

Propiedades psicométricas de la Escala de Disposición a Mentir (EDM-22) en la relación de pareja en universitarios

Psychometric properties of the Lie Disposition Scale (EDM-22) in university students' romantic relationships

Ashlie L. Soto¹  , Karina Ospina-Solórzano¹ , Adriana P. Jauregui¹ 

¹ Universidad Peruana Unión, Lima, Perú

Cómo citar

Soto AL, Ospina-Solórzano K, Jauregui AP. "Propiedades psicométricas de la Escala de Disposición a Mentir (EDM-22) en la relación de pareja en universitarios", **Avances en Psicometría Iberoamericana (API)**, vol. 1, Diciembre 2025, <https://doi.org/10.26495/jm447p34>

Información del artículo

Recibido: 08/10/2025
Aceptado: 20/11/2025
Publicado: 30/12/2025

Autor correspondencia

Ashlie L. Soto
ashliesoto@upeu.edu.pe

Este artículo es de acceso abierto distribuido bajo los términos y condiciones de la Licencia Creative Commons Attribution

(CC BY) 

RESUMEN: El objetivo del presente estudio fue construir y validar las propiedades psicométricas de la escala de disposición a mentir (EDM-22) en la relación de pareja en universitarios. Los participantes fueron 309 universitarios para el estudio piloto y 979 universitarios para el confirmatorio. En el estudio piloto, se evaluó la validez basada en el contenido a través del criterio de jueces y se realizó el AFE que mostró la estructura de 3 dimensiones. En el estudio confirmatorio, el modelo presentó adecuados índices de ajuste (RMSEA = .052 [IC90% .048 – .056]; CFI=.97; TLI=.96) y valores adecuados de fiabilidad en las dimensiones: Consenso (α =.83), satisfacción (α =.87) y cohesión (α =.86). Se planteó un modelo SEM para evaluar la relación latente entre la escala de disposición a mentir y las escalas de satisfacción en la relación de pareja y comunicación auto percibida en la relación de pareja, el cual presentó adecuados índices de ajuste ($\chi^2 = 1738.80$; $df = 725$; $p = .000$; RMSEA=.038; CFI=.98; TLI=.98). Se concluye que la escala presenta adecuadas propiedades psicométricas de validez y confiabilidad en el contexto universitario.

Palabras Claves: Relación de pareja; Disposición a mentir; Consenso, Satisfacción; Cohesión

ABSTRACT: *The objective of this study was to construct and validate the psychometric properties of the willingness to lie scale (EDM-22) in university students' romantic relationships. The participants were 309 university students for the pilot study and 979 university students for the confirmatory study. In the pilot study, content validity was assessed using expert judges, and CFA was performed, revealing a three-dimensional structure. In the confirmatory study, the model presented adequate fit indices (RMSEA = .052 [90% CI .048 – .056]; CFI=.97; TLI=.96) and adequate reliability values in the dimensions: Consensus (α =.83), satisfaction (α =.87), and cohesion (α =.86). An SEM model was proposed to evaluate the latent relationship between the willingness to lie scale and the scales of satisfaction in the couple relationship and self-perceived communication in the couple relationship, which presented adequate fit indices ($\chi^2 = 1738.80$; $df = 725$; $p = .000$; RMSEA = .038; CFI = .98; TLI = .98). It is concluded that the scale has adequate psychometric properties of validity and reliability in the university context.*

Palabras Claves: Relationship; Willingness to lie; Consensus, Satisfaction; Cohesion

1. INTRODUCCIÓN

Dentro de las relaciones interpersonales que se construyen a lo largo de la vida, la relación de pareja es una de las más complejas e importantes del ser humano (Becerril, 2001, Buss, 2005 y Valdez-Medina, 2009). Al pretender unir a dos individuos con características personales, experiencias, actitudes y creencias diferentes, la relación de pareja se verá envuelta de constantes cambios y existe la posibilidad de estar siempre predispuesta a entrar en conflicto (Barajas, et al., 2012). Entre los factores que generan los conflictos más habituales en la relación de pareja, se encuentran: infidelidad, falta de comunicación, celos y la pérdida de libertad (Isaza, 2011). Asimismo, Hammen (2006) afirma que cuando el conflicto de pareja perdura en el tiempo, influye en la aparición de diversos problemas de salud e incluso pueden llegar a producir círculos viciosos. Varios estudios evidenciaron problemas de salud mental como consecuencia del conflicto en la relación de pareja como: depresión, trastorno bipolar, alcoholismo y trastorno de alimentación (García, 2002).

Uno de los factores asociados a esta problemática es la mentira, puesto que Yañez, et al. (2020), afirma que existe preocupación en la relación de pareja, la cual se ve afectada por este factor incluso poniéndola en crisis. En relación a ello, Nuñez, et al. (2015) evidenciaron que la mentira en la relación no se puede perdonar puesto que se pierde la confianza, la cual es la base de una relación de pareja, llegando a generar inseguridad. Por tanto, la mentira suele convertirse en un bucle de malestar e insatisfacción, y tras una mentira o muchas mentiras continuadas; dependiendo de la gravedad y la importancia de esos engaños, una pareja puede salir profundamente dañada emocionalmente o incluso llegar a quebrantar la relación amorosa.

Se reporta que las rupturas de la relación en los jóvenes presentan reacciones ansiosas y depresivas tales como tristeza, angustia, desilusión, sentimientos de culpa e inutilidad, inseguridad y sensación de haber fracasado, así también reacciones físicas como sensación de ahogo, diaforesis, tensión muscular, sofocos y mareos, sin embargo, si no se maneja adecuadamente puede desencadenar futuros trastornos psicopatológicos (Caruso, 2003; Fisher, 2004 y Barajas y Cruz del Castillo, 2017).

De forma semejante, otro estudio realizado en universitarios colombianos de 18 a 28 años, encontró que la mentira está relacionada con algunos aspectos de la violencia en las relaciones de pareja, por otro lado, mencionan que la falta de comunicación en la pareja genera consecuencias tales como las mentiras, debido a que, ante la confrontación con sus parejas, estos no son capaces de decir las verdades (Botero, Builes, García, Gil, Ramírez & Holguín, 2016).

