

Evidence of validity and factorial invariance of the Sternberg Love Scale Brief Spanish Version

José Ventura-León; Tomas Caycho-Rodríguez; Stefani Jara-Avalos;
Jeaniret Yañez; Kelly Icochea; Nikolai Rodas

How to cite this article:

Ventura-León, J., Caycho-Rodríguez, T., Jara-Avalos, S., Yañez, J., Icochea, K. & Rodas, N. (2020). Evidence of validity and factorial invariance of the Sternberg Love Scale Brief Spanish Version *Acta Colombiana de Psicología*, 23(2), 98-110. <http://www.doi.org/10.14718/ACP.2020.23.2.5>

Recibido, marzo 01/2019; Concepto de evaluación, junio 15/2019; Aceptado, febrero 11/2020

José Ventura-León*

Universidad Privada del Norte, Lima, Perú
ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2996-4244>

Tomas Caycho-Rodríguez

Universidad Privada del Norte, Lima, Perú
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5349-7570>

Stefani Jara-Avalos

Universidad Privada del Norte, Lima, Perú
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9021-7355>

Jeaniret Yañez

Universidad Privada del Norte, Lima, Perú
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2931-7883>

Kelly Icochea

Universidad Privada del Norte, Lima, Perú
ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4735-1364>

Nikolai Rodas

Universidad César Vallejo, Lima, Perú
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6740-3099>

Abstract

This study aims to adapt, provide evidence of validity, analyze the invariance across gender, and estimate the reliability of the reduced version of the Sternberg's Triangular Love Scale (STLS-R). The sample size comprises 988 Peruvians (748 females and 240 males), who had been in a relationship for at least one month, and whose ages ranged from 16 to 54 years old ($M=21.29$; $SD=3.91$). Before the statistical analysis, the semantic equivalence was tested through the translation-back translation method. The results indicate that the three-dimensional STLS-R model present satisfactory goodness-of-fit in the data ($\chi^2(87) = 177.14$; $\chi^2/df = 2.04$; $CFI = .99$; $RMSEA = .03$ [.02, .04]; $SRMR = .03$) which is invariant with respect to gender, and show acceptable reliability regarding intimacy ($\omega = .91$), commitment ($\omega = .93$) and passion ($\omega = .86$). The overall results offer sufficient valid evidence and suggest that the scale can be used in further studies. However, its effectiveness should still be tested in different regions of Peru.

Keywords: validity, reliability, invariance, love, Sternberg.

Evidencia de validez e invarianza factorial de la Escala Breve de Amor de Sternberg

Resumen

El presente estudio tuvo como objetivo adaptar, brindar evidencias de validez, revisar la invarianza según el sexo y estimar la fiabilidad de la Escala Triangular de Amor de Sternberg en una versión reducida (ETAS-R). Para esto, participaron 988 personas —748 mujeres y 240 varones—, con edades que oscilaron entre los 16 y los 54 años ($M = 21.29$; $DE = 3.91$), con mínimo un mes en una relación de pareja. Previo al análisis estadístico se comprobó la equivalencia semántica del instrumento mediante la traducción inversa. Los resultados revelan que el modelo tridimensional de la ETAS-R presenta buenas

* Av. Alfredo Mendiola 6062, Los Olivos 15306, Tel.: (511) 6143311. jose.ventura@upn.pe

bondades de ajuste en los datos ($\chi^2(87) = 177.14$; $\chi^2/gl = 2.04$; CFI = .99; RMSEA = .03 [.02, .04]; SRMR = .03), que la prueba es invariante según el sexo, y que su fiabilidad es buena tanto en intimidad ($\omega = .91$) como en compromiso ($\omega = .93$) y pasión ($\omega = .86$). En conclusión, la escala muestra adecuadas evidencias de validez y puede ser utilizada para futuros estudios. Pese a ello, aún debe comprobarse su efectividad en diferentes regiones de Perú.

Palabras clave: validez, fiabilidad, invarianza, amor, Sternberg.

Introducción

El amor es un fenómeno universal (Al-Krenawi & Jackson, 2014) de gran importancia en contextos de relaciones cercanas (Graham, 2011), que ha recibido considerable atención y discusión en los últimos años (Wan Shahrazad et al., 2012); sin embargo, hasta la fecha todavía falta un enfoque científico unificado que permita estudios exhaustivos sobre este interesante fenómeno (Pilishvili & Koyanongo, 2016).

Desde la perspectiva psicológica, el amor inicialmente se concibió como un esfuerzo para lograr el ideal del ego (Freud, 1922), así como una necesidad que también causa adversidad en las relaciones, pues, de no satisfacerse, podría obstaculizar la autorrealización de los individuos (Fromm, 2004; Maslow, 1991). Por otro lado, algunos autores definen el amor como un profundo sentimiento de afecto hacia otra persona (Vera, 2017), no obstante, en algunos casos dicha definición podría ignorar importantes procesos cognitivos, afectivos y conductuales que también se encuentran involucrados en este fenómeno (Hatfield et al., 2007). Asimismo, existen otras definiciones de amor que están sujetas a la propia interpretación y al contexto social de los individuos (Le Breton, 1999), como se puede observar en el contexto del concepto “*Amae*”, practicado por descendientes japoneses en Bolivia (Sakuray & Akemi, 2014).

De igual forma, se ha encontrado que las expresiones de amor pueden variar de una sociedad a otra, ya que, por ejemplo, el amor de compañía —que enfatiza el compromiso—, es típico en las sociedades colectivistas, mientras que el amor apasionado es más apreciado en las sociedades individualistas (Kim & Hatfield, 2004). También, algunos autores sostienen que existe un impacto transcultural en la conceptualización del amor debido a la influencia de la globalización cultural y los medios internacionales como la televisión, las películas y la Internet (Vera, 2017).

De hecho, desde principios de la década de 1970, a partir de las importantes investigaciones de Rubin (1970), se han desarrollado varios modelos teóricos con el objetivo de comprender el amor desde una perspectiva psicológica (Sternberg & Barnes, 1988). En este sentido, dependiendo de la perspectiva teórica, el amor puede ser considerado un sentimiento (Precht, 2012), un acto de voluntad (Fromm, 2004; Scott, 1997), una elección (Singer, 2006) o un evento

que va más allá de una simple asociación (Ortega & Gasset, 1939/2005). Naturalmente, la variedad de definiciones (Hatfield et al., 2012) ha hecho que se creen diferentes formas de clasificar al amor (Neto & da Conceição Pinto, 2015), sobre todo desde los campos biocultural, sociocultural, individual, evaluativo y conductual (Díaz-Loving & Sánchez, 2002).

