Inicialmente, se realizó el análisis factorial exploratorio (AFE) definido como una técnica de reducción de datos basada en la búsqueda de patrones de correlaciones

(Reise, Waller y Comrey, 2000). El AFE permite observar si los datos se ajustan a un modelo matemático, uniendo los ítems de acuerdo con la varianza que comparten (Merino et al., 2013).

Para iniciar el AFE, se deben cumplir las siguientes condiciones: *a)* una correlación lineal en la matriz de ítems, y *b)* verificar, a través de coeficiente Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), si las correlaciones entre los ítems son altas como para indicar la presencia de factores comunes (Kaiser, 1970). Valores del KMO próximos a 1 indican que las correlaciones entre los pares de ítems pueden ser explicados por otras variables (Kaiser, 1974). Además, se empleó la prueba de esfericidad de Barlett, que busca determinar que la matriz de correlaciones es una matriz de identidad, por ende, las correlaciones son cero. Por tanto, se tiene como meta la búsqueda de ajuste óptimos tanto en el KMO como en el test de esfericidad de Bartlett para proceder a un análisis factorial exploratorio (Hair, Anderson, Tatham y Black, 2005).

El método de extracción fue el de *mínimos cuadrados no ponderados*, debido a la distribución no normal de los datos (Costello y Osborne, 2005). El método de rotación usado fue Promin, una forma de rotación oblicua (Lorenzo-Seva, 1999). Las rotaciones son usadas para generar una estructura factorial simple (Thurstone, 1935, en Jennrich, 2006), por esa razón también se consideraron los siguientes criterios: *a)* cada factor tiene pesos altos y otros próximos a cero; *b)* cada ítem no debe saturar en más de un factor, y *c)* los factores diferentes deben tener distribuciones con cargas alta y bajas distintas. Asimismo, se consideraron cargas factoriales superiores a 0.30 como criterio para pertenecer a un factor (Nunnally, 1987).

Para la determinación del número de factores, se realizó en primer lugar un *análisis paralelo*, que es un método de simulación donde se comparan autovalores empíricos versus autovalores aleatorios (Timmerman y Lorenzo-Seva, 2011; Enzmann, 1997), siendo recomendado por políticas editoriales (Thompson y Daniel, 1996) y avalado por numerosas investigaciones (Ledesma y Valero-Mora, 2007). Además, se tomará en cuenta el criterio teórico (información del modelo conceptual) debido a la tendencia de los métodos estadísticos a la unidimensionalidad y porque no siempre concuerda con el aspecto teórico (McDonald, 1981).

Finalmente, se usó el método de consistencia interna por medio del coeficiente α de Cronbach (Cronbach, 1951), el cual refleja el grado en el que los ítems covarían (Muñiz, 1994). Para el uso de alfa se consideró el supuesto de equivalente tau, examinando las varianzas entre los ítems, ya que si no se cumple, se considera una estimación conservadora de la verdadera confiabilidad

(Shevlin, Miles, Davies y Walker, 2000). Adicionalmente, se reporta el intervalo de confianza del 95% (Feldt, Woodruff, y Salih, 1987).

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

Inicialmente, se calcularon los índices de adecuación muestral, observando que los niveles de factorización fueron muy buenos (KMO = 0,964, $\chi^2 = 12,348.8$ Bartlett, $gl = 990$, $p < 0.001$). Estos hallazgos indican que es apropiado realizar el análisis factorial en la presente muestra.

Análisis factorial exploratorio

Para la determinación del número de factores, se realizó el *análisis paralelo*, indicando la existencia de 3 factores subyacentes al constructo amor, los cuales corresponden a la estructura teórica de la ETAS y a estudios empíricos previos. La *tabla 2* reporta lo antes mencionado, evidenciando que el autovalor empírico en el factor 3 (4.7) es mayor que el aleatorio (4.3), mientras que en el factor 4 el valor empírico es menor (3.8) al aleatorio (4.1), cumpliéndose el criterio del análisis paralelo.

