

Validación de la Versión Mexicana del Inventario de Estilos de Amor Aplicado al Duelo Romántico

Validation of the Mexican Version of the Love Styles Inventory Applied to Romantic Grief

Rozzana Sánchez Aragón¹

Resumen

El duelo romántico es una experiencia dolorosa para los seres humanos y ésta depende del amor que existía entre las personas. Hay muchas teorías que explican las formas de amar, pero la Teoría de los Estilos del Amor de Lee es una de las más importantes. Por ello esta investigación se propuso ajustar, validar y examinar la equivalencia del Inventario de Estilos de Amor para Adultos de Ojeda García (2006; 2007) en personas que han decidido dar por terminada su relación de pareja (agentes) y en quienes han tenido que aceptar esa decisión (pasivos). Para ello se trabajó con dos muestras no probabilísticas de personas mexicanas en situación de duelo. Los resultados muestran una escala válida y confiable cuyo modelo de seis factores e índices de ajuste resultaron satisfactorios. Además, se comprobó parcialmente la invarianza dependiendo del rol jugado durante el rompimiento.

Palabras clave: duelo, rompimiento, amor, escala, adaptación escala

Abstract

Romantic grief is a painful experience for human beings, and it depends on the love that existed between people. There are many theories that explain the ways of loving, but Lee's Theory of Love Styles is one of the most important. For this reason, this research set out to adjust, validate, and examine the equivalence of the Inventory of Love Styles for Adults by Ojeda García (2006; 2007) in people who have decided to terminate their relationship (leavers) and in those who have had to accept that decision (abandoned). For this, we worked with two non-probabilistic samples of Mexican people in a situation of mourning. The results show a valid and reliable scale whose six-factor model and adjustment indices were satisfactory. In addition, the invariance depending on the role played during the break was partially verified.

Keywords: grief, breakup, love, measurement, scale adaptation

Esta investigación fue llevada a cabo en el marco del proyecto arbitrado por la Dirección General de Apoyo al Personal Académico de la Universidad Nacional Autónoma de México: PAPIIT IN300124 "Propuesta de un Modelo Explicativo del Duelo Romántico".

¹Doctora en Psicología Social. Profesora Titular C Tiempo Completo Definitiva. Universidad Nacional Autónoma de México. Av. Universidad 3004 Col. Copilco-Universidad, Del. Coyoacán, C.P. 04510, Ciudad de México, México. Tel.: 5541894544. Correo: rozzara@unam.mx

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · N°70 · Vol. 4 · 73-83 · 2023

ISSN: 1135-3848 print /2183-6051online

This work is licensed under CC BY-NC 4.0. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>

Introducción

La pérdida de un ser querido es omnipresente en la experiencia humana (Boerner et al., 2015) ya que tiene efectos psicológicos (pensamientos, sentimientos y conductas) y físicos que representan un reto en muchas ocasiones difícil para quien la sufre. Este tipo de situaciones no solo se deben al fallecimiento una persona cercana, valiosa o amada como es el caso de familiares, amigos o pareja romántica; sino –en este último caso– también son experimentadas por los rompimientos, disoluciones, separaciones o divorcios (Tizón, 2004).

De acuerdo con Patrón Rodríguez (2004) el duelo romántico es un proceso difícil de elaborar ya que el deudo queda sumergido en un clima de soledad, en el que vive la situación como un fracaso, un amor malogrado y, además debe aceptar que su relación ha terminado como una muerte parcial. Por su parte, O'Connor (2009) lo ve como un periodo de reflexión y revaloración que se acompaña por una sensación de descontento, aflicción y malestar, y que requiere de la tolerancia y flexibilidad del individuo. Mientras que en la muerte de la pareja se da un proceso de duelo lineal, en la ruptura se da un proceso cíclico movido por el posible reencuentro con una ex pareja (ya que este puede frenar el proceso de ajuste emocional así como reactivar emociones dolorosas en la persona) (Sbarra & Emery, 2005). En este escenario la responsabilidad del rompimiento juega un papel crítico que determina la naturaleza y experiencia del duelo. Por ello, la decisión de romper puede ser por mutuo acuerdo o puede tener una naturaleza más unilateral. En el primer escenario, la experiencia de la pérdida es probablemente más débil que si solo uno de ellos lo decidió (Agnew, 2000). Si la decisión fue unilateral, ambos miembros de la relación seguramente poseen experiencias muy diferentes pues aspectos como la sensibilidad al rechazo amoroso (Bermúdez Oviedo et al., 2021) puede matizar la vivencia. De ahí que resulte fundamental distinguir entre quien decidió y terminó la relación (agente) y quien fue dejado o abandonado o ni siquiera estaba consciente de que el rompimiento era inminente (pasivo).

Para poder acercarse a la comprensión de un fenómeno psicológico como lo es el duelo por rompimiento amoroso –y de acuerdo con

O'Connor (2009) quien dice que el duelo será vivido dependiendo del vínculo que se tenía con el otro (nivel de cercanía, el tipo de relación), la propia personalidad y las circunstancias de la pérdida–; no solo es fundamental definirlo conceptualmente, sino también conocer la naturaleza del vínculo amoroso establecido con la persona que se ha perdido. Por ello, se ha considerado que la propuesta teórica de Lee (1973; 1977) puede proporcionar un indicador interesante de cómo se vive el amor entre la pareja, por ello a continuación se abordará ésta desde lo conceptual hasta lo operacional.

Estilos de Amor

Las maneras en las cuales los seres humanos se vinculan amorosamente con otros tienen sus raíces en la propuesta de Bowlby (1982 en Mikulincer & Shaver, 2022) quien señala que las relaciones significativas en la vida de las personas surgen de una necesidad de seguridad, se desarrollan en la vida temprana, que son pocas y tienden a mantenerse a través de gran parte del ciclo de vida. Desde esta perspectiva, a través de décadas se han desarrollado diversas aproximaciones sobre las formas en las que las personas se vinculan románticamente, de las que se destaca por su popularidad la acuñada por Lee (1973; 1977). Su tipología parte del estudio clínico de pacientes que mostraron coincidencias en la forma en la que vivían el amor por lo que creó agrupaciones de características independientes que si bien pueden traslaparse, son lo suficientemente únicas para distinguirse como una identidad, ideología o ejecución de un papel.