Frente a esta problemática es importante contar con instrumentos fiables y válidos que permitan una adecuada medición del constructo. No obstante, existen pocos instrumentos reportados en la literatura científica, uno de ellos son los cuestionarios ATRAMIC. Específicamente el cuestionario para medir disposición a mentir, el cual presenta cinco factores: (a) Deseabilidad social, (b) Autorregulación emocional al mentir, (c) Negación y justificación de la mentira, (d) Autoengaño y (e) Frialdad emocional al mentir. Para evaluar la validez de constructo se utilizó el análisis factorial exploratorio (AFE) utilizando rotación oblimin. Los resultados del AFE evidenciaron que los cinco factores explican solo el 34% de la varianza total. Además, el cuestionario mostró un nivel alto de fiabilidad total ($\alpha = .81$) (Armas-Vargas, 2012). Sin embargo, en este estudio se observa una serie de limitaciones metodológicas: (a) la varianza total explicada de los cinco factores es muy bajo, (b) solo se realizó un AFE para estudiar la estructura factorial de la escala, (c) no se evaluaron otras evidencias psicométricas de la escala, como validez basada en la relación con otras variables e invarianza factorial. (d) Por último, se evaluó la fiabilidad de la escala a través del coeficiente alpha de Cronbach sin verificar el cumplimiento de sus supuestos.

Es importante mencionar que, debido a la escasez de instrumentos para medir la disposición a mentir en la relación de pareja, algunos estudios construyeron su propio instrumento. Uno de ellos fue el estudio de Yañez, Ferrel, Ortiz y Yañez (2017), donde el objetivo principal fue evaluar el efecto de la mentira en las relaciones de pareja en universitarios. En la parte cualitativa del estudio, se realizó la validez de contenido a través de tres jueces expertos. En la parte cuantitativa, la validez del constructo se estimó mediante un modelo de Rasch y para la fiabilidad se utilizó el coeficiente alpha de Cronbach

($\alpha = .88$). Este instrumento también presenta varias limitaciones: (a) Se reportan pocas evidencias sobre la estructura interna de la escala, (b) se utiliza el coeficiente alpha de Cronbach, sin verificar el cumplimiento de sus supuestos y (c) no mide la disposición a mentir, sino el efecto de las situaciones de engaño en la relación de pareja.

Ante esto, se hace evidente la carencia de un instrumento válido para medir la disposición a mentir en la relación de pareja en universitarios. Por todo lo anterior, surgió la necesidad de desarrollar y estudiar las propiedades psicométricas de una escala para medir la disposición a mentir en universitarios peruanos.

Delimitación conceptual

González (2010) manifiesta que la mentira es una actividad que ocurre de manera constante en nuestro contexto social. Además, Pérez (1996) la menciona como una expresión que tiene un significado falso, pronunciada con la intención de engañar. De la misma forma, Mahon (2016) determina a la mentira en cuatro condiciones: primero, mentir requiere que una persona haga un enunciado, la condición del enunciado. Segundo, mentir requiere que la persona, que miente, crea que el enunciado es falso, la condición de no-verdad. Tercero, mentir requiere que haya otra persona a la que se le dirija el enunciado no verdadero, la condición del receptor. Cuarto, mentir requiere que la persona, que miente, tenga la intención de que la otra persona crea el enunciado no verdadero como verdadero, la condición de la intención de engañar al receptor.

Partiendo de lo anterior, la mentira podría reconocerse como omnipresente en las actividades humanas, a pesar de que se le niegue. La mentira está asociada como fuente detonante o argumento de conflictos y rupturas en una relación de pareja (Yañez, Ferrel, Ortiz y Yañez, 2016). Por lo que, es relevante poder saber cómo implica la mentira dentro de la relación de pareja.

Por lo explicado, se define la disposición a mentir en la relación de pareja como el acto intencionado de mentir por medio de palabras o comportamientos, que van en contra de lo que se cree, se piensa o se sabe, hacia la pareja con el fin de evitar o atenuar un mal para el bienestar de la relación. En este contexto, se consideró los aportes de Spanier (1976) y Scorsolini-Comin y Dos Santos (2012), quienes señalan cuatro componentes de las relaciones de pareja, el cual es aplicable para matrimonios y a otro tipo de parejas, tales como en condición de convivencia, de cualquier orientación sexual, noviazgo (Kurdek y Schmitt, 1986; Graham, Liu & Jeziorski, 2006). Respecto a dichos componentes, estos fueron usados y adaptados como dimensiones para la escala, de la siguiente manera: En primer lugar, el consenso, indica la disposición a mentir respecto al grado de acuerdo en aspectos importantes como puede ser en el manejo de la economía, cuestiones religiosas, relación con la familia de origen, las amistades, la toma de decisiones, entre otras, de la relación que van en contra del acuerdo existente entre ambos miembros de la pareja.

En segundo lugar, la satisfacción, hace referencia a la disposición a mentir en cuanto al grado de satisfacción que tiene la persona en la relación de pareja en el momento presente y con el compromiso para continuar con la misma. Esto se puede conocer por medio de las preocupaciones, deseos, objetivos que se tiene de la relación, por medio de halagos, caricias y detalles. En tercer lugar, la cohesión, señala la disposición a mentir respecto a que la pareja se implique en actividades e intereses conjuntas. Esto se puede manifestar en la participación junta en actividades, salir, intercambiar ideas, reír juntos, o trabajar en algún proyecto.

Por lo expuesto, se tiene como objetivos para el estudio: a) evaluar la validez de contenido de la escala de disposición a mentir en la relación de pareja en universitarios, b) evaluar la validez basada en la estructura interna en la construcción de la escala de disposición a mentir en la relación de pareja en estudiantes universitarios, c) evaluar la invarianza factorial de la escala de disposición a mentir en la relación de pareja en universitarios, d) evaluar la fiabilidad de la escala de disposición a mentir en la relación de pareja en estudiantes universitarios, y e) evaluar la validez de criterio de la escala de disposición a mentir en la relación de pareja en estudiantes universitarios.

2. MÉTODO

Participantes

El estudio es de diseño no experimental y contó con la recolección de dos muestras, la primera muestra piloto fue conformada por 309 participantes universitarios peruanos de ambos sexos (30.1% varones y 69.9% mujeres) entre las edades de 16 a 25 años ($M=20.5$; $DS=2.36$). En el estudio confirmatorio participaron 979 universitarios peruanos de ambos sexos (19.41% varones y 80.59% mujeres), cuyas edades oscilan entre los 18 a 30 años de edad ($M=23.0$; $DS=3.45$).