En este sentido, destaca la clasificación de Lee (1977), en donde se diferencia hasta seis tipos de amor, incluidos tres tipos principales, como lo son el *Eros*, que corresponde al amor apasionado, el *Ludus*, que responde al amor lúdico, y el *Storge*, que representa el amor de amistad; además de otros tres tipos que combinan los anteriores, como la llamada *Mania*, que implica el amor posesivo, el *Pragma*, es decir, el amor pragmático y el *Ágape*, que responde al amor desinteresado. De igual forma, en distintas investigaciones se han estudiado numerosas clasificaciones, como ocurre con el amor apasionado y de compañía, de Hatfield y Rapson (1996); el amor corporal, sentimental y existencial, de Frankl (1997); el amor afectivo, cognitivo e interpersonal, de De Zubiría (2002); y la pasión, la intimidad y el compromiso, de Sternberg (1986).

Estos ejemplos muestran que las diferentes perspectivas sobre el amor han variado considerablemente con la diversidad de orientaciones y escuelas psicológicas —como la psicoanalítica, la cognitivista, la conductista y la humanista, entre otras—, y que, como consecuencia, hasta la fecha no existe un acuerdo universal sobre la definición general del amor (Levin & Kaplan, 2010).

Sin embargo, para algunos autores (Mazadiego & Norberto, 2011), el modelo teórico que más se utiliza en la actualidad es la teoría triangular del amor de Sternberg (Sternberg, 1986), debido a su capacidad general para comprender las experiencias de amor entre individuos de diferentes sociedades (Gao, 2001). No obstante, es importante señalar que este modelo no se ha estudiado a fondo en el contexto peruano, ya que solo existe la validación de la versión larga de la Escala del Amor en jóvenes y adultos peruanos.

Específicamente, el modelo de Sternberg propone que el amor puede inferirse como una combinación de tres componentes: la intimidad, la pasión y el compromiso (Sternberg, 1986). Por una parte, la intimidad se define como un grado de confianza, cercanía y conexión en una

relación —componente basado en emociones que comprenden una experiencia cálida en una relación (Diessner et al., 2004)—; por otra, la pasión se entiende como la fuerza que conduce al romance, es decir, la atracción física o sexual; y, por último, el compromiso hace referencia a la decisión de amar y ser amado, así como la voluntad de mantener el amor a lo largo del tiempo (Sternberg, 1986).

Ahora, la interacción de estos tres componentes da lugar a otras siete formas de amor: (a) el *gusto*, donde solo se experimenta la intimidad; (b) el *amor enamorado*, donde solo el componente de la pasión está presente; (c) el *amor vacío*, donde domina el componente del compromiso; (d) el *amor romántico*, que es la combinación de intimidad y pasión; (e) el *amor compañero*, que resulta de la mezcla entre intimidad y compromiso, (f) el *amor fatuo*, que es la interrelación entre pasión y compromiso, y (g) el *amor consumado*, que es una combinación de los tres componentes. En consecuencia, la falta de amor se entiende como un estado en el que los tres componentes están ausentes (Heinrich et al., 2012).

Basado en este modelo teórico, Sternberg (1997) construyó la Escala Triangular de Amor de Sternberg (ETAS), con el fin de medir cada uno de los componentes propuestos en el modelo. Originalmente, la ETAS de 36 ítems se validó en una muestra de 84 adultos estadounidenses, con participantes que respondieron seis veces cada escala, describiendo el amor que sentían hacia sus madres, padres, hermanas, amigos del mismo sexo, personas que aman y, finalmente, una pareja ideal. El análisis psicométrico de la primera versión de la ETAS indicó la presencia de coeficientes alfa (α) superiores a .80, con el componente de “compromiso” ligeramente inferior ($\alpha = .79$). Además, se observaron altas correlaciones entre los tres componentes, aunque no todos los ítems presentaron altas saturaciones en los componentes inicialmente esperados, lo que causó problemas en el análisis factorial del instrumento. Posteriormente, en un segundo estudio, Sternberg (1997) reemplazó los ítems problemáticos e incluyó tres ítems en cada componente, lo que dio lugar a una segunda versión ETAS de 45 ítems. Esta versión presentó α superiores a .90 y correlaciones entre los componentes de .71 a .73.

Adicional a esto, varios estudios psicométricos en todo el mundo han hallado evidencia de validez y confiabilidad similar a la reportada originalmente por Sternberg (1997). Por ejemplo, en América Latina la ETAS se ha validado en países como México (Mazadiego & Norberto, 2011), Brasil (Cassepp-Borges & Pasquali, 2012; Cassepp-Borges & Teodoro, 2007; Hernández, 1999) y Perú (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2016), aunque recientemente se ha sugerido que la estructura de la ETAS de 45 ítems es muy

compleja en comparación con otras versiones reducidas, como ocurrió con la ETAS-R de Evangelho (2016).

En efecto, muchos ítems de la versión original se cargan en más de un factor, por lo que cuando se eliminan es posible mantener un nivel justo de precisión en versiones reducidas, con alfas por encima de .85 (Cassepp-Borges & Pasquali, 2014). A raíz de esto, se han desarrollado versiones reducidas de la ETAS en distintas zonas geográficas, por ejemplo en los Países Bajos, donde se ha validado una versión de 19 ítems (Overbeek et al., 2007), y en Brasil, donde hay una versión con 15 ítems (Gouveia et al., 2009), otra con 16 ítems (Andrade et al., 2013; Cassepp-Borges & Martins, 2009), y otra con 20 ítems (Cassepp-Borges & Pasquali, 2014).

En este contexto, y considerando el éxito actual de las versiones reducidas de la ETAS, el presente estudio tuvo como objetivo: (a) traducir una Escala de Amor Triangular de Sternberg-Reducida (ETAS-R) de su idioma original (portugués) al español; (b) determinar la estructura factorial del ETAS-R mediante el uso de análisis factorial confirmatorio; (c) estimar la fiabilidad, mediante el método de consistencia interna, con el coeficiente Omega; y (d) evaluar la invarianza factorial (IF) según el sexo de los participantes. En este sentido, es importante señalar que, hasta donde se sabe, la IF de la ETAS-R en función del sexo no se ha abordado previamente, hecho que naturalmente plantea la pregunta sobre si los ítems de la ETAS-R tienen el mismo significado para los hombres que para las mujeres.

Ahora bien, la relevancia de este estudio se basa en el hecho de que, dentro del marco peruano, solo es posible encontrar la ETAS de 45 ítems validada (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2016), además de que el estudio que hace la validación no considera el enfoque de ecuaciones estructurales. Incluso, teniendo en cuenta que la validación de la ETAS en parejas peruanas jóvenes y adultas ciertamente brinda información relevante sobre el fenómeno del amor y su interrelación con otras variables —como la satisfacción (Lemieux & Hale, 2000), la conducta sexual (Martínez & Rodas, 2008) o las emociones positivas y negativas (Kim & Hatfield, 2004)—, evaluar la IF de la ETAS-R tendría implicaciones importantes para comprender las diferencias de amor entre hombres y mujeres; sin embargo, solo unos pocos estudios han abordado, por separado, las diferencias entre hombres y mujeres que usan la ETAS (Collins et al., 1999; Ha et al., 2010; Lemieux & Hale, 2000; Seiffge-Krenke, 2003), en los cuales se afirma que los hombres demuestran niveles más altos de pasión, niveles más bajos de intimidad y niveles similares de compromiso con respecto a las mujeres, aunque estas diferencias podrían no ser significativas (Gao, 2001; Ha et al., 2010) debido a la ausencia de evidencia de IF —lo que puede conducir a una interpretación errónea

de los resultados asociados con las diferencias entre los subgrupos— (Cheung & Rensvold, 2002).