Los estilos del amor de Lee (1977) son una analogía entre los colores primarios y secundarios con los estilos de amor de los cuales se identifican tres primarios (eros, storge y ludus) y tres secundarios que surgen de la combinación de los elementos sobresalientes de los primarios (pragma es la mezcla de algunos elementos de storge y ludus, agape cuenta con características de storge y eros y manía conjuga atributos de eros y ludus) (Molina, 2019, p. 2). Estos estilos poseen ciertas características que los definen (ver Tabla 1).

En 1986, Hendrick y Hendrick crearon la Escala de Actitudes hacia el Amor, una escala para medir los estilos de amor propuestos por Lee (1973; 1977) cuya versión original consta de 42

Tabla 1. Características de los tipos de amor según Lee (1977, p. 174-180)

Estilo	Características principales
Eros	<ul style="list-style-type: none"> • busca constantemente el contacto físico, • le es importante la belleza física de la pareja, • querrá intimidad en todos los niveles; físico, emocional y social, • la atracción sexual es tan fuerte hacia la pareja que la actividad sexual no tarda mucho en aparecer, • considera que su infancia y vida actual fue y es feliz, y que la relación con sus padres y hermanos fue cálida, • se siente listo(a) para el amor aunque no lo ansía, • tiene muy claro el tipo de persona que le gusta y • confía en sí mismo(a) en el amor.
Ludus	<ul style="list-style-type: none"> • considera que el amor es un juego que hay que disfrutar • no hay que comprometerse mucho pues no le entusiasma ni se siente listo, • gusta de tener varios(as) amantes y estrategias de distanciamiento, • considera que su infancia fue promedio, • se encuentra satisfecho(a) con su vida, • tiene un gusto amplio en cuanto al aspecto físico de con quien se relaciona, • espera que la relación amorosa encaje en su horario de actividades y • no le gusta ver a cada una de sus parejas frecuentemente, ni los celos ni la rivalidad entre ellas.
Storge	<ul style="list-style-type: none"> • ama de manera estable y la actividad sexual es secundaria • se asemeja a una relación íntima entre amigos y surge de manera natural como consecuencia de la similitud entre ambos, actividades compartidas y el paso del tiempo, • proviene de una familia segura, siente que la vida es buena y que puede depender de sus amigos • no tiene una definición del tipo de físico que le gusta, • le interesa más la compañía y el afecto, • se siente seguro de su relación de pareja, pero si no la tiene puede soportar largos periodos de tiempo sin ella y evita experimentar emociones extremas.
Manía	<ul style="list-style-type: none"> • es intenso, irracional y a menudo doloroso • necesita que se le diga que se le ama constantemente, siente que no es nada si alguien no la ama y experimenta celos con frecuencia. • considera que su infancia fue infeliz y usualmente es una persona solitaria, • ansía enamorarse –como el erótico–, aunque no sabe qué tipo de persona le gusta, • manipula la relación como el amante lúdico, lo que en conjunto le hace sentir ambivalencia e • imagina todos los rivales y desastres posibles, sin embargo, ignora cualquier signo de dificultad en la relación.
Ágape	<ul style="list-style-type: none"> • representa el amor incondicional, gentil, paciente, nunca celoso ni demandante, • ve al amor como un deber y no como una emoción y piensa que todos merecen amor, • ofrece su amor y cuidar al otro sin esperar nada a cambio, • cree que todo mundo merece amor y que amar es el deber de alguien maduro y • se dedica desinteresadamente a su pareja, incluso haciéndose a un lado en favor de un rival que parece más probable que satisfaga las necesidades de la pareja.
Pragma	<ul style="list-style-type: none"> • busca una pareja que cumpla con ciertas características (compatible en intereses y antecedentes similares) para ser digna de su amor, • al principio la intimidad es poca pero con el tiempo se vuelve más intensa, • es el tipo de amor más común en los “matrimonios arreglados” donde las personas se unen por compartir y ser similares en cuestiones importantes para ellos, • combina el control y la manipulación de ludus con la compañía de storge y • se propone de manera más o menos consciente de encontrar a alguien que pudo haber sido su amigo.

preguntas con formato de respuesta tipo Likert (siete por estilo) que se aplicó a 446 hombres y 341 mujeres, 41% de los estudiantes tenían 18 años o menos, mientras que el 29% tenían 19 años (30% hispanos, 50% blancos, 20% grupos étnicos varios). En cuanto a sus características psicométricas, la escala demostró tener confiabilidades medias a bajas (Coeficientes Alpha de Cronbach .62 –storge– a .70 en el resto de los factores). Esta escala ha sido validada en España (Rodríguez-Castro et al., 2012) en donde se aplicó una versión de 18 reactivos y se obtuvieron coeficientes de confiabilidad entre .88 (ágape) hasta .68 (pragma) e intercorrelaciones moderadas entre los seis factores; en Perú (Lascurain et al., 2017) se confirman seis factores con confiabilidades moderadas a excepción de ludus y storge que presentaron coeficientes alrededor de .65; y en Malasia (Wan Shahrazad et al., 2012) donde se utilizó una versión corta de 24 ítems, se mantuvieron los seis factores y mostró

correlaciones entre ítems mayores que la versión original de Hendrick y Hendrick (1986) ya que aumentaron de .30 a .50, al igual que la prueba test-retest, la cual pasó de .63 a .76, en cuanto a los coeficientes de confiabilidad Alpha de Cronbach obtenidos oscilaron de .72 a .87 excepto por ludus cuyo coeficiente fue de .39.

