

Escala de Comunicación Autopercebida en la Relación de Pareja (CARP)

María-Teresa Iglesias-García*, Antonio Urbano-Contreras y Raquel-Amaya Martínez-González

Facultad de Formación del Profesorado y Educación. Universidad de Oviedo (España)

Resumen: El objetivo de este estudio ha sido construir y validar la Escala de Comunicación Autopercebida en la Relación de Pareja (CARP) con el fin de ofrecer un instrumento sencillo y útil. Participaron 620 personas que mantenían una relación de pareja. Para estudiar la estructura factorial de la escala se dividió aleatoriamente la muestra en dos submuestras, realizándose una validación cruzada mediante análisis factorial exploratorio (AFE) y análisis factorial confirmatorio (AFC). Asimismo, para comprobar que el modelo se mantenía estable al tener en cuenta la variable sexo, se repitió el análisis factorial confirmatorio con las submuestras de mujeres y de hombres y se aplicó un AFC Multigrupo para comprobar la invarianza factorial en función de esta variable. Se ha obtenido una escala de 8 ítems constituida por dos factores que explican el 46.6% de la varianza y que presenta una buena fiabilidad ($\alpha = .75$), comprobándose la invarianza estricta en función del sexo. Esta escala puede ser útil en el campo de la detección, prevención e intervención en situaciones de conflicto entre la pareja.

Palabras clave: Relación de pareja; comunicación; escala; validación de instrumentos; análisis factorial.

Title: Scale of Self-perceived Communication in the Couple Relationship (SCCR).

Abstract: The aim of this study was to develop and validate the Scale of Self-perceived Communication in the Couple Relationship (SCCR) in order to provide a straightforward and useful instrument. 620 persons who were in a couple relationship took part in this study. The sample was divided randomly into two subsamples to study the factor structure of the scale, carrying out a cross-validation by using an exploratory factor analysis (EFA) and a confirmatory factor analysis (CFA). Also, and to verify that the model remained stable taking account of the variable gender, the confirmatory factor analysis was repeated with the women and men subsamples, and a multigroup CFA was carried out to check the factor invariance according to this variable. An 8-items scale was obtained, made up with two factors explaining 46.6% of the variance who also reported a good reliability ($\alpha = .75$), testing the strict invariance according to the gender. This scale might be useful in the field of detection, prevention and intervention of conflict situations in the couple relationship.

Keywords: Couple relationship; communication; scale; instrument validation; factor analysis.

Introducción

La relación de pareja es única dentro de las relaciones humanas al implicar procesos y expectativas que no están presentes en otro tipo de relaciones, como pueden ser la fidelidad y la exclusividad romántica y emocional (Vidal González, Rivera Aragón, Díaz-Loving y Méndez Ramírez, 2012). Más allá de esta generalización, las conductas y expectativas que cada individuo tiene, en este caso referentes a la relación de pareja, responden a las creencias y valores sociales transmitidos. Cada persona tiene su forma de estar y vivir en pareja, lo que conlleva que cada una sea única e, incluso, se pueda afirmar que hay tantos tipos de parejas como relaciones (Ríos González, 2005).

Establecer y mantener relaciones afectivas e íntimas supone, incluso desde la adolescencia y la juventud, un componente del desarrollo psicosocial con implicaciones para la salud, el bienestar y el ajuste psicológico. A pesar de que en ciertas ocasiones las relaciones de pareja pueden implicar algún riesgo, cuando funcionan satisfactoriamente son una fuente de apoyo emocional y social, contribuyen a la elaboración y construcción de la identidad, a la mejora de la competencia social e, incluso, a la salud física (Martínez-Álvarez, Fuertes-Martín, Orgaz-Baz, Vicario-Molina y González-Ortega, 2014; Slatcher y Selcuk, 2017). Además, contribuyen a generar un clima familiar positivo, configurando un contex-

to idóneo para la crianza y educación de los niños y niñas que crezcan en él.