Se utilizaron los siguientes criterios de inclusión en las dos muestras: (a) estudiantes pertenecientes a universidades públicas y privadas de Lima, (b) universitarios matriculados en alguna carrera profesional, (c) universitarios de ambos sexos, (d) estudiantes entre las edades de 17 a 30 años, (e) universitarios que estén o hayan estado en una relación de pareja (1 año desde la última vez que tuvieron una pareja), (f) estudiantes que firmen el consentimiento informado.

Tabla 1
Análisis sociodemográfico de los participantes

Datos sociodemográficos	Muestra piloto		Muestra grande	
	n	%	n	%
Género				
Femenino	216	69.9%	798	80.59
Masculino	93	30.1%	181	19.41%
Procedencia				
Costa	209	67.6%	722	73.74%
Sierra	69	22.3%	194	19.81%
Selva	31	10.0%	63	6.43%
Facultad				
FCS	115	37.2%	819	83.65%
FACIHED	72	23.3%	66	6.74%
FCE	64	20.7%	29	2.96%
FIA	56	18.1%	65	6.63%
FACTEO	2	.6%	0	.0%
En relación				
No está en una relación	109	35.27%	682	69.66%
Sí está en una relación	200	64.72%	297	30.33%

Nota: FCS= Facultad de Ciencias de la Salud; FACIHED= Facultad de Ciencias y Humanidades; FCE= Facultad de Ciencias Empresariales; FIA=Facultad de Ingeniería y Arquitectura; FACTEO= Facultad de Teología

Instrumentos

Escala de disposición a mentir en la relación de pareja en estudiantes universitarios (EDM-22)

Se trata de un instrumento construido para evaluar la disposición a mentir en la relación de parejas universitarias. Consta de 22 ítems con 5 categorías de respuesta de tipo Likert (1=nunca, 2=ocasionalmente, 3=a veces, 4=a menudo, 5=siempre), y 3 dimensiones: Consenso (6, 9, 14, 16, 19, 21, 22), satisfacción (1, 3, 4, 8, 10, 12, 15, 18). Las posibles puntuaciones oscilan entre 22 a 110, donde a mayor puntuación, mayor será la disposición a mentir en la relación de pareja.

Escala de satisfacción en la relación de pareja (SCR; Urbano et al., 2017)

Para el estudio se utilizó la versión española de Urbano et al. (2017), la cual presentó valores adecuados de fiabilidad de los ítems mediante el coeficiente alfa de Cronbach ($\alpha = .93$), a su vez, adecuados índices de ajuste ($\chi^2=91.367$ (35); $p < .000$; CMIN/DF=2.610; RMSEA =.072; SRMR=.035; NFI=.95; GFI=.95; TLI=.96; CFI=.97). Está conformada por 10 ítems con 4 opciones de respuesta Likert (1 "Desacuerdo total" a 4 "Acuerdo"). Las puntuaciones posibles de la ESP- 10 fluctúan entre 10 a 40, entendiéndose que, a mayor puntuación obtenida, mayor satisfacción en la pareja.

Escala de Comunicación Autopercebida en la Relación de Pareja (CARP; Iglesias, Urbano y Martínez, 2018)

Para el estudio se utilizó la versión original española realizada por Iglesias, Urbano y Martínez (2018) en personas que sostenían una relación de pareja. Presentó valores adecuados de fiabilidad global mediante el coeficiente alfa de Cronbach ($\alpha = .85$), a su vez, adecuados índices de ajuste (GFI=.976; CFI=.982; NFI=.958; RMSEA=.047). Se compone de 8 ítems con 4 opciones de respuesta tipo Likert (1= "Totalmente en desacuerdo" a 4= "Totalmente de acuerdo"). Las puntuaciones varían entre 8 a 32, comprendiendo que, a mayor puntuación obtenida, mayor comunicación en la pareja.

Ficha de registro: características sociodemográficas de los participantes

Se elaboró una ficha de datos sociodemográficos en Google Forms, donde se pedía registrar su edad, sexo, procedencia, si mantiene una relación amorosa actual o no, la carrera que estudia, ciclo académico y en qué universidad estudia.

Proceso de recolección de datos y aspectos éticos

El estudio obtuvo la aprobación ética del Centro de Investigación e Innovación en Salud (CIISA) de la Universidad Peruana Unión (N° 00319-2021), y se cumplieron con los estándares de la declaración de Helsinki (Asociación Médica Mundial, 2013). Los datos fueron recolectados a través del método bola de nieve (tipo de muestreo no probabilístico) por medio del formulario virtual (Google Forms), el cual fue enviado a los estudiantes a través de redes sociales (Facebook, Instagram y WhatsApp). Terminando el llenado de la encuesta se les pidió una captura de pantalla como evidencia de haber finalizado, a su vez se les solicitó que lo compartieran a sus conocidos. En la primera parte de la encuesta se explicaron los objetivos del estudio, el tiempo requerido para llenarlo y el consentimiento informado. A su vez, se garantizó la confidencialidad de la información. Cabe resaltar, que solo los participantes que dieron su consentimiento informado pudieron completar las secciones del formulario.

Análisis de datos

En primer lugar, se dispuso de jueces para desarrollar la validez de contenido en base a cuatro criterios: relevancia, coherencia, claridad y contenido de constructo. Para lo cual, se utilizó el coeficiente V de Aiken (Aiken, 1980), donde éste puede obtener valores que van de 0 a 1, considerando que la validez de contenido es cuanto más cerca de 1, indica que el ítem es adecuado para medir el constructo (Penfield y Giacobbi, 2004). Se continuó con la verificación del cumplimiento de los supuestos para realizar el AFE como la prueba de Medida de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), por tanto manifiesta que mientras el valor obtenido esté más cerca de 1 implica que la relación entre las variables es alta (Kaiser, 1974); y la prueba de esfericidad de Bartlett, compara si la matriz de correlaciones es una matriz de identidad, lo que indicaría que el modelo factorial es inadecuado

(Dziuban & Shirkey, 1974; Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Asimismo, se prosiguió con el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) para comprobar con mayor exactitud los factores subyacentes del instrumento (Reise, Waller, & Comrey, 2000), y a su vez, para definir el número de dimensiones se utilizó el Análisis Paralelo (Horn, 1965).

Por último, se analizó la media aritmética, la desviación estándar, asimetría y curtosis, siendo estos estadísticos descriptivos de los ítems (Álvarez, 2007). Posteriormente, se llevó a cabo el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), el cual determina si las dimensiones e indicadores latentes obtenidos y sus cargas corresponden con la teoría o hipótesis planteada. Considerando que los datos fueron ordinales se utilizó el estimador WLSMV (mínimos cuadrados ponderados con media y varianza ajustada) (Brown, 2015). Para la evaluación del modelo se escogerá el índice de ajuste comparativo (CFI>.95), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA<.06) (Hu & Bentler, 1999).