Método

Participantes

En total, el estudio estuvo compuesto por 988 jóvenes y adultos peruanos, 748 mujeres y 240 hombres, con edades entre los 16 y los 54 años ($M = 21.26$; $DE = 3.83$), que habían estado en una relación de pareja durante al menos un mes; todos pertenecían a una clase media con respecto a la situación socioeconómica. En general, se clasificó a los participantes dependiendo de si estaban casados, si convivían con su pareja, si eran novios, o si eran “enamorados”, y, para controlar mejor la variabilidad de las edades, los participantes se dividieron en tres grupos, uno con participantes de 16 a 19 años, otro con participantes de 20 a 21 años, y el último con participantes de 22 a 54 años (véase Tabla 1). Para el análisis de invarianza factorial se escogieron 240 mujeres al azar para equiparar los subgrupos según el sexo (Van de Schoot et al., 2012).

Tabla 1.
Características sociodemográficas de los participantes

Variables	Total (N = 988)	
	f	%
<i>Sexo</i>		
Femenino	748	75.7
Masculino	240	24.3
<i>Edad</i>		
16 a 19 años	313	31.7
20 a 21 años	308	31.2
22 a 54 años	367	37.1
<i>Tipo de relación</i>		
Casados	31	3.1
Convivientes	34	3.4
Enamorados	839	85.0
Novios	84	8.5
<i>Tiempo de relación</i>		
1 a 6 meses	237	24.0
7 a 33 meses	495	50.1
34 a 288 meses	256	25.9

Nota. f= frecuencia.

Instrumento

Se utilizó la versión en portugués de la Escala Triangular de Amor de Sternberg, en su versión reducida (ETAS-R), de Andrade et al. (2013), la cual estaba compuesta por 16 ítems con opciones de respuestas tipo Likert que van de 1 = Nunca a 5 = Siempre (véase Apéndice A). La validez

de la ETAS-R se confirmó mediante un análisis factorial exploratorio y otro confirmatorio que indican la presencia de tres factores que subyacen a los ítems, de acuerdo con la teoría de Sternberg. La fiabilidad de la consistencia interna se estimó en el estudio de Andrade et al. (2013) utilizando el coeficiente alfa de Cronbach, el cual osciló entre .81 y .87.

Procedimiento

Para la realización de esta investigación se siguieron las directrices de la Comisión Internacional de Pruebas (*International Test Commission, [ITC], 2017*). De este modo, como primera medida se buscó la aprobación ética para el estudio por parte de la junta de ética de la Universidad Privada del Norte, y, una vez obtenida, se utilizó el enfoque de traducción directa e inversa para la ETAS-R. Con este método, una persona bilingüe no afiliada a los intereses del estudio tradujo la escala del portugués al español, mientras que una segunda persona tradujo la versión española al portugués; luego, se procedió a la evaluación de los ítems traducidos por parte de los traductores y los autores del estudio, con lo cual se buscó resolver discrepancias menores y llegar a un consenso sobre la traducción. Posteriormente, se envió la versión traducida a un grupo piloto con características similares a la muestra final para garantizar la comprensión de los ítems y evitar cualquier tipo de sesgo debido a problemas lingüísticos, a la vez que se cuidaba de mantener la equivalencia semántica. En aras de transparencia, la versión original y la versión peruana de la ETAS-R se muestran en la Tabla 2.

Con el fin de acceder a un alto número de participantes, la aplicación de la ETAS-R se realizó de dos maneras: (a) en persona (60 %), donde se encuestó a estudiantes universitarios jóvenes y adultos cerca de las instalaciones de la universidad, como en áreas de descanso, cafeterías y jardines; y (b) en línea (40 %), por medio de formularios en Internet compartidos en redes sociales. Para cada una de las aplicaciones se estableció un consentimiento informado en el que se explicaban las condiciones de anonimato, participación voluntaria, confidencialidad y veracidad de la información proporcionada al investigador.

Análisis de datos

El análisis estadístico se realizó con el *software* “R”, versión 3.6.0 (R Development Core Team, 2019), en tres etapas: en la primera se realizó un análisis estadístico descriptivo que incluyó la media, la desviación estándar, la asimetría y la curtosis; en la segunda, se eligió el análisis factorial confirmatorio (AFC), en lugar del análisis factorial exploratorio (AFE), ya que con la escala se buscó capturar las características de la teoría de Sternberg definidas en

Tabla 2.

Versión original en portugués y traducción a la versión peruana de la ETAS-R

Ítems*	Ítems de la versión original en portugués	Traducción de los ítems en la versión peruana
1(8)	<i>Eu sinto que eu realmente entendo meu companheiro(a).</i>	Siento que realmente comprendo a mi pareja.
2(12)	<i>Tenho uma relação afetuosa com meu companheiro(a).</i>	Tengo una relación afectuosa con mi pareja.
3(1)	<i>Espero que meu amor por meu companheiro(a) dure pelo resto da vida.</i>	Espero que el amor que siento por mi pareja dure para toda la vida.
4(14)	<i>Eu gosto muito do contato físico com meu companheiro(a).</i>	Me gusta mucho el contacto físico con mi pareja.
5(9)	<i>Eu promovo ativamente o bem-estar de meu companheiro(a).</i>	Apoyo activamente el bienestar de mi pareja.
6(13)	<i>Eu tenho fantasias com meu companheiro(a).</i>	Tengo fantasías con mi pareja.
7(6)	<i>Não deixaria nada atrapalhar meu compromisso com meu companheiro(a).</i>	No dejaría que nada obstaculice mi compromiso con mi pareja.
8(10)	<i>Eu recebo muito apoio emocional de meu companheiro(a).</i>	Recibo mucho apoyo emocional de mi pareja.
9(3)	<i>Meu companheiro(a) pode contar comigo quando precisar.</i>	Mi pareja puede contar conmigo cuando lo necesite.
10(4)	<i>Estou seguro do meu amor por meu companheiro(a).</i>	Estoy seguro de mi amor por mi pareja.
11(11)	<i>Eu dou muito apoio emocional ao meu companheiro(a).</i>	Doy mucho apoyo emocional a mi pareja.
12(5)	<i>Estou determinado a manter minha relação com meu companheiro(a).</i>	Estoy decidido a mantener mi relación con mi pareja.
13(6)	<i>Não deixaria que nada interferisse no meu compromisso com meu companheiro(a).</i>	No dejaría que nada se interfiera en mi compromiso con mi pareja.
14(15)	<i>Eu acho meu companheiro(a) muito atraente.</i>	Encuentro a mi pareja muy atractiva.
15(17)	<i>Me pego pensando em meu companheiro(a) várias vezes durante o dia.</i>	Me quedo pensando en mi pareja varias veces al día.
16(16)	<i>Só em olhar para meu companheiro(a) fico excitado(a).</i>	Tan sólo con mirar a mi pareja me siento excitado.