Partiendo de que las relaciones de pareja constituyen un aspecto fundamental de la vida, la propia comunicación y comprensión en una pareja son aspectos esenciales para el desarrollo personal y social; así, el buen funcionamiento de una relación de pareja aporta apoyo a nivel afectivo y social, y es innegable que tradicionalmente se ha asociado a una persona con una buena relación de pareja con la imagen social de la felicidad (Ruíz Becerril, 2001). Ello conlleva que temas como la satisfacción con la relación de pareja o la comunicación en ella sean de los más abordados por los investigadores que analizan esta temática (García Meraz y Romero Palencia, 2012; Urbano-Contreras, Martínez-González e Iglesias-García, 2018).

Iturralde (2003) atribuye a la comunicación ser el sistema de comportamiento que calibra, regulariza, mantiene y hace posible las relaciones entre los seres humanos, por lo que sería imposible estudiar las interacciones y conductas humanas sin abordarla. De forma paralela a los beneficios y aportes que supone una adecuada comunicación como parte esencial en la vida de las parejas, cuando esta es negativa o se emplea con un fin destructivo, cobra gran relevancia y puede generar graves problemas en el bienestar de la pareja, afectando, por ejemplo, a la propia satisfacción con la relación (Eguiluz, Calvo y De la Orta, 2012). Por el contrario, un alto nivel de comunicación, así como una comunicación positiva, tienden a reducir la percepción del estrés en la relación y puede prevenir su deterioro (Ledermann, Bodenmann, Rudaz y Bradbury, 2010), lo que tendrá efectos positivos en la dinámica familiar cuando la pareja conviva con sus hijos e hijas y permitirá controlar los factores de riesgo que pueden condu-

* Correspondence address [Dirección para correspondencia]: María-Teresa Iglesias-García. Facultad de Formación del Profesorado y Educación. Universidad de Oviedo. Calle Aniceto Sela, s/n, 33005 Oviedo - Principado de Asturias (España). E-mail: teresai@uniovi.es
(Artículo recibido: 13-06-2018; revisado: 23-11-2018; aceptado: 21-12-2018)

cir a una ruptura de pareja, y al consiguiente efecto negativo para los hijos e hijas.

Como refieren Sánchez Aragón y Díaz Loving (2003), la comunicación supone un medio idóneo para que una persona se exprese y reciba a la vez retroalimentación de sí misma, apoyo, aceptación y la propia confirmación de ser una persona capaz de establecer una relación íntima exitosa. La comunicación en las relaciones de pareja se amplía con respecto a otros tipos de relaciones, incluyendo una amplia variedad de acciones o signos que forman parte de la comunicación interna de la pareja, y que constituyen su propia simbología y dinámica (expresión de sentimientos e ideas, besos, bromas, silencios, etc.).

Al igual que ocurre con la satisfacción con la relación de pareja, en la que la variable sexo tiene una influencia directa (Urbano-Contreras, Iglesias-García y Martínez-González, 2019; Urbano-Contreras, Martínez-González e Iglesias-García, 2018), en la comunicación también es una variable relevante en su estudio. Mientras que hombres y mujeres señalan la importancia de la comunicación en aspectos como la sexualidad (Uribe Alvarado, 2012), su comportamiento comunicativo tiende a definirse como diferente, ya sea en el plano verbal o no verbal (Encabo Fernández y López Valero, 2004), lo que se refleja, incluso, en el tipo de conflictos entre la pareja, generándose en ellos mayoritariamente por desconfianza y celos y, en ellas, por incompatibilidad de intereses o apatía (Flores Galaz, 2011). Estas diferencias requieren instrumentos e investigaciones que profundicen en resultados como los de Urbano Contreras (2018), en los que se constata la necesidad de trabajar específicamente con los hombres elementos relacionados con la expresión de sentimientos, opiniones y deseos, ya que, comparativamente con las mujeres, presentan interés e intención de comunicar, pero manifiestan cierta incapacidad para lograrlo, especialmente cuando se trata de su ámbito emocional.

Aunque cada persona, en función de sus características personales y su experiencia, acaba definiendo, transformando y adaptando su propio estilo comunicativo, la literatura científica identifica con claridad ciertos patrones de comunicación que definen y ayudan a identificar determinados estilos comunicativos según la forma y las estrategias utilizadas para comunicarse (Hawkins, Weisberg y Ray, 1980; Miller, Nunnally y Wackman, 1976; Satir, 1986). Conocer los estilos comunicativos que ponen en prácticas los miembros de una pareja ayudará a detectar posibles limitaciones para una adecuada interacción y, sobre todo, permitiría apostar por estilos comunicativos más positivos como forma de mejorar la relación de pareja (Flores Galaz, 2011; Armenta Hurtarte y Díaz-Loving, 2008).