En México, otra escala ampliamente utilizada es el Inventario de Estilos de Amor para Adultos (IEAA) diseñada por Ojeda García (2006; 2007) a partir de las definiciones de Lee y de un estudio exploratorio. Sus seis factores mostraron confiabilidades entre .77 y .83 excepto por pragma que obtuvo .51. Ha sido una escala ampliamente utilizada en México (p.ej., Espinoza Romo et al., 2014; Álvarez Ramírez & García Méndez, 2017; Espíndola Jaime et al., 2018; Barajas Márquez et al., 2019) y en Perú se realizó una validación por Peña García (2017) donde se eliminaron algunos reactivos pero se mantuvieron sus factores con cualidades psicométricas robustas.

Como puede observarse, los estilos de amor reflejan formas variadas y distinguibles de expresar y vivir el amor, lo que puede a su vez impactar en la forma en la que se puede experimentar el duelo romántico (O'Connor, 2015). Aunado a ello hay que señalar que las medidas citadas han evaluado los estilos del amor en las relaciones presentes de adultos, es decir, no se han evaluado los estilos de amor en personas que actualmente han sufrido de una pérdida amorosa y que describen cómo experimentaban el amor con alguien que ya no es su pareja. Por lo anterior, este estudio se dirigió a: 1) ajustar el IEAA (Ojeda García, 2006; 2007) en el contexto del duelo romántico, 2) validar psicométricamente la medida y 3) realizar la prueba de invarianza considerando los roles de agente y pasivo durante el rompimiento.

Método

Participantes

Para realizar la validación psicométrica del IEAA, se trabajó con dos muestras no probabilísticas por cuota (Hernández Sampieri & Mendoza, 2018). La primera para ejecutar los análisis dictados por Reyes Lagunes y García y Barragán (2008) que comprenden hasta la realización del Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con 384 personas (223 mujeres y 161 hombres) de los cuales 188 eran pasivos (personas que habían sido terminadas por sus parejas) y 196 agentes (personas que dieron por terminada la relación) al momento de la aplicación. Del total de la muestra 128 contaban con estudios de preparatoria y 256 de licenciatura, sus edades oscilaban entre los 18 y 34 años ($M=19.46$ $DE=2.848$). Su relación de pareja había tenido una duración de entre 1 mes y 12 años 5 meses; y terminado hacía mínimo 1 día y máximo un año y seis meses. La segunda muestra sirvió para realizar el proceso de validación (Calleja, 2022) mediante el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) constó de 385 personas (233 mujeres y 152 hombres) de los cuales 198 eran pasivos y 187 agentes y cuyas edades iban de 16 a 30 años ($M=19.36$ $DE=2.535$). Su relación de pareja había tenido una duración entre 1 mes y 10 años; y terminado hacía mínimo 1 día y máximo un año y cuatro meses.

Instrumento

El IEAA de Ojeda García (2006; 2007) fue diseñado con base en la Teoría de Lee (1973; 1977) y operacionaliza por medio de 83 reactivos a los seis estilos identificados por este autor y obtenidos a través de un AFE de componentes principales con rotación ortogonal (tipo varimax): eros (14 reactivos, $\alpha=.92$), ludus (11 reactivos, $\alpha=.91$), storge (32 reactivos, $\alpha=.94$), pragma (7 reactivos, $\alpha=.81$), manía (9 reactivos, $\alpha=.85$) y ágape (10 reactivos, $\alpha=.85$). El formato de respuesta es Likert de 5 puntos de respuesta (1=totalmente en desacuerdo a 5=totalmente de acuerdo). La validación se hizo con 600 residentes de la Ciudad de México (354 mujeres y 246 hombres) con pareja, escolaridad promedio de secundaria.

Con el fin de cumplir con el primer objetivo encaminado a ajustar el IEAA (Ojeda García, 2006; 2007) en el contexto del duelo romántico (IEAADR), se realizó una evaluación de cada uno de sus reactivos con la ayuda de diez jueces expertos en relaciones de pareja quienes indicaron la validez de contenido de éstos (calificando de 1 a 5) a partir de: la relevancia del reactivo para las definiciones conceptuales de los estilos de amor según Lee (1977) y la cobertura de la dimensión. Los resultados de dicha estimación indicaron que del total de reactivos se tomaron como aceptables (V Aiken entre .83 y .95¹): para el factor de agape 6 reactivos, 9 para eros, 6 para manía, 4 para ludus, 6 para storge y 5 para pragma (estos reactivos están marcados con un * en la Tabla 1). Aunado a lo anterior se diseñaron 26 reactivos (4 para agape, 3 para eros, 4 para manía, 6 para ludus, 3 para storge y 6 para pragma) adicionales con el fin de igualar los tamaños de todas las dimensiones que también fueron evaluados en su contenido siguiendo los criterios antes descritos y obteniendo V Aiken entre .80 y .95. Los participantes debían responder con base en cómo se sentían, pensaban y actuaban cuando se encontraban en su relación de pareja y cada reactivo fue redactado en tiempo pasado.

¹ La V de Aiken es un coeficiente que permite cuantificar la relevancia de los ítems respecto a un dominio de contenido a partir de las valoraciones de N jueces.

Diseño

El tipo de investigación fue instrumental (Ato et al., 2013) ya que su propósito fue analizar y validar las propiedades psicométricas de un instrumento de medición psicológica.

Procedimiento

La aplicación de los cuestionarios fue realizada por medio de la plataforma *Eval&Go* y difundida a través de redes sociales y de boca en boca. Se invitó a los participantes a que participaran en una investigación sobre las relaciones románticas. Cada uno de ellos aceptó de manera voluntaria, anónima y confidencial responder a la escala en cuestión sin presión alguna y en el entendido de que los datos obtenidos serían utilizados sólo con fines de investigación.