En cuanto, a la validez basada en la relación con otros constructos se planteó un modelo SEM para evaluar la relación latente entre la escala disposición a mentir en la relación de pareja y las escalas de satisfacción en la relación de pareja y comunicación auto percibida en la relación de pareja. Para el análisis estadístico se empleó el programa RStudio versión 4.0.4 (RStudio Team, 2018).

3. RESULTADOS

Estudio piloto

Validez de contenido

Se obtuvo la validez de contenido mediante el criterio de expertos, por lo cual se calculó los coeficientes mediante el método de validez V de Aiken. Abad, et al, (2006) mencionan que los coeficientes pueden obtener valores que van de 0 a 1; estimando que la validez de contenido es cuanto más cerca de 1, indica que el ítem es adecuado para medir el constructo. La mayoría de los ítems presentan valores superiores a .80 en cuanto a relevancia, coherencia, claridad y contenido, lo cual proporciona la validez de contenido del instrumento. Sin embargo, un ítem (33) presentó coeficiente bajo en relación a relevancia y algunos ítems (5, 7, 12 y 32) fueron eliminados por recomendación de expertos. Asimismo, otros ítems, 26, 34, 1, 4, 14, 24, 6 y 27, fueron modificados por observación en la redacción (ver tabla 2) y los ítems 15 y 29 cambiados de dimensiones por sugerencia de expertos.

Análisis factorial exploratorio

Se calcularon los índices de adecuación muestral que fueron considerados como buenos y significativos (KMO = .94; Bartlett = 421.89, $p < .001$) lo que indica que es apropiado realizar el análisis factorial. La determinación del número de factores se realizó mediante el análisis paralelo (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) y rotación oblimin, que evidenció la existencia de tres factores (ver figura 1).

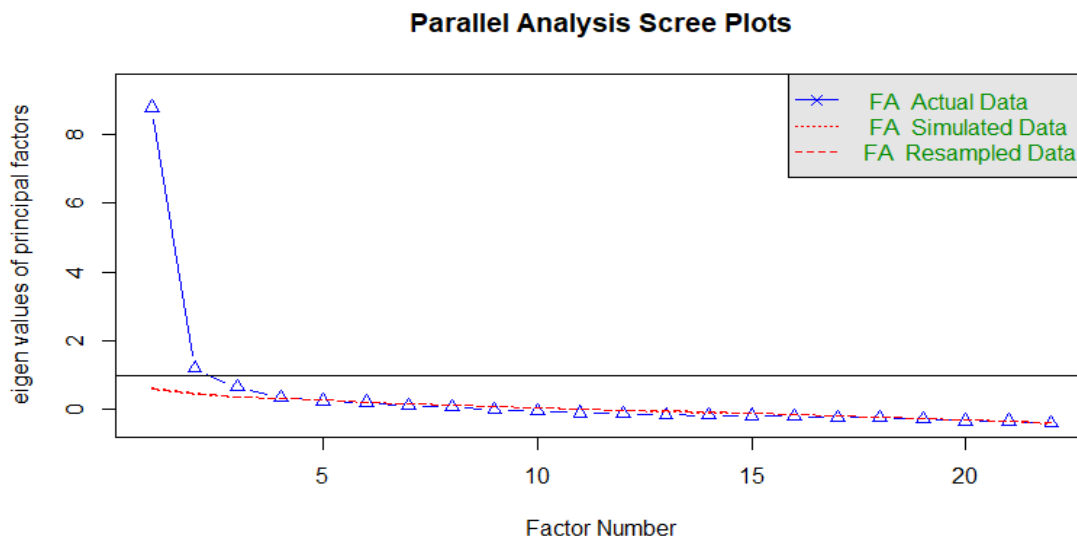


Figura 1. Análisis Paralelo

Estudio Confirmatorio

Análisis descriptivo de los ítems

Se aprecia en la tabla 2, que el ítem 14 (“Le digo a mi pareja que no estoy celoso(a), cuando la(o) veo con algún amigo(a), pero en realidad sí lo estoy”) presenta la puntuación promedio más alta en la muestra (M = 2.10). En cambio, el ítem 3 (“Le digo a mi pareja que sus besos me gustan, cuando no es cierto”), el ítem 5 (“Le digo a mi pareja que me gusta el mismo deporte que a él/ella, pero no es cierto”) y el ítem 7 (“Le digo a mi pareja que me reuniré a hacer trabajos con mis amigos(as) aunque no es cierto, para no salir con él/ella”) presentan la puntuación promedio más baja en el grupo de participantes (M = 1.33). Además, se aprecia que la mayoría de los participantes tienen a marcar las categorías inferiores de la escala. Sin embargo, también hay un grupo importante de personas que marcan las categorías superiores.

Respecto a los índices de asimetría y curtosis, se aprecia que la mayoría de los ítems presentan adecuados índices ($As < \pm 2$; $Ku < \pm 7$). No obstante, algunos ítems presentan una distribución marcadamente asimétrica (3, 5, 7, 8, 12, 13, 15, 17, 22) y para Kurtosis son los mismos ítems menos el 17.

Tabla 2
Análisis descriptivo de los ítems

Ítems	M	SD	g1	g2	Categorías de respuesta				
					A	B	C	D	E
1	1.66	.98	1.38	4.14	62.7%	15.4%	17.0%	3.1%	1.8%
2	1.64	.89	1.28	4.08	58.6%	22.4%	16.0%	1.9%	1.0%
3	1.33	.76	2.49	9.07	79.9%	10.3%	7.2%	1.8%	.8%
4	1.48	.84	1.77	5.54	70.1%	15.8%	10.8%	2.6%	.7%
5	1.33	.75	2.52	9.32	80.1%	10.4%	6.8%	1.8%	.8%
6	1.79	1.00	1.12	3.52	52.2%	24.5%	16.6%	5.0%	1.6%
7	1.33	.73	2.39	8.80	78.3%	12.2%	7.6%	1.2%	.7%