Nota. * Los números entre paréntesis corresponden a la numeración original en portugués.

tres dimensiones —es decir, el AFC debe confirmar la teoría (Arias, 2008)—, por lo que se tenía la intención de proporcionar evidencia de que un modelo de tres factores es el que explica mejor las respuestas de los sujetos, y que las relaciones entre los factores, así como las cargas de los ítems para cada factor, son similares a lo obtenido en el estudio original (Lloret-Segura et al., 2014); y tercero, evaluar la estructura interna de la prueba.

Cabe mencionar que el AFC se calculó utilizando la librería “Lavaan” (Rosseelet al., 2018), por lo cual se hizo uso de una matriz de correlaciones policóricas, ya que se trató de variables ordinales (Sanduvete-Chaves et al., 2018). Asimismo, para probar la normalidad multivariada se calculó el coeficiente de Mardia, el cual, con un valor < 70 indicaría la necesidad de probar un estimador robusto (Rodríguez & Ruiz, 2008), pues, de lo contrario, se preferiría usar un estimador de mínimos cuadrados no ponderados (ULS, por sus siglas en inglés) en lugar de la media de mínimos cuadrados ponderados, así como la varianza ajustada (WLSMV, por sus siglas en inglés), ya que es una opción válida ante variables ordinales (DiStefano & Morgan, 2014; Jöreskog, 2003).

De igual forma, se presentan los índices de bondad de ajuste sugeridos por Mueller y Hancock (2008), es decir: (a) el ratio entre Chi-cuadrado y grado de libertad [χ^2/df],

cuyos valores recomendados deben ser inferiores a dos (Tabachnick & Fidell, 2007), aunque valores más altos pueden ser admitidos (Wheaton et al., 1977); (b) el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA < .06), que indica la calidad del ajuste; (c) la raíz cuadrada residual estandarizada (SRMR < .08), que en este caso es óptima; y, finalmente, (d) el índice comparativo (CFI \geq .95), que indica un adecuado ajuste de los datos (Browne & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1999).

También, a la luz de la evidencia proporcionada sobre la estructura interna, se procedió a evaluar la IF de la ETAS-R en tres niveles (Byrne, 2008): (a) la invarianza configuracional, en la que se debe verificar si los puntajes de la ETAS-R están representados por la misma cantidad de factores latentes y factores de carga libres y fijos en ambos (Yap et al., 2014); (b) la invarianza métrica, que sugiere verificar si la carga del factor es igual entre los grupos (Hirschfeld & Von Brachel, 2014); y (c) la invarianza fuerte, que implica que el umbral es equivalente tanto para hombres como para mujeres (Schmitt & Kuljanin, 2008). Además, se compararon las medias latentes (Dimitrov, 2010), mientras que la invarianza configuracional se verificó con los criterios de Hu y Bentler (1999) —es decir, CFI > .95; RMSEA \leq .06—. Para la comparación de la invarianza métrica y fuerte se tomó como referencia que

las diferencias entre el CFI estaban por debajo de .010 en CFI, .015 en RMSEA y .030 en SRMR (Chen, 2007).

Finalmente, dado que la equivalencia tau no fue satisfactoria (Zinbarg et al., 2005), la confiabilidad se estimó mediante el coeficiente Omega (ω), recomendado para los modelos factoriales (McDonald, 1999).

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

En la Tabla 3 se presentan las tendencias centrales y las medidas de variabilidad. En general, la media aritmética revela que el ítem 9 —“Mi pareja puede contar conmigo

cuando lo necesite”— presenta el valor más alto, mientras que el ítem 16 —“Tan sólo con mirar a mi pareja me siento excitado”— presenta el valor más bajo. Por otra parte, la desviación estándar más alta es la que presentan los ítems 3, 6, 15, 16, con valores mayores a uno, y todos los ítems poseen asimetría negativa, lo que revela una tendencia hacia puntuaciones altas. En consecuencia, la curtosis de los ítems 4, 5, 9, 10, 11, 12 presenta una mayor concentración de datos alrededor del centro de su distribución.

Adicionalmente, se calcula el coeficiente de Mardia, cuyo valor es igual a 41.13, de modo que, al ser inferior a 70, da como resultado que sea innecesario atenuar los datos, por lo que se elige un estimador como ULS en lugar del WLSMV.

Tabla 3.

Análisis preliminar de los ítems (N = 988)

Ítems	M	σ	g1	g2
1. <i>I feel like I really understand my partner.</i> [Siento que realmente comprendo a mi pareja.]	3.62	.865	-0.45	-0.02
2. <i>I have an affectionate relationship with my partner.</i> [Tengo una relación afectuosa con mi pareja.]	4.20	.868	-0.95	0.39
3. <i>I hope my love for my partner persists for the rest of my life.</i> [Espero que el amor que siento por mi pareja dure para toda la vida.]	4.01	1.095	-0.86	-0.15
4. <i>I really like physical contact with my partner.</i> [Me gusta mucho el contacto físico con mi pareja.]	4.33	.865	-1.41	1.99
5. <i>I actively promote the well-being of my partner.</i> [Apoyo activamente el bienestar de mi pareja.]	4.40	.794	-1.37	1.89
6. <i>I have fantasies about my partner.</i> [Tengo fantasías con mi pareja.]	3.82	1.182	-0.74	-0.44
7. <i>I would not let anything ruin my commitment to my partner.</i> [No dejaría que nada obstaculice mi compromiso con mi pareja.]	4.06	.994	-0.96	0.46
8. <i>I receive a lot of emotional support from my partner.</i> [Recibo mucho apoyo emocional de mi pareja.]	4.20	.963	-1.19	0.89
9. <i>My partner can count on me when he/she needs.</i> [Mi pareja puede contar conmigo cuando lo necesite.]	4.57	.734	-2.01	4.46
10. <i>I am sure about my love for my partner.</i> [Estoy seguro de mi amor por mi pareja.]	4.29	.936	-1.35	1.33
11. <i>I give a lot of emotional support to my partner.</i> [Doy mucho apoyo emocional a mi pareja.]	4.34	.838	-1.29	1.41
12. <i>I am determined to maintain my relationship with my partner.</i> [Estoy decidido a mantener mi relación con mi pareja.]	4.30	.930	-1.32	1.25
13. <i>I would not let anything interfere on my commitment to my partner.</i> [No dejaría que nada se interfiera en mi compromiso con mi pareja.]	4.14	.980	-1.07	0.65
14. <i>I find my partner very attractive.</i> [Encuentro a mi pareja muy atractiva.]	4.22	.922	-1.14	0.82
15. <i>I catch myself thinking about my partner multiple times a day.</i> [Me quedo pensando en mi pareja varias veces al día.]	3.90	1.068	-0.71	-0.25
16. <i>Just by looking at my partner I feel excited.</i> [Tan solo con mirar a mi pareja me siento excitado.]	3.16	1.203	-0.07	-0.88

Nota. M = media; σ = desviación estándar; g1 = asimetría; g2 = curtosis.