Análisis de Datos

Para cumplir con el segundo objetivo de esta investigación se utilizaron: el paquete estadístico SPSS versión 25 y el SPSS Amos versión 22, mismos que permitieron realizar los siguientes análisis orientados a la validación de las medidas en cuestión (Calleja, 2022; Cronbach & Meehl, 1955; Reyes Lagunes & García y Barragán, 2008): (a) análisis de frecuencias, (b) t de Student para identificar reactivos que discriminaron, (c) análisis de confiabilidad Alpha de Cronbach y Omega de McDonald, (d) análisis factorial exploratorio (AFE), (e) análisis factorial confirmatorio (AFC) y (f) análisis de confiabilidad Alpha de Cronbach y Omega de McDonald de los factores obtenidos en el AFC. Y para el tercer objetivo, se efectuaron AFC multigrupo (Vandenberg & Lance, 2000)².

Resultados

Ya contando con la versión actualizada del IEAADR, se realizaron los análisis estadísticos señalados en el apartado de Análisis de Datos y no se observaron errores de captura o datos perdidos. Posteriormente se obtuvieron los cuartiles de la suma de todos los reactivos, lo que permitió tener grupos extremos de puntajes que se usaron para

aplicar la prueba t de Student para muestras independientes e identificar qué reactivos mostraron diferencias estadísticamente significativas entre ellos y por tanto, que discriminaban. Los resultados mostraron que de los 62 ítems, solo 1 no discriminó, en consecuencia se realizó un AFE de ejes principales con rotación ortogonal (tipo varimax) ya que originalmente el constructo posee dimensiones teóricas distintas y se seleccionaron solo aquellos reactivos que registraron cargas factoriales iguales o superiores a .40. Dicho análisis arrojó un índice KMO=.899 y la Prueba de Esfericidad de Bartlett=12141.949, $gl=1485$, $p=.000$ que indica la adecuación de la muestra, además de indicar la existencia de seis factores con valores superiores a 4.475 que explicaron el 57.02% de la varianza y con coeficientes totales de confiabilidad $\alpha=.898$ y $\omega=.998$, mismos que se incluyen con el fin de mostrar el coeficiente más citado en la literatura (Alpha de Cronbach) y evidenciar las diferencias entre ellos debido a ciertas limitaciones que presenta a partir del número de ítems, el número de alternativas de respuesta y la proporción de la varianza del instrumento (Domínguez Lara & Merino Soto, 2015) (ver Tabla 2). Cabe señalar que en este proceso seis reactivos no cayeron en algún factor.

Con el propósito de confirmar la estructura factorial de la escala obtenida previamente, se procedió a realizar el AFC, en donde se obtuvo nuevamente un modelo de seis factores (ver Figura 1), lo que significa que se corrobora el modelo excepto por 10 reactivos, mismos que fueron eliminados por presentar altos puntajes residuales. Para determinar el ajuste del modelo propuesto, se analizaron los siguientes índices (Hu & Bentler, 1999) mismos que resultaron satisfactorios (excepto por NFI el cual deseablemente debería ser superior a .90): $\chi^2(967)=1857.997$; $CMIN/DF=1.921$; $NFI=.815$; $CFI=.901$; $AGFI=.802$; $SRMR=.0689$; $RMSEA=.049$ (.046-.052). Cabe señalar que se observaron las siguientes correlaciones entre los factores que componen a la escala: eros-mania $r=.217^{**}$, eros-store $r=.494^{***}$, eros-ludus $r=-.003$, eros-pragma

² Se probaron sucesivamente los modelos de invarianza de configuración (no variabilidad de la estructura factorial entre los grupos, con el libre cálculo de cargas factoriales, interceptos y residuales), invarianza métrica (restricción de la estructura factorial y las cargas factoriales), invarianza escalar (restricción adicional de los interceptos), e invarianza estricta (restricción también de los

residuales). Para evaluar las diferencias de los modelos, se evaluaron los cambios en CFI y en RMSEA y la significancia del $\Delta\chi^2$. Se apoya una fuerte invarianza cuando el $\Delta CFI \leq 0.01$, el $\Delta RMSEA \leq 0.015$ y el $\Delta\chi^2, p > .05$ (Cheung & Rensvold, 2002).

Tabla 2. Análisis Factorial Exploratorio del Inventario de Estilos de Amor para Adultos en el Contexto del Duelo Romántico (EIAADR)