En relación con los patrones o estilos de comunicación existen diversas clasificaciones. Una de las pioneras y más utilizada dio lugar a la escala *Communicator Style Measure* (CSM), utilizada en numerosas investigaciones. Su autor, Norton (1978), establece diez estilos comunicativos diferentes, que englobarían dos grandes tendencias comunicativas generales opuestas, la activa y la pasiva (dominante, dramáti-

co, polémico, expresivo o animado, impactante o penetrante, abierto, atento, amigable, relajado y preciso).

En el plano concreto de las relaciones de pareja, Sánchez Aragón y Díaz Loving (2003), a partir del análisis de similitudes y divergencias de algunos trabajos clásicos, establecen teóricamente la existencia de cinco grandes dimensiones en los estilos de comunicación marital (positivo, negativo, violento, reservado y reflexivo).

Para evaluar la dimensión comunicación, en el contexto internacional destaca la *Marital Communication Scale* (Kahn, 1970), con respuestas en escala tipo Likert de seis opciones, compuesta por 16 ítems en los que en 8 el hombre es el remitente y la mujer la receptora de la comunicación, y en los otros 8 se invierten los papeles. Asimismo, es relevante el *Cuestionario de patrones de comunicación* (CPQ) (Christensen, 1988, validado en muestra española por Montes-Berges, 2009), que evalúa por medio de 35 ítems en su versión original (28 en la reducida), y a través de 9 alternativas de respuesta, las percepciones sobre los propios patrones y los de la pareja a usar estrategias de demanda o petición y retirada cuando discuten problemas de la relación.

De forma más general, tal y como señala Sánchez-Aragón (2014), es de relevancia la *Relational Communication Scale* (Burgoon y Hale, 1987), pues constituye un instrumento que en su versión final incorpora 30 ítems que miden, utilizando una escala tipo Likert de cinco respuestas, los métodos de comunicación interpersonal por medio de ocho factores (con una fiabilidad entre .42 y .88) y que ha sido utilizada en una amplia variedad de ambientes de comunicación. De igual modo, destaca la *Differentiation in the Family System Scale* (DIFS) (Anderson y Sabatelli, 1992), que presenta 11 ítems, con una fiabilidad entre .84 y .94 en su versión original, y que también plantea cinco opciones de respuesta, permitiendo obtener una medida de autoinforme que evalúa la diferenciación familiar considerando, por un lado, la conexión emocional continua (apoyo, participación, relación personal) y, por otro, la separación (autonomía, singularidad, libertad de expresión personal). No obstante, esta escala no aborda de forma directa la comunicación y, por ello, está más vinculada a la evaluación de otras dimensiones como la satisfacción con la relación de pareja (Bartle-Haring, Ferriby y Day, 2018; Lampis, Cataudella, Busonera y Skowron, 2017; Muraru y Turliuc, 2012).

Dada la importancia de la comunicación, como parte fundamental del bienestar y la calidad de vida y, de forma especial, como componente definitorio de las relaciones de pareja (Calvache Mora, 2015; Vangelisti y Perlman, 2010), se constata la necesidad de continuar elaborando instrumentos que resulten válidos y fiables para medir esta dimensión de las relaciones de pareja, que sean actuales y, que en la medida de lo posible, cuenten con una muestra diversa, participen ambos miembros de la pareja e incorporen más de 400 personas para su elaboración (Touliatos, Perlmutter y Holden, 2001). Concretamente, se busca la construcción de un instrumento que, además de breve y fiable, sea sensible a la idiosincrasia de la población española actual, pues la mayoría

de escalas utilizadas en este contexto no han sido creadas con esta población, se han centrado fundamentalmente en los estilos comunicativos y fueron construidas hace aproximadamente tres décadas.