Análisis factorial confirmatorio (AFC)

Para comprobar la estructura factorial propuesta teóricamente se hace uso del AFC, de modo que se modeló una estructura factorial tridimensional compuesta por 16 ítems, el cual presenta los siguientes parámetros satisfactorios de ajuste: $\chi^2(101) = 349.85$; $\chi^2/gf = 3.46$; CFI = .99; RMSEA = .05 [.04, .06]; y SRMR = .05. La carga de los factores y la correlación entre ellos se muestra en la Figura 1.

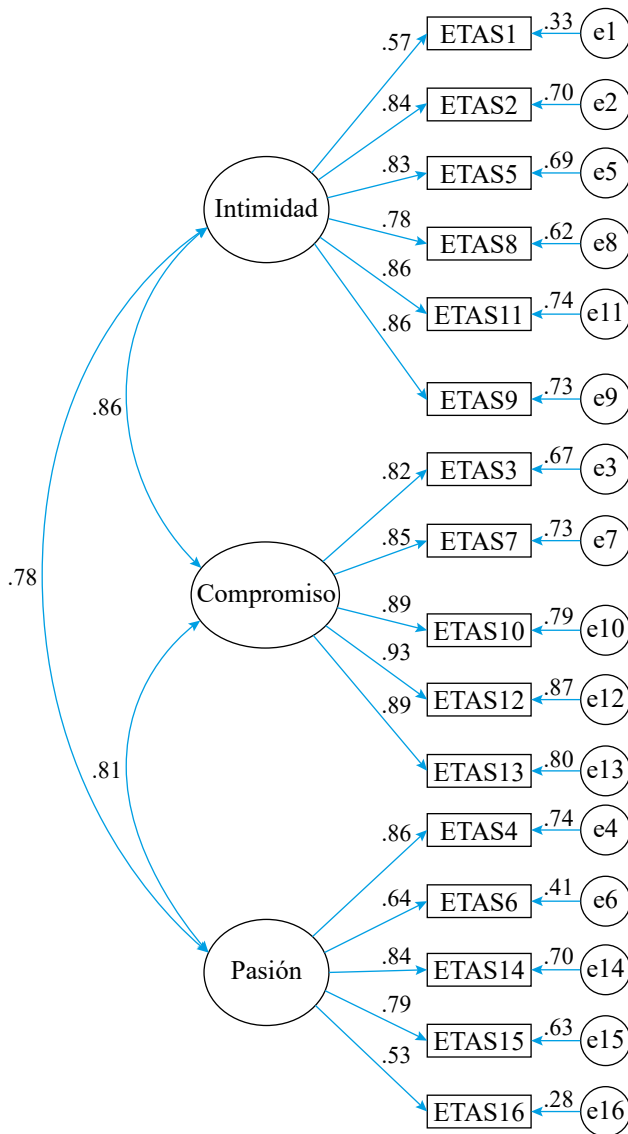


Figura 1. Estructura factorial de la ETAS-R.

Invarianza según el sexo

Una vez identificada la estructura factorial de la ETAS-R, se exploró progresivamente la invarianza según el sexo de los participantes por medio de la invarianza configuracional (M1), la invarianza métrica (M2) y la invarianza fuerte (M3) (Byrne, 2008). Primero, se examinó el ajuste del modelo

Tabla 4.

Matriz de factores y fiabilidad de la ETAS-R

Ítems	F1	F2	F3	h ²	r _{ite}
1	.57			.33	.46
2	.84			.70	.68
5	.83			.69	.65
8	.78			.62	.62
11	.86			.74	.68
9	.86			.73	.63
3		.82		.67	.70
7		.85		.73	.71
10		.89		.79	.73
12		.93		.87	.77
13		.89		.80	.74
4			.86	.74	.67
6			.64	.41	.51
14			.84	.70	.66
15			.79	.63	.64
16			.53	.28	.44
(ω)	.91	.93	.86		
Ítems	6	5	5		

Nota. F1: intimidad; F2: compromiso; F3: pasión.

sin restricciones en ambos subgrupos (hombres y mujeres), donde se obtuvieron valores similares. Posteriormente, se analizó la estructura de la ETAS-R entre subgrupos (invarianza configuracional, M1), donde se encontraron valores óptimos, con $\chi^2(202) = 203.20$, CFI = 1, SRMR = .050 y RMSEA = .004 (.000, .025); resultados que indican que M1 puede ser un modelo referencial sobre el cual se pueden establecer restricciones en los modelos M2, M3 y M4.

Después, se identificó la invarianza métrica (M2), definida como M1 con restricciones en las cargas factoriales, donde se encontraron los índices: CFI = .999 y RMSEA = .020 (.000, .032). Cabe señalar que los valores entre ΔCFI son más bajos que el límite requerido ($\Delta CFI = .010$; $\Delta RMSEA = .015$; SRMR = .030; Chen, 2007), lo que indica equivalencia en las cargas factoriales, por lo cual es posible comparar la invarianza de las covarianzas. Luego, se verificó la equivalencia entre umbrales (invarianza fuerte, M3), donde la diferencia entre el CFI fue inferior a .010 (Chen, 2007), lo cual indica que los umbrales son invariantes, y que, por lo tanto, es posible comparar medias latentes entre los subgrupos (Dimitrov, 2010).

Finalmente, se estimaron las medias latentes para cada factor, donde se encontró, con respecto al factor intimidad, que las mujeres ($M = 5.89$) presentan un valor ligeramente mayor que los hombres ($M = 5.75$), aunque el efecto de la muestra es insignificante ($d = .15$); mientras que para el factor de compromiso las medias fueron casi las mismas para ambos grupos ($M = 5.15$), con un efecto inexistente ($d = .10$); y, para el factor pasión, la media latente en el caso

Tabla 5.
Invarianza factorial de la ETAS-R ($N = 240^*$)

Modelo	χ^2 (gl)	$\Delta\chi^2$ (Δ gl)	RMSEA [IC 90 %]	SRMR	CFI	Δ CFI	Δ RMSEA	Δ SRMR
Mujeres	110.827 (101)	-	.018 [.000, .036]	.050	.999	-	-	-
Hombres	92.369 (101)	-	.00 [.000, .024]	.045	1.00	-	-	-
M1	203.20 (202)	-	.004 [.000, .025]	.050	1.00	-	-	-
M2	239.28 (215)	36.086 (13)	.020 [.000, .032]	.052	.999	.001	.015	.002
M3	339.08 (260)	99.800 (45)	.032 [.022, .041]	.053	.997	.002	.013	.001
M4	396.81 (276)	57.729 (16)	.038 [.030, .047]	.054	.995	.005	.016	.001

Nota. M1: configuracional; M2: métrica; M3: fuerte; M4: estricta; * cantidad por cada grupo.

de los hombres ($M = 4.37$) fue ligeramente mayor que para las mujeres ($M = 4.17$), con un efecto pequeño ($d = .23$).