		Factor Agape			
Reactivo					Carga Factorial
*Primero cubriría las necesidades de mi pareja y después las mías					.848
Antes que yo estaba mi pareja					.834
*Prefería sufrir yo, antes que ver sufrir a mi pareja					.790
*Usualmente estaba dispuesto(a) a sacrificarme para que mi pareja pudiera lograr sus metas en la vida					.784
Prefería comprometerme en acciones que ayudaran a mi pareja que acciones que me ayudaran a mí					.754
Mi pareja era más importante que yo					.745
Hacia cualquier cosa por complacer a mi pareja					.733
*Toleraba todo por el bien de mi pareja					.696
*Me sacrificaba por mi pareja					.670
*Solo vivía por mi pareja					.570
No. Reactivos 10	$\alpha=.925$	$\omega=.94$	$M=3.00$	$DE=.9212$	
Factor Eros					
*Sentía un gran deseo sexual por mi pareja					.852
*Buscaba la manera de tener goce sexual con mi pareja					.782
*Mi pareja me despertaba mucha pasión					.765
*Mi pareja me atraía sexualmente					.741
*Sentía una gran necesidad de tener acercamientos sexuales con mi pareja					.720
Mi relación de pareja se basaba en una profunda atracción sexual					.702
*El simple hecho de ver a mi pareja me excitaba					.699
*Buscaba la manera de seducir constantemente a mi pareja					.682
El erotismo define lo que tenía con mi pareja					.601
*Me gustaba acariciar a mi pareja					.598
*Pensaba continuamente en formas de coquetear con mi pareja					.553
No. Reactivos 11	$\alpha=.910$	$\omega=.93$	$M=3.36$	$DE=.7861$	
Factor Mania					
Tendía a vigilar lo que mi pareja hacía					.843
Constantemente supervisaba lo que hacía mi pareja					.816
*Sentía celos por todo lo que hacía mi pareja					.815
*Celaba mucho a mi pareja					.768
*Buscaba la manera de controlar a mi pareja					.755
*Le pedía a mi pareja "cuentas" de todo lo que hacía					.734
*Desconfiaba de lo que mi pareja me decía					.675
*Creía que mi pareja me debía consultar antes de tomar cualquier decisión					.610
Yo creía que mi pareja era mía					.592
No me gustaba compartir a mi pareja con otras personas					.532
No. Reactivos 10	$\alpha=.913$	$\omega=.93$	$M=2.22$	$DE=.8814$	
Factor Ludus					
*Pensaba que debía tener muchas parejas					.832
*Disfrutaba tener varias parejas					.829
Me entusiasmaba saber que podía tener relaciones románticas con varias personas a la vez					.829
Tener varias parejas le daba sentido a mi forma de ver el amor					.803
Buscaba todo el tiempo tener nuevas relaciones					.785
El amor era como un juego, que podía jugar con varias personas					.785
*Me aburría tener una sola relación de pareja					.756
*Consideraba que había que tener varias parejas, pues solo se vive una vez					.741
No. Reactivos 8	$\alpha=.917$	$\omega=.95$	$M=1.55$	$DE=.7022$	
Factor Storge					
*Nuestro amor era realmente una amistad profunda					.711
*Nuestra relación amorosa se basaba en una buena amistad					.685
*Mi pareja y yo nos entendíamos					.668
Supe escoger a mi pareja					.668
Entre mi pareja y yo existía una gran afinidad					.664
*Mi pareja era mi mejor amigo(a)					.658
*Mi pareja y yo éramos compatibles					.639
*Mi pareja y yo compartíamos muchas actividades					.449
No. Reactivos 8	$\alpha=.822$	$\omega=.89$	$M=3.43$	$DE=.7697$	
Factor Pragma					
*Estaba convencido(a) de que elegir a una pareja requería de planeación					.742
Definí con cuidado cómo debía ser mi pareja antes de andar con ella					.735
*Para elegir a mi pareja, eché mano de mi inteligencia					.698
*Fui cuidadoso(a) en elegir a mi pareja antes de comprometerme con ella					.662
*Mi relación de pareja la planeé cuidadosamente					.658
Creía que para tener una relación de pareja, había que elegir muy bien sus características					.620
Creía que una relación de pareja se basaba en encontrar a la persona que cubriera las características ideales					.514
*Antes de andar con mi pareja consideré lo que él(ella) estaba planeando en su vida					.463
No. Reactivos 8	$\alpha=.812$	$\omega=.90$	$M=2.66$	$DE=.7850$	

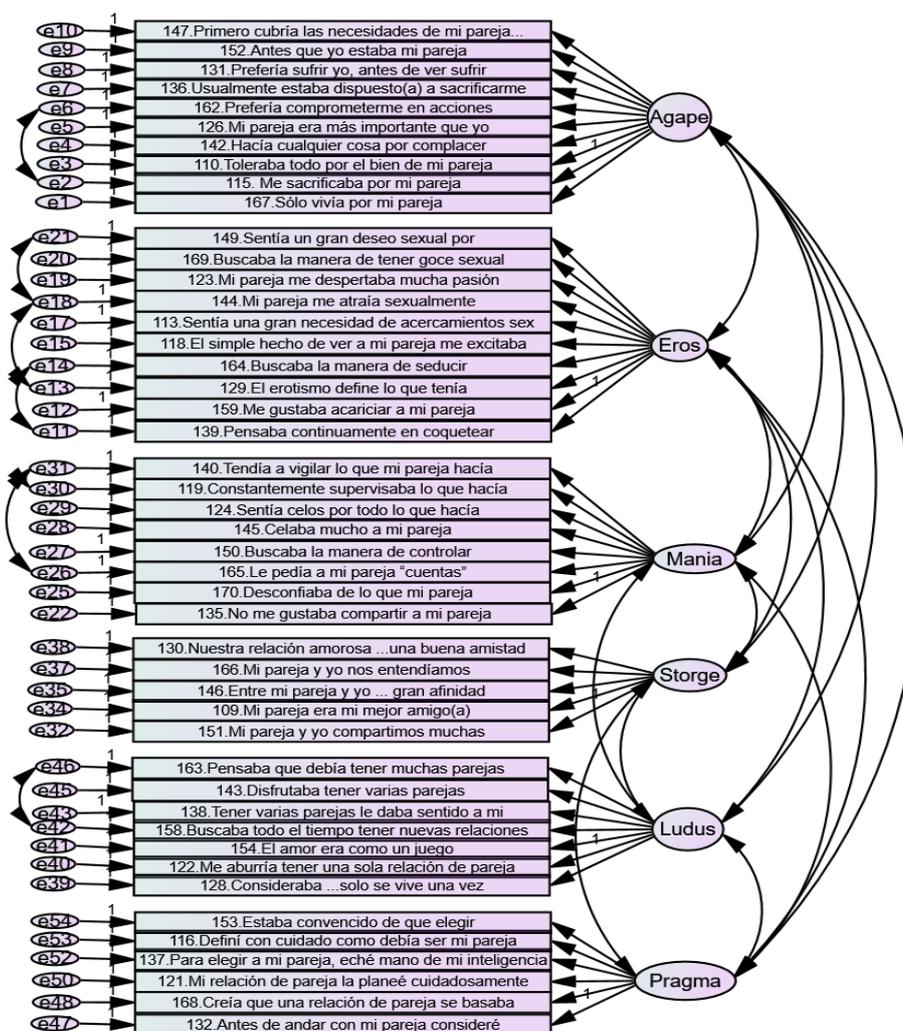


Figura 1. Análisis Factorial Confirmatorio del modelo de seis factores del IEAADR

Tabla 3. Índices de ajuste para las pruebas de los modelos de Invarianza por rol en el rompimiento (agente/pasivo) para el IEAADR