Ítems	M	SD	g1	g2	Categorías de respuesta				
					A	B	C	D	E
8	1.34	.76	2.53	9.53	78.5%	12.4%	6.2%	1.8%	1.0%
9	1.74	1.09	1.41	4.05	60.8%	17.1%	13.3%	5.5%	3.4%
10	1.51	.89	1.89	6.12	68.9%	17.5%	8.8%	3.5%	1.4%
11	1.48	.87	1.94	6.29	71.3%	15.2%	9.2%	3.1%	1.2%
12	1.34	.77	2.44	8.79	79.5%	10.1%	7.9%	1.6%	.9%
13	1.44	.84	2.09	7.09	73.0%	14.8%	8.6%	2.3%	1.2%
14	2.10	1.10	.79	2.89	37.9%	29.0%	22.3%	7.3%	3.6%
15	1.38	.80	2.37	8.45	76.8%	13.2%	6.5%	2.5%	1.0%
16	1.72	.93	1.29	4.23	53.0%	28.5%	13.2%	3.9%	1.4%
17	1.45	.84	2.04	6.84	71.9%	16.0%	8.2%	2.8%	1.1%
18	1.74	1.02	1.34	4.09	56.2%	23.2%	13.3%	5.1%	2.2%
19	1.75	1.08	1.43	4.23	58.4%	20.2%	12.9%	4.8%	3.7%
20	1.49	.86	1.86	6.16	69.4%	16.6%	10.6%	2.0%	1.3%
21	1.71	1.03	1.44	4.38	58.8%	20.8%	13.3%	4.3%	2.8%
22	1.46	.88	2.11	7.20	72.5%	14.6%	9.0%	2.0%	1.8%

Nota: M = Mean; SD= Standard Deviation; g1= Skewness; g2 = Kurtosis; A= Nunca; B= Ocasionalmente; C= A veces; D= A menudo; E=Siempre.

Validez basada en la estructura interna

En la tabla 3 se aprecia que el modelo 1 presenta adecuados índices de ajuste en la muestra total de participantes (RMSEA = .052 [IC90% .048 – .056]; CFI=.97; TLI=.96). Además, este modelo presenta un mejor ajuste que el modelo 2 (RMSEA = .068 [IC90% .064 – .072]; CFI=.95; TLI=.94).

Tabla 3

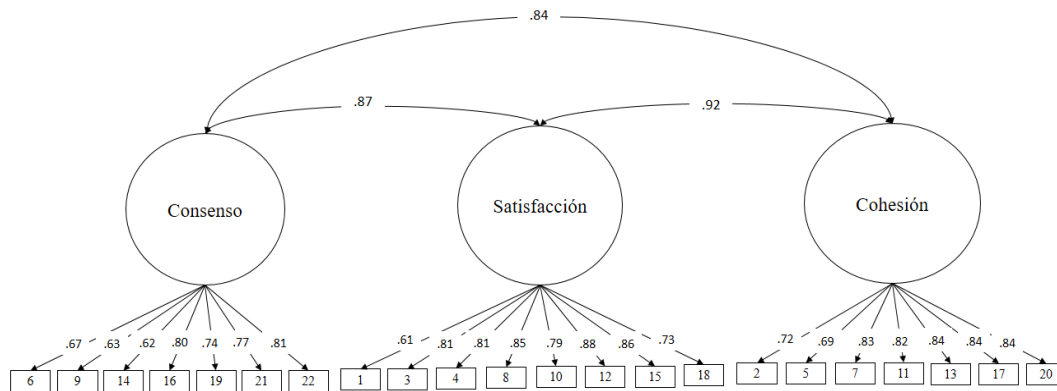
Índices de ajuste de los modelos propuestos

Modelo	χ^2	df	P	CFI	TLI	SRMR	RMSEA [90%CI]
Modelo 1	748.31	206	.000	.97	.96	.042	.052 [.048 - .056]
Modelo 2	1145.562	209	.000	.95	.94	.053	.068 [.064 - .072]

Nota: Model 1= Modelo de 3 dimensiones relacionadas; Model 2= Modelo unidimensional; χ^2 = Chi square; df= degrees of freedom; SRMR: Standardized Root Mean Square Residual; TLI= Tucker-Lewis Index; CFI= Comparative Fit Index; RMSEA= Root Mean Square Error of Approximation; α = Alpha de Cronbach; ω = Omega de McDonald.

Se aprecia en la figura 1, que todos los ítems presentan un peso factorial alto en la dimensión que les corresponde. También, se aprecia que las dimensiones están relacionadas entre sí, coincidiendo con el planteamiento original de la escala.

Figura 2
Modelo de tres factores relacionados

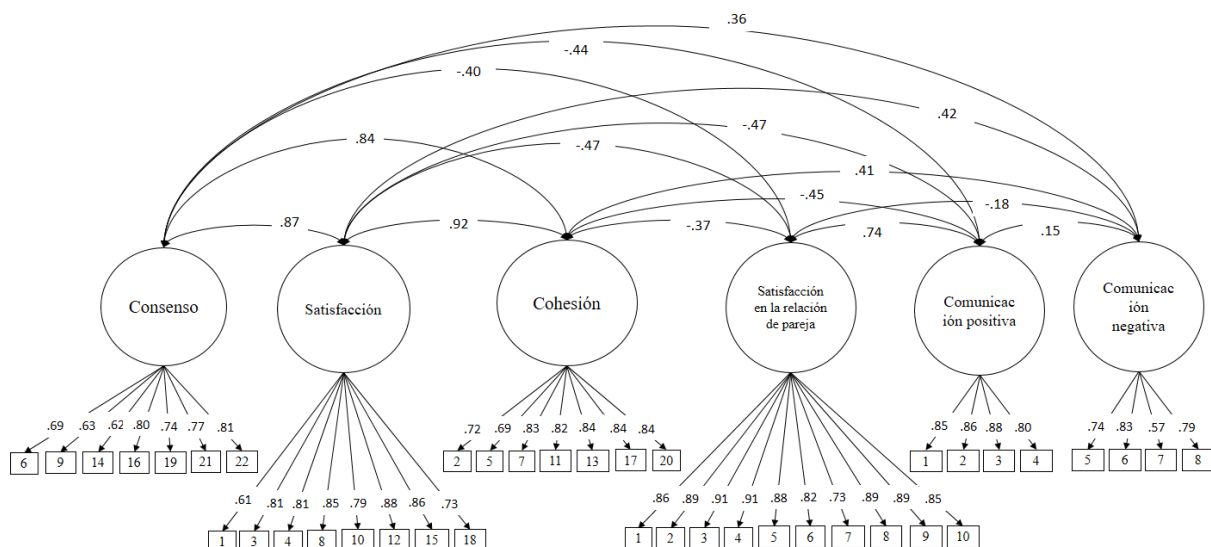


Validez basada en la relación con otros constructos

Tomando en cuenta la revisión de la literatura, se planteó un modelo SEM para evaluar la relación latente entre la escala disposición a mentir en la relación de pareja y las escalas de satisfacción en la relación de pareja y comunicación auto percibida en la relación de pareja. Se aprecia en la figura 2, que el modelo SEM planteado presenta adecuados índices de ajuste ($\chi^2 = 1738.80$; $df = 725$; $p = .000$; $RMSEA=.038$; $CFI=.98$; $TLI=.98$) y los modelos de medida están adecuadamente representados por sus ítems.