Confiabilidad

Por último, con respecto a la confiabilidad, los valores para el coeficiente omega (ω) fueron superiores a .85 para los tres factores: intimidad ($\omega = .91$), compromiso ($\omega = .93$) y pasión ($\omega = .86$).

Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo comprobar la estructura interna, la fiabilidad y la invarianza factorial según el sexo de la ETAS-R en español con jóvenes y adultos peruanos. En general, los resultados del CFA confirmaron que el modelo tridimensional de la prueba presenta índices satisfactorios de bondad de ajuste, resultado que está en línea con informes anteriores en América Latina (p. ej., Andrade et al., 2013; Cassepp-Borges & Martins, 2009; Cassepp-Borges & Pasquali, 2014; Gouveia et al., 2009), aunque con diferentes versiones de la ETAS-R.

Por otra parte, la confiabilidad del coeficiente ω fue superior a .85 para todas las dimensiones, donde el factor pasión presentó el valor más bajo ($\omega = .86$), lo cual es consistente con estudios previos (Andrade et al., 2013; Cassepp-Borges & Pasquali, 2012; Cassepp-Borges & Pasquali, 2014; Cassepp-Borges & Teodoro, 2007; Hernández, 1999). Se eligió el coeficiente ω debido a que se considera adecuado cuando se hace uso del análisis factorial confirmatorio (McDonald, 1999).

También, los resultados muestran la presencia de un factor invariante con respecto al género, y que la presencia

de invarianza configuracional implica que el modelo de tres factores es válido para hombres y mujeres. En este sentido, desde una perspectiva psicológica, ambos sexos presentan los mismos componentes del amor al responder la ETAS-R. Asimismo, con respecto a la invarianza métrica, los resultados del presente estudio indican que la carga de los ítems en los factores es igual entre los grupos (Lievens et al., 2007), de lo cual se puede inferir que tanto hombres como mujeres otorgan la misma importancia relativa a todos los ítems. Incluso, la presencia de una invarianza fuerte indica que las personas pueden obtener puntuaciones de amor similares independientemente de su sexo; y, finalmente, el logro de una invarianza estricta demuestra la equivalencia en la variación del error de los ítems para ambos grupos (Millsap & Kwok, 2004).

Por otra parte, como era posible demostrar la invarianza fuerte, se procedió a estimar las medias latentes (Dimitrov, 2010), donde se encontró que las mujeres son más íntimas mientras que los hombres son más apasionados, aunque la magnitud de efecto de esta diferencia se considera insignificante; aspecto que va en línea con lo encontrado en estudios previos (Ahmetoglu et al., 2009; Sumter et al., 2013), donde se destaca que las diferencias observadas en el amor entre hombres y mujeres pueden atribuirse a diferencias entre grupos (Schmitt & Kuljanin, 2008).

Ahora bien, también es importante señalar que, a pesar de la metodología sólida y de la base teórica ampliamente estudiada, el presente estudio posee algunas limitaciones, como que al incluir solo jóvenes o adultos en la muestra se podrían suprimir las posibles diferencias generacionales que pueden haber sesgado de alguna manera los resultados generales—lo que limitó la validez ecológica del estudio—; una situación que debe abordarse en futuros estudios.

Asimismo, la IF de la ETAS-R puede investigarse en diferentes grupos de edad para garantizar si los ítems tienen un significado diferente para los hombres o para las mujeres de diferentes rangos de edad. Asimismo, aunque en la muestra estudiada se encontró una diferencia sustancial entre el grupo de hombres y mujeres, tales diferencias según el sexo deben tomarse con cuidado. Es aconsejable que las investigaciones futuras garanticen la equivalencia entre los grupos.

Adicionalmente, también es importante mencionar que los participantes son de Lima, Perú, por lo que se podría esperar que los hallazgos no sean representativos para la población peruana de jóvenes y adultos, además de que existe una diferencia considerable en las cantidades de hombres y mujeres; aspecto que se pueden monitorear en futuros estudios. Por último, es importante mencionar que el presente estudio no proporciona información sobre la evidencia de validez convergente y discriminante de la ETAS-R, lo cual sugiere que se necesitan más estudios para determinar qué tan diferente es la ETAS-R de otras mediciones del amor. Tampoco se probó la fiabilidad test-retest ni el IF longitudinal, lo cual también es importante de realizar en futuras investigaciones.

En resumen, se confirmó que la estructura tridimensional de la ETAS-R presenta índices satisfactorios de bondad de ajuste para comparar hombres y mujeres; por lo tanto, la ETAS-R parece ser un instrumento válido y preciso para medir el amor en jóvenes y adultos de Lima, Perú. También, según los resultados, es importante continuar evaluando otras fuentes de variación —por ejemplo, la cultura o la edad—, importantes para lograr una comprensión profunda del amor en los jóvenes y adultos peruanos de ambos sexos —para este objetivo se deben tener en cuenta las limitaciones descritas en esta misma sección—. Finalmente, se puede concluir que la ETAS-R tiene una clara ventaja sobre otras versiones de la ETAS debido a su menor número de ítems, lo cual puede resultar valioso para futuras investigaciones que estudien de manera mucho más amplia el concepto del amor y las relaciones románticas.

Referencias

- Ahmetoglu, G., Swami, V., & Chamorro-Premuzic, T. (2009). The Relationship Between Dimensions of Love, Personality, and Relationship Length. *Archives of Sexual Behavior, 39*(5), 1181-1190. <https://doi.org/10.1007/s10508-009-9515-5>
- Al-Krenawi, A., & Jackson, S. O. (2014). Arab American marriage: Culture, tradition, religion, and the social worker. *Journal of Human Behavior in the Social Environment, 24*(2), 115-137. <https://doi.org/10.1080/10911359.2014.848679>
- Andrade, A. L., Garcia, A., & Cassepp-Borges, V. (2013). Evidências de validade da escala triangular do amor de Sternberg-reduzida (ETAS-R). *Psico-USF, 18*(3), 501-510. <https://doi.org/10.1590/S1413-82712013000300016>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Sage.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema, 20*(4), 872-882. <http://www.psicothema.com/PDF/3569.pdf>
- Cassepp-Borges, V., & Martins, M. (2009). Versión Reducida de la Escala Triangular del Amor: Características del Sentimiento en Brasil. *Revista Interamericana de Psicología, 43*(1), 30-38. <https://www.redalyc.org/pdf/284/28411918004.pdf>
- Cassepp-Borges, V., & Pasquali, L. (2012). Estudo nacional dos atributos psicométricos da Escala Triangular do Amor de Sternberg. *Paidéia, 22*(51), 21-31. <https://doi.org/10.1590/S0103-863X2012000100004>
- Cassepp-Borges, V., & Pasquali, L. (2014). A redução de itens como uma alternativa para a Escala Triangular do Amor. *Psicologia, 28*(2), 11-20. http://www.scielo.mec.pt/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0874-20492014000200002
- Cassepp-Borges, V., & Teodoro, M. L. (2007). Propriedades psicométricas da versão brasileira da Escala Triangular do Amor de Sternberg. *Psicologia: Reflexão e Crítica, 20*(3), 513-522. <https://doi.org/10.1590/S0102-79722007000300020>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 14*(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling, 9*(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Collins, W. A., Welsh, D. P., & Furman, W. (2009). Adolescent romantic relationships. *Annual Review of Psychology, 60*, 631-652. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.60.110707.163459>
- De Zubiría, M. (2002). *¿Qué es el amor?* Fondo de Publicaciones Bernardo Herrera Merino.
- Díaz-Loving, R., & Sánchez, A. (2002). *Psicología del amor: una visión integral de la relación de pareja*. Universidad Nacional Autónoma de México.
- Diessner, R., Frost, N., & Smith, T. (2004). Describing the neoclassical psyche embedded in Sternberg's triangular theory of love. *Social Behavior and Personality: an international journal, 32*(7), 683-690. <https://doi.org/10.2224/sbp.2004.32.7.683>

- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. <https://doi.org/10.1177/0748175610373459>
- DiStefano, C., & Morgan, G. B. (2014). A comparison of diagonal weighted least squares robust estimation techniques for ordinal data. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(3), 425-438. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.915373>
- Evangelho, J. A. (2016). Análise fatorial exploratória e hierárquica da Escala Triangular do Amor. *Avaliação Psicológica*, 15(1), 11-20. http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1677-04712016000100003
- Frankl, V. (1997). *Psicoanálisis y existencialismo. De la psicoterapia a la logoterapia*. Fondo de Cultura Económica.
- Freud, S. (1922). Certain neurotic mechanisms in jealousy, paranoia and homosexuality (Trad.: J. Riviere). En P. Reif (Ed.), *Sexuality and the psychology of love* (pp. 123-149). Simon & Schuster Inc.
- Fromm, E. (2004). *El arte de amar*. Paidós.
- Gao, G. (2001). Intimacy, passion, and commitment in Chinese and US American romantic relationships. *International Journal of Intercultural Relations*, 25(3), 329-342. [https://doi.org/10.1016/S0147-1767\(01\)00007-4](https://doi.org/10.1016/S0147-1767(01)00007-4)
- Gouveia, V. V., Fonseca, P. D., Cavalcanti, J. P., Diniz, P. D., & 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. <https://doi.org/10.1590/S1413-294X2009000100005>
- Graham, J. M. (2011). Measuring love in romantic relationships: A meta-analysis. *Journal of Social and Personal Relationships*, 28(6), 748-771. <https://doi.org/10.1177/0265407510389126>
- Ha, T., Overbeek, G., de Greef, M., Scholte, R. H., & Engels, R. C. (2010). The importance of relationships with parents and best friends for adolescents' romantic relationship quality: Differences between indigenous and ethnic Dutch adolescents. *International Journal of Behavioral Development*, 34(2), 121-127. <https://doi.org/10.1177/0165025409360293>
- Hatfield, E., & Rapson, R. L. (1996). Stress and passionate love. En C. D. Spielberger & I. G. Sarason (Eds.), *Stress and Emotion: Anxiety, Anger, and Curiosity* (vol. 16, pp. 29-50). http://www.elainehatfield.com/uploads/3/4/5/2/34523593/57._hatfield_rapson_1996.pdf
- Hatfield, E., Bensman, L., & Rapson, R. L. (2012). A brief history of social scientists' attempts to measure passionate love. *Journal of Social and Personal Relationships*, 29(2), 143-164. <https://doi.org/10.1177/0265407511431055>
- Hatfield, E., Rapson, R. L., & Martel, L. (2007). Passionate love and sexual desire. En S. Kitayama & D. Cohen (Eds.), *Handbook of cultural psychology* (pp. 760-779). Guilford Press.
- Heinrich, D., Albrecht, C. M., & Bauer, H. H. (2012). *Love actually? Measuring and exploring consumers' brand love. Consumer-Brand Relationships, Theory and Practice*. Routledge.
- Hernández, J. A. (1999). Validação da Estrutura da Escala Triangular do Amor: Análise fatorial confirmatória. *Aletheia*, 9, 15-25. <https://psycnet.apa.org/record/2000-14120-002>
- Hirschfeld, G., & von Brachel, R. (2014). Multiple-Group confirmatory factor analysis in R-A tutorial in measurement invariance with continuous and ordinal indicators. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 19(7), 1-12. <https://eric.ed.gov/?id=EJ1038101>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- International Test Commission (2017). The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests (2.ª ed.). [www.InTestCom.org]
- Jöreskog, K. G. (2003). *Factor Analysis by MINRES. To the Memory of Harry Harman and Henry Kaiser*. <http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/minres.pdf>
- Kim, J., & Hatfield, E. (2004). Love types and subjective well-being. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 32, 173-182. <https://doi.org/10.2224/sbp.2004.32.2.173>
- Le Breton, D. (1999). *Cuerpo y comunicación. Las pasiones ordinarias. Antropología de las emociones*. Nueva Visión.
- Lee, J. A. (1977). A typology of styles of loving. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 3(2), 173-182. <https://doi.org/10.1177/014616727700300204>
- Lemieux, R., & Hale, J. L. (2000). Intimacy, passion and commitment among married individuals: Further testing of the triangular theory of love. *Psychological Reports*, 87(3), 941-948. <https://doi.org/10.2466/pr0.2000.87.3.941>
- Levin, J., & Kaplan, B. H. (2010). The Sorokin Multidimensional Inventory of Love Experience (SMILE): development, validation, and religious determinants. *Review of Religious Research*, 51(4), 380-401. <https://doi.org/10.2307/20778530>
- Lievens, F., Anseel, F., Harris, M. M., & Eisenberg, J. (2007). Measurement invariance of the Pay Satisfaction Questionnaire across three countries. *Educational and Psychological Measurement*, 67(6), 1042-1051. <https://doi.org/10.1177/0013164406299127>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Martinez, L., & Rodas, S. (2008). Relación entre estilos de amor y satisfacción sexual en hombres de 22 y 47 años.