Modelo	$\chi^2(gI)$	χ^2/gI	CFI	RMSEA (IC 90%)	Comparación	$\Delta\chi^2$	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Escala de Disposición a Recibir Apoyo								
M1. Invarianza de configuración (Línea base)	3238.095 (1934)	1.674	.861	.042 (.039-.044)				
M2. Invarianza métrica o débil (λ restringidas)	3291.049 (1974)	1.667	.860	.042 (.039-.044)	M2 vs M1	52.954 (40), $p=.082$	-.001	.000
M3. Invarianza escalar o fuerte (λ y τ restringidos)	3346.828 (2020)	1.657	.859	.041 (.039-.044)	M3 vs M2	55.779 (46), $p=.153$	-.001	-.001
M4. Invarianza estricta (λ , τ , θ y restringidos)	3538.820 (2094)	1.690	.846	.042 (.040-.045)	M4 vs M3	191.992 (74), $p=.000$	-.013	.001
Criterios de corte						$p>.05$	≤ 0.01	≤ 0.015

λ : Cargas factoriales; τ : Interceptos; θ : Varianzas de error; CFI: Índice de Ajuste Comparativo; RMSEA: Raíz del Error Cuadrático Medio.

$r=.112^*$, mania-storge $r=-.047$, mania-ludus $r=.266^{**}$, mania-pragma $r=.049$, storge-ludus $r=-.197^{**}$, storge-pragma $r=.222^{**}$, ludus-pragma $r=.132^*$, ágape-eros $r=.213^{**}$, ágape-mania $r=.402^{***}$, ágape-storge $r=.061$, ágape-ludus $r=-.081$ y ágape-pragma $r=.078^3$.

Finalmente, se efectuaron AFC multigrupo para probar los modelos de invarianza que proponían que el IEAADR tendría una estructura de seis factores tanto en pasivos como agentes. En la Tabla 2 se muestran los resultados de las pruebas de los modelos de invarianza de configuración,

³ $p=.05$, $**p=.001$, $***p=.000$

línea base o libre (M1), de invarianza métrica o débil (M2), de invarianza escalar o fuerte (M3) y de invarianza estricta (M4). Para el IEAADR, éstos indicaron que el ajuste del modelo a los datos era adecuado. Enseguida se probó el modelo de invarianza escalar o fuerte (M3) en el que se restringieron las cargas factoriales e interceptos de la estructura factorial para que fueran iguales entre pasivos y agentes. En consecuencia, se encontró invarianza métrica y escalar, pero faltó el parámetro de la invarianza estricta para obtener la equivalencia completa de la estructura de la escala por quien dio por terminada la relación romántica (ver Tabla 3).

Discusión

Esta investigación estuvo encaminada al ajuste y validación del IEAA en el contexto del duelo romántico, de tal suerte que se ajustó la escala al tiempo en el cual los participantes se encontraban en su relación de pareja y se agregaron reactivos para así tener un auto-reporte de los estilos de amor de Lee (1973;1977) que reflejaran aquél que experimentaron las personas durante la relación que recién terminaron. Esto resultó particularmente relevante de estudiar ya que desde el inicio de este manuscrito se reconoce que la pérdida de una relación valiosa como la de pareja conlleva efectos psicológicos y físicos en las personas que resultan difíciles de enfrentar y superar para así reestablecer la homeostasis en sus vidas (Sánchez Aragón & Retana Franco, 2013; Sánchez Aragón & Martínez Cruz, 2014; Tizón, 2004).

Acto seguido se realizaron los análisis sugeridos por Reyes Lagunes y García y Barragán (2008) y Calleja (2022) para validar escalas de medición psicológica en donde únicamente se perdió un reactivo y el resto discriminaron, además los coeficientes de confiabilidad Alpha de Cronbach como el Omega de McDonald de la escala total fueron de .89 y .99 respectivamente –puntajes superiores a cualquier otra versión diseñada antes (Hendrick & Hendrick, 1986; Ojeda García, 2006; 2007) e incluso de algunos factores de las versiones aplicadas en España (Rodríguez Castro et al., 2012), Perú (Lascurain et al., 2017) y Malasia (Wan Shahrazad et al., 2012)–. Tras realizar el AFE se obtuvieron seis factores que explicaron el 57.02% de la varianza y que

corresponden tanto a la propuesta teórica que le subyace a la medida como a las configuraciones factoriales de las escalas previamente diseñadas para operacionalizar el constructo (Hendrick & Hendrick, 1986; Ojeda García, 2006; 2007) y a sus réplicas en otros países (Álvarez Ramírez & García Méndez, 2017; Barajas Márquez et al., 2019; Espíndola Jaime et al., 2018; Espinoza Romo et al., 2014; Lascurain et al., 2017; Peña García, 2017; Wan Shahrazad et al., 2012).

Los factores obtenidos mantuvieron sus nombres dado que en sus contenidos fueron congruentes con cada uno de los estilos de amor (Lee, 1973; 1977; Ojeda García, 2006; 2007) y mostraron coeficientes de confiabilidad entre .82 a .95. Así, el primer factor obtenido fue Ágape que se compone de 10 reactivos relativos a cuando la persona durante su relación daba prioridad a su pareja antes que a sí misma, se sacrificaba, le daba más importancia y vivía solo para su pareja. El segundo factor fue Eros que por medio de 11 ítems evalúa el deseo sexual, erotismo y pasión hacia la ex pareja. El factor de Manía estima con 10 reactivos la tendencia que tenía la persona de vigilar, supervisar, sentir celos, controlar y desconfiar a la pareja que se tenía. Por su parte el factor Ludus con 8 ítems muestra que la persona que responde tenía una orientación a tener varias parejas a la vez, concibiendo al amor como un juego y tener una pareja como aburrido. El quinto factor fue Storge (en algunos casos se le ha llamado Amistoso) con 8 reactivos muestra que la persona –durante su relación de pareja– concebía a su vínculo como una amistad profunda caracterizada por el entendimiento, afinidad y compatibilidad. Y finalmente, el factor Pragma a través de 8 ítems refleja cómo en su relación la persona planeó cuidadosa e inteligentemente tanto las características que deseaba de su ser amado como su ideal de interacción con él.