Como se observa en la *tabla 3*, los factores encontrados concuerdan con la teoría triangular del amor (Sternberg, 1986). El primer factor corresponde a la subescala de intimidad, el segundo factor corresponde a compromiso/decisión y, finalmente, el tercer factor es el de pasión. Existen ítems complejos (con cargas mayores de 0.30 en más de un factor); así 6 ítems (3, 6, 7, 16, 27, 45) pertenecieron al factor intimidad y compromiso al mismo tiempo; 2 ítems (13, 26) pertenecieron a intimidad y pasión, y 2 ítems (15, 32) al factor compromiso y pasión. Los 3 factores explican el 55.06% de la varianza del constructo amor. Sin embargo, el primer factor explica en gran parte la varianza (44.26%),

Tabla 2
Análisis paralelo para los factores de la ETAS

Factores	Autovalores empíricos	Autovalores aleatorios	Autovalores aleatorios al 95%
1	45.6 ^a	4.8	5.2
2	6.4 ^a	4.5	4.7
3	4.7 ^a	4.3	4.5
4	3.8	4.1	4.1

^a El autovalor empírico es más grande que el aleatorio.

Tabla 3
Análisis factorial exploratorio con rotación Promin del ETAS. Matriz patrón

Ítems	Intimidad	Compromiso	Pasión	h ²
2. Tengo una relación cariñosa con-----	0.555			0.477
3. Me comunico bien con-----	0.861	−0.406		0.445
4. Apoyo activamente el bienestar de-----	0.565			0.359
9. Siento que ---- me comprende	0.902			0.501
11. Mi relación con ---- es muy romántica	0.544			0.458
12. Aun en los momentos en que resulta difícil tratar con ----, permanezco comprometido(a) en la relación	0.381			0.437
14. Permanecería con ---- incluso en tiempos difíciles	0.558			0.578
16. Estoy seguro(a) de mi amor por ----	0.414	0.347		0.581
17. Siento que realmente comprendo a ----	0.592			0.441
18. Recibo mucho apoyo emocional de ----	0.899			0.600
22. Puedo contar con ---- en momentos de dificultad	0.936			0.663
25. Tengo una relación agradable con ----	0.843			0.678
29. Considero mi relación con ---- como una buena decisión	0.703			0.679
30. ---- puede contar conmigo en momentos de dificultad	0.582			0.469
31. Me siento emocionalmente cercano(a) a ----	0.606			0.565
34. Doy mucho apoyo emocional a ----	0.400			0.401
36. Considero sólida mi relación con ----	0.668			0.657
38. Siento que realmente puedo confiar en ----	0.809			0.583
41. Comparto información muy personal (a) con ----	0.431			0.447
43. Confío en la estabilidad de mi relación con ----	0.656			0.648
45. Valoro a ---- mucho dentro de mi vida	0.480	0.304		0.589
1. Prefiero estar con ---- antes que con cualquier otra persona		0.621		0.731
5. No puedo imaginarme que otra persona pueda hacerme tan feliz como ----		0.745		0.515
6. Planeo continuar mi relación con ----	0.424	0.493		0.639
7. Siempre sentiré un gran compromiso hacia ----	0.312	0.558		0.531
8. No hay nada más importante para mí, que mi relación con ----		0.877		0.610
10. Estoy dispuesto a entregar y compartir mis bienes con ----		0.628		0.431
19. No puedo imaginar la vida sin ----		0.919		0.553
20. Sé que tengo que cuidar de ----		0.590		0.439
21. Adoro a ----		0.536		0.583
23. Espero que mi amor por ---- se mantenga durante el resto de mi vida		0.701		0.627
24. No puedo imaginar la ruptura de mi relación con ----	−0.395	0.860		0.464
27. Considero mi relación con ---- como permanente	0.425	0.497		0.605
33. No podría permitir que algo interfiera en mi compromiso con ----		0.748		0.489
39. Siento sentido de responsabilidad hacia ----		0.459		0.474
44. Debido a mi relación con ----, no dejaría que otras personas interfirieran entre nosotros		0.613		0.444
13. Existe algo casi «mágico» en mi relación con ----	0.400		0.471	0.555
15. Idealizo a ----		0.349	0.374	0.232
26. Disfruto especialmente el contacto físico con ----	0.308		0.569	0.478
28. Cuando veo películas románticas o leo libros románticos pienso en ---			0.361	0.427
32. Me encuentro pensando en ---- frecuentemente en el día		0.378	0.514	0.466
35. El solo hecho de ver a ---- me excita			0.914	0.560
37. Fantaseo con ----			0.892	0.558
40. Mi relación con ---- es muy apasionada			0.696	0.535
42. Encuentro a ---- muy atractivo(a)			0.531	0.506
Carga/comunalidad media	0.637	0.656	0.591	0.527
Autovalor	19.457	2.327	1.574	
% de varianza	44.26	6.25	4.54	
Ítems	21	15	9	
Correlación				
Compromiso	.755			
Pasión		0.690		
Intimidad			0.655	