También se aprecia que la dimensión consenso presenta una relación negativa con el grado de satisfacción en la relación de pareja (-.40) y con el grado de comunicación positiva (-.44). No obstante, tiene una relación positiva con el grado de comunicación negativa (.36). De manera similar, la dimensión satisfacción presenta una relación negativa con el nivel satisfacción en la relación de pareja (-.47) y con el grado de comunicación positiva (-.47). Sin embargo, mantiene una relación positiva con el grado de comunicación negativa (.42). Finalmente, se observa que la dimensión de cohesión tiene una relación negativa (-.27) con el grado de satisfacción en la relación de pareja y con el grado de comunicación positiva (-.45). Por el contrario, tiene una relación positiva con el grado de comunicación negativa (-.41).

Figura 3
Relación de la escala con otros constructos



Fiabilidad

La dimensión de consenso presenta adecuados índices de fiabilidad ($\alpha = .83$; $\omega = .84$). De manera similar la dimensión la dimensión satisfacción ($\alpha = .87$; $\omega = .89$) y la dimensión de cohesión ($\alpha = .86$; $\omega = .89$) presenta adecuados niveles de consistencia interna.

4. DISCUSIÓN

La mentira es uno de los elementos principales que deteriora y disuelve la confianza dentro de la relación de pareja, haciendo difícil mantener la unión o generando consecuencias negativas como la separación (Nuñez, et al., 2015; Keller y Nesse, 2005). En relación a ello, la EDM-22 fue construida para brindar una medida breve y rápida con el fin de evaluar la disposición a mentir en la relación de pareja. Para lo cual, se desarrolló una aproximación conceptual al constructo, el cual fue definido como la acción intencionada de mentir por medio de palabras y/o comportamientos en las diferentes áreas de relacionamiento (satisfacción, cohesión y consenso). Donde la mentira tiene el objetivo de mantener el bienestar de la relación o de encubrir alguna falta (Pérez, 1996; Gonzáles, 2010; Mahon, 2016). Respecto a las dimensiones planteadas, se optó por las subescalas propuestas en la Escala de Ajuste Diádico de Spanier (1976), debido a que son los componentes de una relación de pareja: (a) Satisfacción, (b) cohesión, (c) consenso y (d) expresión de afecto. Además, son conductas de mantenimiento que previenen su declive o la reparan y restablecen (Canary y Dainton, 2009).

En cuanto a la validez de contenido, se eliminaron 5 ítems, ya que los enunciados eran similares entre sí, no median la dimensión del constructo planteado y median aspectos de una relación de convivencia mas no la que se ha abordado en el presente estudio.

Respecto a la validez del constructo, se recolectó dos muestras: una muestra piloto (309 casos) y una muestra confirmatoria (979 casos). Para el tamaño de ambas muestras se siguió la recomendación de Hair et al. (2004), quienes señalan que nunca se debe realizar el análisis con una muestra inferior a 50, siendo preferible trabajar con 100 o más casos. Por su parte, otros autores mencionan que el análisis factorial debe conducirse empleando muestras grandes de aproximadamente 300 participantes, con el objetivo de tener resultados útiles y relativamente estables (Tabachnick y Fidell, 2001). Por tanto, la muestra utilizada tanto para el estudio piloto y confirmatorio fueron adecuadas.

En el estudio piloto, el análisis paralelo evidenció la presencia de 3 factores, esto difiere con la propuesta inicial de 4 factores. Frente a ello, el análisis conceptual realizado evidenció una similitud conceptual entre las dimensiones de expresión de afecto y satisfacción. La satisfacción hace referencia a aspectos internos como las creencias, valores y mitos. Pero también hace referencia a aspectos externos como la interacción, expresión de afectos y comunicación (Pick y Andrade, 1988b). Por tanto, los ítems de la dimensión expresión de afecto pasaron a integrar la dimensión de satisfacción. Asimismo, de los 33 ítems planteados en un inicio, se eliminaron 11 de ellos por los siguientes motivos: (a) tenían poca claridad en su contenido, (b) porque presentaron pesos factoriales altos en dimensiones que no les correspondían, generando un mal ajuste al modelo, (c) el enunciado del ítem no tenía relación con la definición de la dimensión y (d) porque abarcaban características de una relación de convivencia o marital. Al final de este proceso quedaron 22 ítems y se planteó un modelo de tres dimensiones relacionadas: Consenso, Satisfacción y Cohesión.

En el estudio confirmatorio se realizó la validez basada en la estructura interna, donde el modelo 1 (tres factores relacionados) presentó mejores índices de ajuste que el modelo 2 (unidimensional). Cuando se evalúa la estructura interna de una escala a través de modelos del análisis factorial confirmatorio, es importante compararlo con otros modelos, como lo señala Herrero (2010) quien menciona que se debe considerar no solo un tipo de modelo sino estimar diferentes modelos a la propuesta teórica planteada, con el objetivo de conocer en qué medida se ajustan mejor al modelo propuesto frente a otros. Por otro lado, el modelo de tres dimensiones es coherente y guarda relación con el planteamiento del constructo.