Ya realizado este AFE y con la intención de confirmar la estructura factorial de la escala obtenida previamente, se realizó un AFC y se obtuvo nuevamente un modelo de seis factores, solo que aquí se perdieron algunos reactivos debido a sus puntajes residuales. Los índices obtenidos que señalan el ajuste del modelo resultaron satisfactorios de acuerdo con Hu y Bentler (1999). Aquí el factor Ágape se conformó por 10 reactivos, Eros por 10, Manía por 8, Storge por 5, Ludus por 7 y Pragma por 6.

En general Mikulicer y Shaver (2022) señalan que los efectos más dramáticos que surgen ante la imposibilidad de acceso a la figura de apego son aquellos que ocurren tras la muerte o el rompimiento amoroso como pueden ser la ansiedad, tristeza, rumia, estrés (Eisma et al., 2022) y problemas inmunológicos. Y esto sucede debido a que las personas ya no están con quien puede satisfacer sus necesidades de seguridad, gratificación, apoyo y cercanía. En conexión con el inventario aquí validado, se puede decir que el que las personas hayan reportado experimentar alguno de los seis estilos de amor de Lee (1973; 1977) cuando se encontraban en su relación, puede “pronosticar” cierta vivencia durante el duelo romántico. Así, hipotetizando en los distintos escenarios podría ser que el amante ágape con su amor y compañía desinteresada ante un rompimiento se resignara más fácilmente dado que su prioridad es “el bienestar del otro”, por su parte el amante erótico pudiese tener la seguridad de encontrar a otra persona que le atraiga sexualmente ya que no ansía tener el amor pero confía en que llegará y Manía probablemente, sufriría más emocionalmente pues su amor es intenso, irracional y doloroso. Por su parte, el amante lúdico, se recuperaría fácilmente pues tiene otras personas disponibles para “jugar” al amor, la persona storge posee la seguridad y calma para encontrar a otra pareja pero quizá extrañaría la compañía y la intimidad compartida; finalmente pragma, ama por conveniencia por lo que podría encontrar a otra persona disponible con la cual tenga afinidades y pueda congeniar.

Finalmente, en cuanto al AFC multigrupo realizado, los resultados apoyaron el buen ajuste (excepto por el coeficiente NFI que si bien resultó de .815 lo deseable es que supere el .90) de los reactivos a la dimensionalidad propuesta por el IEAADR e indicaron que cuando los elementos de la estructura factorial se mantienen invariantes en función de quien dio por terminada la relación romántica, los índices de ajuste fueron satisfactorios, excepto en uno de los parámetros del modelo de invarianza estricta; en este caso se asumiría una invarianza parcial (Dimitrov, 2010), si bien se ha reconocido que las pruebas de invarianza estricta son excesivamente restrictivas (Bentler, 2001). Por tanto, los puntajes podrían ser predominantemente comparables entre los grupos

y el cambio en una unidad sería equivalente entre ellos. Teóricamente este hallazgo podría implicar diferencias en las maneras de experimentar el duelo romántico por parte de agentes y pasivos pues justamente la situación del rompimiento puede enviar mensajes específicos a cada persona que pueden interpretarse de maneras menos o más dolorosas (Bermúdez Oviedo et al., 2021).

En cuanto a las limitaciones de este estudio se puede mencionar que las muestras de hombres y mujeres, pasivos y agentes no fueron exactamente iguales, lo cual pudo haber determinado los resultados señalados; así como el factor del tiempo que puede interferir y generar error en la percepción del estilo de amor que se recuerda se tenía con la persona con la cual se ha dado el rompimiento.

A manera de conclusión puede decirse que el IEAADR mostró –tras la adaptación realizada y los AFE y AFC realizados– características psicométricas estables y robustas que evidencian que es una prueba con validez de contenido, validez de constructo y con confiabilidades altas. No obstante, a futuro sería necesario realizar más estudios psicométricos utilizando esta versión de la escala para generar una versión corta con menos ítems por factor que optimice su aplicación. En lo tocante al análisis de invarianza se puede decir, que sería idónea la exploración más a profundidad para ver la posibilidad de equivalencia de la medida aún llevando a cabo la prueba más estricta, o en caso de verificarse que las versiones de la escala son distintas, llegar a versiones más específicas al rol jugado durante el rompimiento (agente o pasivo) y a partir de ello profundizar en la experiencia del duelo romántico en cada caso. Con base en lo anterior, será posible su aplicación en la clínica y en la investigación lo que puede brindar información valiosa para saber cuál era el estilo de amor que las personas tenían en una relación que ha terminado guiando a la identificación sobre el pronóstico del duelo romántico, lo cual es central en su tratamiento y comprensión.

Referencias

- Agnew, C. R. (2000). Cognitive interdependence and the experience of relationship loss. En J. H. Harvey & E. D. Miller (Eds.), *Loss and trauma: General and close relationship*