DE: desviación estándar; h²: comunalidad antes de la rotación; M: media.

mientras que los 2 siguientes factores solo explican juntos el 10.79%, siendo el 6.25 y el 4.54% del factor 2 y 3, respectivamente. En esta misma tabla, se aprecian las cargas medias de cada una de las dimensiones siendo 0.649, 0.637 y 0.591 para intimidad, compromiso y pasión, respectivamente. Por otro lado, la comunalidad media es 0.527. En cuanto a los autovalores, la dimensión intimidad presenta un valor de 19.457, compromiso 2.327 y pasión 1.574.

Consistencia interna

Los coeficientes de alfa de Cronbach y sus respectivos intervalos de confianza aparecen en la [tabla 4](#). Las magnitudes tienden a ser altas para la escala total (0.964) y las dimensiones intimidad (0.947) y compromiso (0.922) en comparación con pasión (0.848). Asimismo, los intervalos de confianza revelan que la confiabilidad oscila entre aceptable y excelente ([Cicchetti, 1994](#)).

Los coeficientes alfa en los grupos de acuerdo al género y edad son altos siendo considerados excelentes ([Hunsley y Marsh, 2008](#)), salvo en el caso de la dimensión pasión que en el grupo varones y edad, presentan intervalos de confianza por debajo a .80, pese a eso son considerados aceptables ([Cicchetti, 1994](#)). Asimismo, se reporta como índice de consistencia interna la correlación interítem promedio que indica una mayor consistencia en la dimensión intimidad y compromiso.

Correlación entre factores

La correlación interfactorial entre intimidad, compromiso y pasión, descrita en la [tabla 3](#), fue positiva y moderada indicando que las magnitudes se relacionan, lo cual sustenta el uso del método de extracción oblicuo (Promin).

Discusión

El objetivo del presente trabajo psicométrico ha sido valorar la validez y la confiabilidad de la ETAS en una muestra de universitarios peruanos para ser utilizada en nuestro contexto.

En cuanto a la confiabilidad de la escala, fue superior a 0.80 en todas las dimensiones, indicando una consistencia interna que puede ser considerada de buena a excelente ([Cicchetti, 1994](#)). Nuestros valores superan la magnitud de 0.80, recomendada por [deVellis \(2012\)](#), siendo a su vez considerada como muy alta por [Campo-Arias y Oviedo \(2008\)](#). Nuestros resultados son similares a lo reportado por [Cassepp-Borges y Teodoro \(2007\)](#) y [Cassepp-Borges y Pasquali \(2012\)](#), y superiores a lo

señalado por [Luiz de Andrade et al. \(2013\)](#). Asimismo, los valores de fiabilidad no son muy diferentes entre hombres y mujeres, ni entre los 3 grupos etarios. La variabilidad, aunque mínima, entre los índices de confiabilidad puede deberse, tal como indican [Prieto y Delgado \(2010\)](#), a la variabilidad de las muestras.