Respecto al modelo de relaciones latentes, la disposición a mentir en la satisfacción evidencia una relación negativa con la satisfacción en la relación de pareja y la comunicación positiva, esto se

debe a que si se miente respecto al grado de satisfacción hacia la pareja se genera un impacto negativo en la satisfacción de la relación misma y por ende se afecta la confianza para comunicar y expresar de manera positiva las dudas y preocupaciones dentro de la relación (Ortega, 2012). En contraste, mantiene una relación positiva con la comunicación negativa, ya que, si se miente en esta área de la relación de pareja, se refuerzan las conductas negativas (discutir o insultar) al momento de comunicarse en la relación (Davins, et al. 2010). Por otro lado, la disposición a mentir en cohesión presenta una relación negativa con la satisfacción en la relación de pareja y la comunicación positiva, dado que, si se miente en el área de cohesión, es decir que al poner excusas para no ver a la pareja o realizar una actividad juntos, la satisfacción que se tiene en la relación se verá afectada, del mismo modo se perjudica la facilidad de comunicarle a la pareja sobre los intereses y proyectos que desea que realicen en conjunto (Cabrera et al., 2019). Sin embargo, esta dimensión evidencia una relación positiva con la comunicación negativa, puesto que, si se miente en esta área, al momento de comunicarse intensificará actitudes de resaltar aspectos negativos de la pareja y no tener tolerancia en la relación (García, Fuentes y Sánchez, 2016). Finalmente, la disposición a mentir en consenso muestra una relación negativa con la satisfacción en la relación de pareja y la comunicación positiva, debido a que si se miente dentro de los acuerdos que se tiene como pareja en algún aspecto que los involucre afectará negativamente en la satisfacción y valor como pareja (Vela, 2018). Mientras que esta dimensión evidencia una relación positiva con la comunicación negativa, dado que al mentir en esta área se acentúa la conducta de comunicar las cosas no respetando su punto de vista y no teniendo facilidad de hablar de cualquier tema en la pareja (Sánchez y Díaz, 2003).

Por último, la confiabilidad fue cuantificada a través del coeficiente Omega y el Alpha de Cronbach, en donde la dimensión de consenso obtuvo un coeficiente alpha de Cronbach de ($\alpha = .83$) y un coeficiente omega de ($\omega = .84$). De manera similar la dimensión satisfacción ($\alpha = .87$; $\omega = .89$) y la dimensión de cohesión ($\alpha = .86$; $\omega = .89$), lo que evidencia adecuados niveles de consistencia interna. Según Reidl-Martínez (2013) para que el valor de alfa sea confiable debe ser igual o mayor a .65, y Campo-Arias y Oviedo (2008) mencionan que los valores aceptables para la consistencia interna deben ser iguales o superiores a .70 o a .90, ya que al ser inferiores a .70 se indica una pobre correlación y al ser superior a .90 indica redundancia de ítems. Además, se resalta que en cualquier medición siempre es posible algún grado de error, por lo que, a mayores niveles de consistencia interna, menor error de medida habrá (Campo-Arias y Oviedo, 2008; Mendoza y Garza, 2009).

Respecto a las limitaciones del estudio es relevante considerar: Primero, que el tipo de muestreo fue no probabilístico por bola de nieve, por tanto, los resultados del estudio no se pueden generalizar. Se sugiere que para futuros estudios se utilicen muestreos probabilísticos. Segundo, en ambas muestras hubo una mayor proporción de algunos datos sociodemográficos como ser mujer, tipo de carrera, rango de edad, por tanto, se sugiere para futuras investigaciones realizar estudios de invarianza factorial considerando estas variables. Tercero, la fiabilidad test-retest no se realizó en este estudio, ya que es importante para ver la estabilidad de las puntuaciones, por lo que se recomienda su realización en futuras investigaciones. Cuarto, no la estructura de la escala desde la perspectiva de la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI), por tanto, se sugiere su realización en futuros estudios para una mejor comprensión del constructo.

En conclusión, el estudio presenta adecuadas propiedades psicométricas, ya que, en primer lugar, la validez basada en el contenido representada a través del coeficiente V de Aiken ($>.80$), demuestra que la escala de disposición a mentir evidencia coherencia, claridad y relevancia de los ítems. En segundo lugar, la validez basada en la estructura interna evidencia que el modelo de tres factores relacionados presenta un mejor ajuste en sus índices comparado a un modelo unidimensional. En tercer lugar, la escala evidencia relación con las variables satisfacción en la relación de pareja y comunicación en la pareja, evidenciando la validez basada en la relación con otras variables. En cuarto lugar, la escala de disposición a mentir obtiene indicadores de confiabilidad aceptables, por lo que se evidencia que presenta una consistencia interna adecuada. Finalmente, el constructo permite medir en qué áreas de la relación de pareja la persona tiene una mayor probabilidad de mentir.

REFERENCIAS

- Abad, F., Garrido, J., Olca, J. y Ponsoda, V. (2006). *Introducción a la Psicometría: Teoría Clásica de los Test y Teoría de la Respuesta al Ítem*. Universidad Autónoma de Madrid.
- Aiken, L. (1980). Content Validity and Reliability of Single Items or Questionnaires. *Educational and Psychological Measurement*, 40(4), 955-959. <https://doi.org/10.1177/001316448004000419>
- Álvarez, R. (2007). *Estadística Aplicada a las Ciencias de la Salud*. Díaz de Santos.
- Armas-Vargas, E. (2012). Adaptación del cuestionario ATRAMIC: Personalidad y Predisposición a mentir en una muestra de adolescentes. *Psicología Jurídica*, 14(1), 85-99.
- Barajas, M. y Cruz del Castillo, C. (2017). Ruptura de la pareja en jóvenes: factores relacionados con su impacto. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 22(3), 342-352. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=29255775008>
- Barajas, M., González, C., Robles, R. y Cruz del Castillo, C. (2012). El significado psicológico de una ruptura de pareja significativa en jóvenes universitarios. *Revista Psicología Iberoamericana*, 20, 26-32.
- Becerril, D. (2001). Relaciones de pareja. *Revista de educación*, 325, 49-56.
- Botero, S., Builes, C., García, Z., Gil, M., Ramírez, K. y Holguín, H. (2016). Las creencias en el noviazgo universitario: infidelidad, mentira y engaño. *Funlam Journal of Students*, 1, 42-51.
- Buss, D. (2015). *La evolución del deseo: estrategias del emparejamiento humano*. Alianza Editorial.
- Brown, T. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. The Guilford Press.
- Cabrera, V., Herrera, L. y Serrato, C. (2019). Importancia de la Diferenciación de Sí Mismo y el Ajuste Diádico en la Explicación de la Estabilidad Marital. *Revista Colombiana de Psicología*. Vol 28(1), 65-80. <https://doi.org/10.15446/rcp.v28n1.67705>
- Campo-Arias, A. y Oviedo, H. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Salud Pública*, 10 (5), 831-839. <https://www.redalyc.org/pdf/422/42210515.pdf>
- Canary, D. & Dainton, M. (2009). *Maintaining Relationships Through Communication: Relational, contextual, and cultural variations*. Psychology Press.
- Caruso, I. (2003). *La separación de los Amantes: Una fenomenología de la muerte*. Siglo XXI.
- Dziuban, C. D., & Shirkey, E. C. (1974). When is a correlation matrix appropriate for factor analysis? Some decision rules. *Psychological Bulletin*, 81(6), 358-361. <http://www.sci epub.com/reference/366256>
- Eguiluz, L. L., Calvo, R. M., & De la Orta, D. (2012). Relación entre la percepción de la satisfacción marital, sexual y la comunicación en parejas. *Revista Peruana de Psicología y Trabajo Social*, 1 (1), 15-28.
- Ferrando, P. y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Fisher, H. (2004). *Por qué amamos*. Santillana.
- García, J. (2002). *La estructura de la pareja: implicaciones para la terapia cognitivo conductual*. Editorial Clínica y Salud.
- García, F., Fuentes, R. y Sánchez, A. (2016). Amor, satisfacción en la pareja y resolución de conflictos en adultos jóvenes. *Ajayu*, 14(2), 284-302.
- González, M. (2010) Comportamiento Mentiroso: Un análisis conceptual desde una perspectiva interconductual. *Revista Electrónica de Psicología Iztalaca*, 13(1), 80-96.
- Graham, J., Liu, Y., & Jeziorski, J. (2006). The dyadic adjustment scale: A reliability generalization meta-analysis. *Journal of Marriage and Family*, 68(3), 701-717.