- Eureka*, 8(2), 267-277. http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2220-90262011000200011
- Maslow, A. H. (1991). *Motivación y personalidad*. Ediciones Díaz de Santos.
- Mazadiego, T., & Norberto, J. (2011). El amor medido por la escala triangular de Sternberg. *Psicolatina*, 22, 1-10. <http://psicolatina.org/22/seccion1/amor.pdf>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Erlbaum.
- Millsap, R. E., & Kwok, O. (2004). Evaluating the impact of partial factorial invariance on selection in two populations. *Psychological Methods*, 9(1), 93-115. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.1.93>
- Mueller, R. O., & Hancock, G. R. (2008). Best practices in structural equation modeling. En J. W. Osborne (Ed.), *Best practices in quantitative methods* (pp. 488-508). Sage.
- Neto, F., & da Conceição Pinto, M. (2015). Satisfaction with love life across the adult life span. *Applied Research in Quality of Life*, 10(2), 289-304. <https://doi.org/10.1007/s11482-014-9314-6>
- Ortega & Gasset, J. (1939/2005). *Estudios sobre amor*. Editorial Edaf.
- Overbeek, G., Ha, T., Scholte, R., de Kemp, R., & Engels, R. C. (2007). Brief report: Intimacy, passion, and commitment in romantic relationships—Validation of a ‘triangular love scale’ for adolescents. *Journal of adolescence*, 30(3), 523-528. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2006.12.002>
- Pilishvili T. S., & Koyanongo E. (2016). The representation of love among Brazilians, Russians and Central Africans: A comparative analysis. *Psychology in Russia: State of the Art*, 9(1), 84-97. http://psychologyinrussia.com/volumes/pdf/2016_1/psychology_2016_1_6.pdf
- Precht, R. D. (2012). *Amor: un sentimiento desordenado*. Siruela.
- R Development Core Team (2019). R: *A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing [programa informático en línea]. <https://cran.r-project.org/>
- Rodríguez, M. N., & Ruiz, M. A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205-27. <http://www.redalyc.org/html/169/16929206/>
- Rossee, Y., Oberski, D., Byrnes, J., Vanbrabant, L., Savalei, V., Merkle, E., ... Chow, M. (2018). Package “lavaan”. <https://pdfs.semanticscholar.org/e465/add515cdecaa8de57bd1a-9adc2569e44fa9a.pdf>
- Rubin, Z. (1970). Measurement of romantic love. *Journal of Personality and Social Psychology*, 16(2), 265-273. <https://doi.org/10.1037/h0029841>
- Sakuray, P., & Akemi, C. (2014). Relaciones amorosas en descendientes japoneses. *Ajayu Órgano de Difusión Científica del Departamento de Psicología UC BSP*, 12(2), 207-226. <http://www.scielo.org.bo/pdf/rap/v12n2/v12n2a3.pdf>
- Sanduvete-Chaves, S., Lozano-Lozano, J. A., Chacón-Moscote, S., & Holgado-Tello, F. P. (2018). Development of a Work Climate Scale in Emergency Health Services. *Frontiers in psychology*, 9(10), 1-14. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00010>
- Schmitt, N., & Kuljanin, G. (2008). Measurement invariance: Review of practice and implications. *Human Resource Management Review*, 18(4), 210-222. <https://doi.org/10.1016/j.hrmr.2008.03.003>
- Scott, M. (1997). *La nueva psicología del amor*. Emecé Editores.
- Seiffge-Krenke, I. (2003). Testing theories of romantic development from adolescence to young adulthood: Evidence of a developmental sequence. *International Journal of Behavioral Development*, 27(6), 519-531. <https://doi.org/10.1080/01650250344000145>
- Singer, I. (2006). *La naturaleza del amor* (4.ª ed.). Siglo XXI.
- Sternberg, R. J. (1986). A triangular theory of love. *Psychological Review*, 93(2), 119-135. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.93.2.119>
- Sternberg, R. J. (1997). Construct validation of a triangular love scale. *European Journal of Psychology*, 27(3), 313-335. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-0992\(199705\)27:3<313::AID-EJSP824>3.0.CO;2-4](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-0992(199705)27:3<313::AID-EJSP824>3.0.CO;2-4)
- Sternberg, R. J., & Barnes, M. L. (1988). *The psychology of love*. Yale University.
- Sumter, S. R., Valkenburg, P. M., & Peter, J. (2013). Perceptions of love across the lifespan. Differences in passion, intimacy, and commitment. *International Journal of Behavioral Development*, 37(5), 417-427. <https://doi.org/10.1177/0165025413492486>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Allyn and Bacon.
- Van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(4), 486-492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- Ventura-León, J. L., & Caycho-Rodríguez, T. (2016). Análisis exploratorio de la escala de amor de Sternberg en estudiantes universitarios peruanos. *Acta de Investigación Psicológica-Psychological Research Records*, 6(2), 2430-2439. <https://doi.org/10.1016/j.aiprr.2016.06.006>
- Vera, G. (2017). Love in cross-cultural perspective: Mozambique-France comparison. *Journal of Psychology in Africa*, 27(4), 334-337. <https://doi.org/10.1080/14330237.2017.1347754>
- Wan Shahrazad, W. S., Hoesni, S. M., & Chong, S. T. (2012). Investigating the factor structure of the Love Attitude Scale (LAS) with Malaysian samples. *Asian Social Science*, 8(9), 66-73. <https://doi.org/10.5539/ass.v8n9p66>

- Wheaton, B., Muthen, B., Alwin, D. F., & Summers, G. F. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. *Sociological methodology*, 8, 84-136. <https://doi.org/10.2307/270754>
- Yap, S. C., Donnellan, M. B., Schwartz, S. J., Kim, S. Y., Castillo, L. G., Zamboanga, B. L., ... Vazsonyi, A. T. (2014). Investigating the structure and measurement invariance of the Multigroup Ethnic Identity Measure in a multiethnic sample of college students. *Journal of Counseling Psychology*, 61(3), 437. <https://doi.org/10.1037/a0036253>
- Zinbarg, R. E., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's α , Revelle's β , and McDonald's ω H: Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika*, 70(1), 123-133. <https://doi.org/10.1007/s11336-003-0974-7>

Apéndice A

ETAS-R

Instrucciones: A continuación se le presenta un conjunto de preguntas acerca de su relación de pareja. Responda las preguntas valorando en una escala del 1 al 5, donde:

1	2	3	4	5
<i>Nunca</i>	<i>A veces</i>	<i>Con frecuencia</i>	<i>Muchísimas veces</i>	<i>Siempre</i>

Preguntas

1. Siento que realmente comprendo a mi pareja.	1	2	3	4	5
2. Tengo una relación afectuosa con mi pareja.	1	2	3	4	5
3. Espero que el amor que siento por mi pareja dure para toda la vida.	1	2	3	4	5
4. Me gusta mucho el contacto físico con mi pareja.	1	2	3	4	5
5. Apoyo activamente el bienestar de mi pareja.	1	2	3	4	5
6. Tengo fantasías con mi pareja.	1	2	3	4	5
7. No dejaría que nada obstaculice mi compromiso con mi pareja.	1	2	3	4	5
8. Recibo mucho apoyo emocional de mi pareja.	1	2	3	4	5
9. Mi pareja puede contar conmigo cuando lo necesite.	1	2	3	4	5
10. Estoy seguro de mi amor por mi pareja.	1	2	3	4	5
11. Doy mucho apoyo emocional a mi pareja.	1	2	3	4	5
12. Estoy decidido a mantener mi relación con mi pareja.	1	2	3	4	5
13. No dejaría que nada se interfiera en mi compromiso con mi pareja.	1	2	3	4	5
14. Encuentro a mi pareja muy atractiva.	1	2	3	4	5
15. Me quedo pensando en mi pareja varias veces al día.	1	2	3	4	5
16. Tan solo con mirar a mi pareja me siento excitado.	1	2	3	4	5