El hecho de que la dimensión de pasión tenga los más bajos índices de confiabilidad podría deberse a la reducción del número de ítems ([Morales, 2007](#)). Esta reducción ha tenido lugar por la reagrupación de los ítems a un factor distinto. Los ítems 1, 5, 8, 11, 19 y 21 comparten un sentimiento de vínculo y romanticismo que puede coincidir con los postulados del factor intimidad y compromiso a los cuales pertenecen ahora. Por último, la estabilidad del coeficiente alfa de Cronbach en el intervalo de confianza del 95% corrobora este resultado, tal como sugieren [Ledesma \(2004\)](#), [Duhachek y Iacobucci \(2004\)](#), y [Newcombe y Merino \(2006\)](#).

El análisis de la validez reporta que la ETAS posee una estructura factorial favorable con cargas altas. Tal como se reportó previamente, son 3 los factores que subyacen a los ítems, algo que coincide con los postulados teóricos. Este resultado evidencia la complejidad del amor.

A pesar de la existencia de los 3 factores antes mencionados, existe la sospecha de un factor general, debido al elevado porcentaje de varianza que extrae el primer factor de intimidad (44.26%), que superan el 20% mínimo requerido para determinar la unidimensionalidad ([Carmines y Zeller, 1979](#)). Lo anterior debe ser verificado mediante el análisis factorial confirmatorio de la escala.

Por otro lado, todos los valores factoriales fueron superiores a 0.30 ([Nunnally, 1987](#)), incluidas en las categorías de bueno con propósitos de interpretación factorial ([Comrey, 1985](#)). Lo anterior evidencia que los reactivos contribuyen significativamente a la evaluación del amor, brindando solidez a nivel factorial ([Zwick y Velicer, 1986](#)).

Algunos ítems no cargan en el factor que se espera y aquello ha sucedido previamente en otros estudios ([Cassepp-Borges y Teodoro, 2007](#), [Gouveia et al., 2009](#); [Hernandez, 1999](#)). Diversas pueden ser las causas de este fenómeno. En primer lugar, un ítem puede pertenecer a 2 factores debido a que el comportamiento amoroso puede aparecer de forma simultánea, tal como explica [Sternberg \(2000\)](#), y dar un tipo de amor específico, tal como sucede en el caso de los ítems 16, 45, 6, 7, 24 y 27, que podrían explicar un amor de compañía, mientras que los ítems 13 y 26 explicarían un amor romántico. En este sentido, al retirar algún ítem se estaría afirmando que un comportamiento no puede aparecer al mismo tiempo, lo cual atentaría contra el postulado teórico de

Tabla 4

Consistencia interna (alfa de Cronbach) de la ETAS para la muestra total y para la muestra dividida por género y edad

N.º ítems r_{ii}			a (IC del 95%)					
			Total n = 455	Varones n = 145	Mujeres n = 310	Edad 1 n = 325	Edad 2 n = 15	Edad 3 n = 115
Amor	45	0.381	0.964 (0.959, 0.969)	0.965 (0.957, 0.973)	0.964 (0.958, 0.969)	0.962 (0.956, 0.968)	0.983 (0.968, 0.993)	0.967 (0.958, 0.975)
Intimidad	21	0.460	0.947 (0.935, 0.954)	0.940 (0.925, 0.953)	0.950 (0.942, 0.957)	0.944 (0.9350, 0.952)	0.982 (0.965, 0.992)	0.948 (0.933, 0.961)
Compromiso	15	0.442	0.922 (0.911, 0.932)	0.922 (0.902, 0.935)	0.919 (0.905, 0.932)	0.919 (0.905, 0.931)	0.963 (0.928, 0.985)	0.923 (0.900, 0.942)
Pasión	9	0.389	0.848 (0.826, 0.868)	0.834 (0.790, 0.872)	0.852 (0.826, 0.876)	0.835 (0.806, 0.861)	0.883 (0.768, 0.954)	0.870 (0.831, 0.902)

r_{ii}: correlación interítem promedio; Edad 1: 16–20; Edad 2: 21–26; Edad 3: 27–51.