- Hair, J.F., Anderson, R.E., Tatham, R. L. y Black, W. (2004). *Análisis Multivariante*. Prentice Hall.
- Hammen, C. (2006). Stress generation in depression: Reflections on origins, research, and future directions. *Journal of Clinical Psychology*, 62, 1065-1082. doi: 10.1002/jclp.20293.
- Herrero, J. (2010). El Análisis Factorial Confirmatorio en el estudio de la Estructura y Estabilidad de los Instrumentos de Evaluación: Un ejemplo con el Cuestionario de Autoestima CA-14. *Psychosocial Intervention*, 19(3), 289-300. http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1132-05592010000300009&lng=es&tlng=es.
- Hu, L.-t., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
- Isaza Valencia, L. (2011). Causas y estrategias de solución de conflictos en las relaciones de pareja formadas por estudiantes universitarios. *Psicogente*.14(26), 336-351 <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=497552359009>
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36.
- Keller, M. C., & Nesse, R. M. (2005). Is low mood an adaptation? Evidence for subtypes with symptoms that match precipitants. *Journal of affective disorders*, 86(1), 27-35.
- Kurdek, L., y Schmitt, J. (1986). Relationship quality of partners in heterosexual married, heterosexual cohabiting, and gay and lesbian relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(4), 711.
- Ledermann, T., Bodenmann, G., Rudaz, M. & Bradbury, N. B. (2010). Stress, Communication, and Marital Quality in Couples. *Family Relations*, 59 (2), 195- 206. doi:10.1111/j.1741-3729.2010.00595.
- Mahon, J. (2016). La definición de mentira y engaño. *La Enciclopedia de filosofía de Stanford*.
- Mendoza, J. y Garza, J. (2009). La medición en el proceso de investigación científica: Evaluación de validez de contenido y confiabilidad. *Innovaciones de Negocios*, 6 (1): 17-32. <http://eprints.uanl.mx/12508/1/A2.pdf>
- Moral, J., y Ramos, S. (2016). Ajuste diádico, victimización y perpetración en mujeres y hombres mexicanos. *Psykhē*, 25, 1-18. <https://doi.org/10.7764/psykhe.25.1.845>
- Nuñez, F., Cantó-Milà, N. y Seebach, S. (2015). Confianza, mentira y traición: El papel de la confianza y sus sombras en las relaciones de pareja. *Revista Sociológica*. Vol. 30(84), 117-142.
- Pérez, S. (1996). La prohibición de mentir. *Espiral*.
- Penfield, R. & Giacobbi, P. (2004). Applying a score confidence interval to Aiken's item content-relevance index. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 8(4), 213-225.
- Pick, S. y Andrade, P. (1988b). Desarrollo y validación de la escala de satisfacción marital. *Psiquiatría*, 4(1), 9-20. <https://biblat.unam.mx/es/revista/psiquiatria-mexico-d-f/articulo/desarrollo-y-validacion-de-la-escala-de-satisfaccion-marital>
- Reidl-Martínez, L. (2013). Confiabilidad en la medición. *Investigación en educación médica*, 2(6), 107-111. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2007-50572013000200007&lng=es&tlng=es.
- Reise, S., Waller, N., y Comrey, A. (2000). Análisis factorial y revisión de escalas. *Psychological Assessment*, 12(3), 287-297. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.12.3.287>

- Roche, R. (1982). Comunicación y Salud Mental de la pareja humana. *Quaderns de psicologia*. International journal of psychology, 6(1), 163-181. <https://quadernsdepsicologia.cat/article/view/v6-n1-roche/420>
- RStudio Team. (2018). RStudio: Integrated Development Environment for R. RStudio, Inc. <http://www.rstudio.com/>
- Sánchez, R. y Díaz, R. (2003). Patrones y estilos de comunicación de la pareja: Diseño de un inventario. *Anales de Psicología*, 19(2), 257-277. <https://revistas.um.es/analesps/article/view/27741>
- Scorsolini-Comin, F. & Dos Santos, M. A. (2012). Correlations between subjective well-being, dyadic adjustment and marital satisfaction in Brazilian married people. *The Spanish Journal of Psychology*, 15, 166-176. doi:10.5209/rev_SJOP. 2012.v15.n1.37304
- Spanier, G. (1976). Measuring dyadic adjustment: New scales for assessing the quality of marriage and similar dyads. *Journal of Marriage and the Family*, 38, 15-38. <https://doi.org/10.2307/350547>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L.S. (2001). *Using multivariate statistics*. Harper & Row.
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Valdez-Medina, J. L. (2009). Teoría de la paz o equilibrio: una nueva teoría que explica las causas del miedo y del sufrimiento, y que nos enseña a combatirlos. Edamex.
- Vela O. (2018). Vínculo afectivo y calidad de la relación en parejas establecidas de una Universidad de Piura. *Revista Paian*, 9(1), 15-26. <https://revistas.uss.edu.pe/index.php/PAIAN/article/view/846/737>
- Yáñez, H., Ferrel, R., Ortiz, L. y Yáñez, G. (2017). Efectos de la mentira en las relaciones de pareja entre jóvenes universitarios heterosexuales. *Revista Psicología desde el Caribe*. 34(1), 71-90. <https://www.redalyc.org/pdf/213/21356010004.pdf>