- perspectives* (pp. 385-398). Brunner-Routledge.
- Álvarez Ramírez, E., & García Méndez, M. (2017). Estilos de amor y culpa como predictores de la satisfacción marital en hombres y mujeres. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 22(1), 76-85. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=29251161007>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Barajas Márquez, M W., Cruz del Castillo, C., & Rosales Sarabia, R. M. (2019). Forms and styles of love: Couple relationships and sexual patterns among Mexican youth. *Journal of Behavior, Health & Social Issues*, 11(1), 1-10. <http://dx.doi.org/10.22201/fesi.20070780.2019.11.1.75762>
- Bentler, P. M. (2001). *EQS 6 structural equations program manual*. Multivariate Software.
- Bermúdez Oviedo, I., García Méndez, M. y Rivera Aragón, S. (2021). Diseño y validación de la escala de sensibilidad al rechazo amoroso. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 60(3), 169-181. <https://doi.org/10.21865/RIDEP60.3.14>
- Boerner, K., Stroebe, M., Schut, H., & Wortman, C. B. (2015). Theories of grief and bereavement. En Pachana, N. (Eds.) *Encyclopedia of Geropsychology* (pp. 1-10). Springer.
- Calleja, N. (2022). *Apuntes para la materia de Construcción de Instrumentos*. Manuscrito no publicado.
- 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
- Cronbach, L. J., & Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin*, 52(4), 281-302. https://conservancy.umn.edu/bitstream/handle/11299/184279/1_07_Cronbach.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Dimitrov, D. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43, 121-149. <https://doi.org/10.1177%2F0748175610373459>
- Domínguez Lara, S. A. D., & Merino Soto, C. M. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328.
- Eisma, M. C., Tonus, D., & de Jong, P. J. (2022). Desired attachment and breakup distress relate to automatic approach of the ex-partner. *Journal of Behavioral Therapy and Experimental Psychiatry*, 75, 101713. <https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2021.101713>
- Espíndola Jaime, E., Rojas Ordaz, C., & Monroy Hernández, E. (2018). Estilos de amor: Su prevalencia en adultos de Tequixquiac. *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*, 21(3), 873-885. <https://www.medigraphic.com/pdfs/epsicologia/epi-2018/epi183e.pdf>
- Espinoza Romo, A., Correa Romero, F., & García y Barragán, L. (2014). Percepción social de la infidelidad y estilos de amor en la pareja. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 19(1), 135-147. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=29232614008>
- Hendrick, C., & Hendrick, S. (1986). A theory and method of love. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50(2), 392-402. <https://doi:10.1037/0022-3514.50.2.392>
- Hernández-Sampieri, R., & Mendoza, C. (2018). *Metodología de la investigación. Las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta*. Editorial Mc Graw Hill Education. ISBN: 978-1-4562-6096-5.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>.
- Lascurain Wais, P., Lavandera Liria, M., & Manzanares Medina, E. (2017). Propiedades psicométricas de la escala de actitudes sobre el amor (LAS) en universitarios peruanos. *Acta*

- Colombiana de Psicología*, 20(2), 270-281.
<https://doi.org/10.14718/ACP.2017.20.2.13>
- Lee, J. (1977). A typology of styles of loving. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 3, 173-182.
<https://doi.org/10.1177/014616727700300204>
- Lee, J. A. (1973). *Colours of love: An exploration of the ways of loving*. New Press.
- Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2022). An attachment perspective on loss and grief. *Current Opinion in Psychology*, 45, 101283.
<https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2021.11.003>
- Molina, V. (2019). Sobre el amor. *Vida y salud*, 98.
<http://cscbiblioteca.com/Psicologia%20OK/Sobre%20el%20amor.pdf>
- O'Connor, N. (2019). *Déjalos ir con amor: La aceptación del duelo*. Trillas.
- Ojeda García, A. (2006). Inventario de Estilos de Amor para Adultos. En M. L. Velasco Campos y M. Luna (Eds.). *Instrumentos de evaluación en terapia familiar* (pp. 200-222). Pax México.
- Ojeda García, A. (2007). Evaluación de diferentes estilos de vínculos de pareja: Residentes (México DF) y migrantes (EEUU). *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 2(24), 59-76.
<https://www.redalyc.org/pdf/4596/459645447003.pdf>
- Patrón Rodríguez E. I. (2004). *Duelo amoroso: Una propuesta para la elaboración de la ruptura amorosa*. Tesis inédita de Licenciatura. Universidad Nacional Autónoma de México. Ciudad de México, México.
- Peña García, T. P. (2017). Características psicométricas de la adaptación del Inventario sobre Estilos de Amor en Jóvenes y Adultos de Lima metropolitana. Tesis inédita de Licenciatura. Universidad de Lima, Perú.
- Reyes Lagunes, I., & García y Barragán, L. F. (2008). Procedimiento de validación psicométrica culturalmente relevante: Un ejemplo. En S. Rivera Aragón, R. Díaz Loving, R. Sánchez Aragón e I. Reyes Lagunes (Eds.). *La Psicología Social en México XII* (pp. 625-636). México: AMEPSO.
- Rodríguez-Castro, Y., Lameiras, M., Carrera, M., & Vallejo-Medina, P. (2013). Validación de la Escala de Actitudes hacia el Amor en una muestra de adolescentes. *Estudios de Psicología*, 34(2), 209-219.
<https://doi.org/10.1174/021093913806751429>
- Rodríguez-Castro, Y., Lameiras, M., Carrera, M., & Vallejo-Medina, P. (2013). Validación de la Escala de Actitudes hacia el Amor en una muestra de adolescentes. *Estudios de Psicología*, 34(2), pp. 209-219.
<https://doi.org/10.1174/021093913806751429>
- Sánchez Aragón, R., & Martínez Cruz, R. (2014). Causas y Caracterización de las Etapas del Duelo Romántico. *Acta de Investigación Psicológica*, 4(1), 1329-1343.
- Sánchez Aragón, R., & Retana Franco, B. E. (2013). Evaluación tridimensional del duelo amoroso en México. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 2(36), 49-69.
https://www.aidep.org/03_ridep/R36/Art.%203.pdf
- Sbarra, D. A., & Emery, R. E. (2005). The emotional sequelae of nonmarital relationship dissolution: Analysis of change and intraindividual variability over time. *Personal Relationships*, 12(2), 213-232.
<https://doi.org/10.1111/j.1350-4126.2005.00112.x>
- Tizón, J. L. (2004). *Pérdida, pena, duelo*. Paidós.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70.
<https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Wan Shahrazad, W., Hoesni, M., & Chong, S. (2012). Investigating the Factor Structure of the Love Attitude Scale (LAS) with Malaysian Samples. *Asian Social Science*, 8(9), 66-73.
<http://dx.doi.org/10.5539/ass.v8n9p66>