Sternberg. En segundo lugar, el fenómeno se podría explicar también por la alta correlación entre los factores (Cassepp-Borges y Pasquali, 2012). Finalmente, otra razón de la diferencia en la estructura factorial y reagrupación de los ítems es el método de extracción y rotación usado en este estudio.

Si bien, tal como lo menciona Messick (Siegel, 1995), el análisis factorial exploratorio es una aproximación débil a la validación del constructo, se ha elegido este tipo de análisis sobre la base de 2 criterios importantes: primero, es difícil especificar, en ciencias sociales, el valor de las correlaciones con cada factor; segundo, el no contar con información previa acerca del comportamiento de los ítems en el contexto de la ciudad de Lima imposibilita realizar un análisis confirmatorio que requiere la guía de supuestos previos.

Las correlaciones entre los factores se analizan sobre la base de un criterio: magnitud de la correlación. El coeficiente de correlación entre cada uno de los factores alcanzó un nivel alto (Delgado, Escurra y Torres, 2006). Las correlaciones informaron acerca de la validez de constructo de la ETAS.

Nuestro resultado acerca de las correlaciones entre los factores es similar a lo reportado originalmente por Sternberg (1997), para quien los coeficientes de correlación entre los 3 factores varían entre 0.71 y 0.73. Lo anterior puede dar evidencia para indicar, concordando con Cassepp-Borges y Pasquali (2014), la existencia de un factor general y 3 factores de primer orden.

En conclusión, los resultados indican que la ETAS aplicada en estudiantes universitarios peruanos cuenta con adecuadas propiedades psicométricas, que permiten considerarla como una medida válida y confiable que pueda ser empleada en investigaciones futuras como instrumento de valoración del amor, teniendo en consideración 3 factores que componen dicho constructo.

Las discrepancias de los resultados con otros estudios, así como las características de la muestra, contribuyen a no considerar los mismos como concluyentes. Se recomienda continuar con las investigaciones que muestren evidencia de validez convergente, divergente y predictiva de la escala en muestras más amplias y su relación con otros constructos, así como examinar las diferencias de acuerdo con el sexo y la edad con el objetivo de seguir evaluando su utilidad en muestras peruanas.

Financiación

Ninguna.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Referencias

- Campo-Arias, A. y Oviedo, H. C. (2008). Revisión/review propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10, 831–839.
- Cañadas, I. y Sánchez, A. (1998). Categorías de respuesta en escalas tipo Likert. *Psicothema*, 10(3), 623–631.
- Carmines, E. y Zeller, R. (1979). *Reliability and validity assessment*. London: Sage.
- Cassepp-Borges, V. y Pasquali, L. (2012). Estudo nacional dos atributos psicométricos da escala triangular do amor de Sternberg. *Paidéia*, 22(51), 21–31.
- Cassepp-Borges, V. y Pasquali, L. (2014). A redução de itens como uma alternativa para a Escala Triangular do Amor. *Psicologia*, 28(2), 11–20.
- Cassepp-Borges, V. y Teodoro, M. (2007). Propriedades psicométricas da versão brasileira da escala triangular do amor de Sternberg. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 20(3), 513–522.
- Cavalcanti, J. P. N. (2007). *Reações a cenários de infidelidade conjugal: são o amor e o ciúme explicações?* João Pessoa, Paraíba:

- Dissertação de mestrado não publicada. Universidade Federal da Paraíba.
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6, 284–290.
- Comrey, A. L. (1985). *Manual de análisis factorial*. Madrid: Cátedra.
- Cooper, V. y Pinto, B. (2008). Actitudes ante el amor y la teoría de Sternberg. Un estudio correlacional en jóvenes universitarios de 18 a 24 años de edad. *Ajayu Órgano de Difusión Científica del Departamento de Psicología UCBS*, 6(2), 56–83.
- Costello, A. B. y Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 10(7), 1–9.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334.
- Delgado, A. E., Escurra, L. M. y Torres, W. (2006). *La medición en psicología y educación: teoría y aplicaciones*. Lima: Hozlo.
- DeVellis, R. F. (2012). *Scale development, theory and applications*. Los Angeles: SAGE.
- Duhachek, A. y Iacobucci, D. (2004). Alpha's standard error (ASE): An accurate and precise confidence interval estimate. *Journal of Applied Psychology*, 89(5), 792–808. <http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.89.5.792>
- Enzmann, D. (1997). RanEigen: A program to determine the parallel analysis criterion for the number of principal components. *Applied Psychological Measurement*, 21, 232.
- Feldt, L. S., Woodruff, D. J. y Salih, F. A. (1987). Statistical inferences for coefficient alpha. *Applied Psychological Measurement*, 11, 93–103.
- Freud, S. (1922). Certain neurotic mechanisms in jealousy, paranoia and homosexuality. *International Journal of Psycho-Analysis*, 4, 1–10.
- Fromm, E. (1956). *El arte de amar*. Barcelona: Paidós.
- Gouveia, V. V., Fonseca, P. N., Cavalcanti, J. P. N., Diniz, P. K. C. y Dória, L. C. (2009). Versão abreviada da Escala Triangular do Amor: evidências de validade fatorial e consistência interna. *Estudos de Psicologia*, 14(1), 31–39.
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R. y Black, W. (2005). *Análisis multivariante*. Madrid: Prentice Hall.
- Hernandez, J. A. E. (1999). Validação da estrutura da escala triangular do amor: análise fatorial confirmatória. *Aletheia*, 9, 15–25.
- Hernández, R., Fernández, C. y Baptista, P. (2014). *Metodología de la investigación* (6.ª ed.). México: McGrawHill.
- Hernández, A., Muñiz, J. y García, E. (2000). Comportamiento del modelo de respuesta graduada en función del número de categorías de la escala. *Psicothema*, 12(Suppl 2), 288–291.
- Hunsley, J. y Marsh, E. J. (2008). Developing criteria for evidence-based assessment: An introduction to assessment that work. En J. Hunsley y E. J. Marsh (Eds.), *A guide to assessments that work* (pp. 3–14). Oxford: Oxford University Press.
- Jennrich, R. I. (2006). Rotation to simple loadings using component loss functions: The oblique case. *Psychometrika*, 71(1), 173–191.
- Kaiser, H. F. (1970). A second generation little jiffy. *Psychometrika*, 35, 401–415.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31–36.
- Kim, J. y Hatfield, E. (2004). Love types and subjective well-being: A cross-cultural study. *Social Behavior and Personality*, 32(2), 173–182.
- Klein, S. (2004). *La fórmula de la felicidad*. Barcelona: Urano.
- Ledesma, R. (2004). Alpha CI: un programa de cálculo de intervalos de confianza para el coeficiente alfa de Cronbach. *Psico-USF*, 9(1), 31–37.
- Ledesma, R. D. y Valero-Mora, P. (2007). Determining the number of factors to retain in EFA: An easy-to-use computer program for carrying out parallel analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 12(2), 1–11 [consultado 7 Oct 2015]. Disponible en: <http://pareonline.net/pdf/v12n2.pdf>
- Lee, J. A. (1977). A typology of styles of loving. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 3, 173–182.
- Lemieux, R. y Hale, J. L. (2000). Intimacy, passion and commitment among married individuals: Further testing of the triangular theory of love. *Psychological Reports*, 87, 941–948.
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: A method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 347–356.
- Lorenzo-Seva, U. y Ferrando, P. (2007). *FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis model*. University Rovira y Virgili.
- Luiz de Andrade, A., García, A. y Cassepp-Borges, V. (2013). Evidências de validade da escala triangular do amor de Sternberg-reduzida (ETAS-R). *Psico-USF, Bragança Paulista*, 18(3), 501–510.
- Martínez, L. y Rodas, S. (2008). Relación entre estilos de amor y satisfacción sexual en hombres de 22 y 47 años. *Eureka*, 8(2), 267–277.
- Masuda, M. (2003). Meta-analyses of love scales: Do various love scales measure the same psychological construct? *Japanese Psychological Research*, 45, 25–37.
- Mazadiego, T. y Norberto, J. (2011). El amor medido por la escala triangular de Sternberg. *Psicolatina*, 22, 1–10.
- Merino, C., Pflucker, D. y Riaño-Hernández, D. (2013). Análisis factorial exploratorio del Inventario de depresión estado-rasgo (ST-DEP) en adolescentes. *Diversitas*, 8(2), 319–330.
- Montero, I. y León, O. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847–862.
- Morales, P. (2007). *La fiabilidad de los tests y escalas. Estadística aplicada a las ciencias sociales*. Madrid, Universidad Pontificia Comillas, Facultad de Ciencias Humanas y Sociales.
- McDonald, R. P. (1981). The dimensionality of tests and items. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 34, 100–107.
- Muñiz, J. (1994). *Teoría clásica de los test*. Madrid: Pirámide.
- Newcombe, R. G. y Merino, C. (2006). Intervalos de confianza para las estimaciones de proporciones y las diferencias entre ellas. *Interdisciplinaria*, 23(2), 141–154.
- Nunnally, J. (1987). *Teoría psicométrica*. México: Trillas.
- Overbeek, G., Ha, T., Scholte, R., de Kemp, R. y Engels, R. C. M. E. (2007). Brief report: Intimacy, passion and commitment in romantic relationships —Validation of triangular love scale for adolescents. *Journal of Adolescence*, 30, 523–528.
- Prieto, G. y Delgado, A. (2010). Fiabilidad y validez. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 67–74.
- R Development Core Team (2007). R: A language and environment for statistical computing. Viena, Austria: R Foundation for Statistical Computing [programa informático; en línea; consultado 14 Oct 2015]. Disponible en: <http://cran.r-project.org/>
- Reise, S. P., Waller, N. G. y Comrey, A. L. (2000). Factor analysis and scale revision. *Psychological Assessment*, 12(3), 287–297.
- Rempler, J. y Burris, Ch. (2005). Let me count the ways: An integrative theory of love and hate. *Personal Relationships*, 12(2), 297–313.
- Rubin, Z. (1970). Measurement of romantic love. *Journal of Personality and Social Psychology*, 16, 265–273.

- Serrano, G. y Carreño, M. (1993). La teoría de Sternberg sobre el amor. Un análisis empírico. *Psicothema*, 5, 151–167.
- Siegel, S. (1995). *Estadística no paramétrica aplicada a las ciencias de la conducta*. México, D.F: Trillas.
- Shevlin, M., Miles, J. N. V., Davies, M. N. O. y Walker, S. (2000). Coefficient alpha: A useful indicator of reliability? *Personality and individual differences*, 28(2), 229–237.
- Sternberg, R. J. (1986). A triangular theory of love. *Psychological Review*, 93(2), 119–135.
- Sternberg, R. (1997). Construct validation of a triangular love scale. *European Journal of Social Psychology*, 27, 313–335.
- Sternberg, R. J. (2000). *La experiencia del amor*. Barcelona: Paidós.
- Timmerman, M. E. y Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16, 209–220.
- Thompson, B. y Daniel, L. G. (1996). Factor analytic evidence for the construct validity of scores: A historical overview and some guidelines. *Educational and Psychological Measurement*, 56(2), 197–208.
- Zwick, W. y Velicer, W. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99, 432–442.