Método

Participantes

Han participado de forma voluntaria y altruista 620 personas mayores de edad que mantenían una relación de pareja. Del total de participantes, el 57.7% eran mujeres y 42.3% hombres. En el 77.7% de los casos respondieron los dos miembros de la pareja. En cuanto a la edad, el 48.5% tiene entre 18 y 31 años, el 26.5% entre 32 y 45 años y el 25.2% más de 45 años (media de 35.5 años y mediana de 35). Respecto a su lugar de residencia, el 55.7% vive en el norte de España y el 44.3% en el sur. Sobre el nivel de estudios, el 53% había cursado estudios universitarios, el 28.1% bachillerato o Formación Profesional, el 16.6% Educación Secundaria y el 2.3% no contaba con ningún estudio. Con respecto al ámbito laboral, el 28.9% trabajaba en el sector privado, el 23.4% era estudiante, el 19.7% desempleado, el 12.3% trabajaba en el sector público, el 11.1% era autónomo y el 4.6% jubilado. Referente a la propia pareja, el 54.6% estaba soltero y el 45.4% casado. Respecto a la duración de la relación, el 18.5% indicó menos de 2 años, el 20.6% entre 3 y 5 años, el 18.7% entre 6 y 10 años, el 17.4% entre 11 y 20 años y el 23.9% más de 20 años (12.1 años de media y mediana de 8 años). Además, el 46.9% no había mantenido otras relaciones anteriormente, el 57.9% afirmó no tener hijos y el 66.1% convivía con su pareja.

Instrumentos

El cuestionario aplicado contenía 21 preguntas con respuesta en escala tipo Likert de cuatro alternativas (del 1 = *totalmente en desacuerdo* al 4 = *totalmente de acuerdo*, evitando así la tendencia a un valor intermedio) sobre diferentes cuestiones relacionadas con la comunicación dentro de la pareja. Este cuestionario se elaboró en base a la literatura científica sobre relaciones de pareja y comunicación y fue revisado previamente por un grupo de expertos en métodos de investigación y, posteriormente, por otro especializado en relaciones de pareja y contexto familiar; también se aplicó a un grupo de parejas con características sociodemográficas variadas para comprobar su validez aparente y de contenido. Como resultado de cada una de estas fases, se fueron modificando los ítems hasta adoptar el formato definitivo.

La fiabilidad global fue calculada mediante el coeficiente alfa de Cronbach, obteniéndose un valor de .85, entre buena y excelente según lo propuesto por George y Mallery (2003) y superior al mínimo de confiabilidad de .70, según Kerlinger y Lee (2002) o Vangeneugden, Laenen, Geys, Renard y Moltenberghs (2005).

Además de este cuestionario, se ha aplicado una medida

de auto-informe para evaluar la satisfacción general de los encuestados con la calidad de la comunicación en la pareja formada por un solo ítem (*Estoy satisfecho/a con la calidad de la comunicación en nuestra pareja*) y con la misma escala de respuesta, con el objetivo de utilizar dicha medida, posteriormente, para analizar la validez convergente del instrumento diseñado.

Procedimiento

La muestra se obtuvo mediante el método no probabilístico conocido como 'Bola de nieve' (Goodman, 1961), seleccionando en un primer momento a parejas que, además de responder al cuestionario, entregaron copias a otras parejas de su entorno y estas, a su vez, a otras. La recogida de información se llevó a cabo por dos procedimientos. Por un lado, se hizo de forma presencial entregando a cada pareja un sobre con dos cuestionarios acompañados de una breve carta de presentación e instrucciones de cumplimentación, así como un sobre para cada miembro con el que devolver su cuestionario una vez cubierto, garantizando así que ninguna otra persona, incluida la pareja, pudiera conocer la información facilitada o se perdiese el anonimato. Por otro lado, se informatizó el cuestionario, utilizando la herramienta de Formularios de Google, y se envió el enlace a este cuestionario a personas cercanas, a las que se pidió que lo cubrieran y compartieran con su pareja, y que lo difundieran a través de sus redes sociales para que pudiera ser cumplimentado por otras personas.

Para el análisis de los datos recogidos se utilizó el paquete estadístico SPSS 22.0, incluido el módulo AMOS 22.0.

Análisis de datos

En primer lugar, se exploró la base de datos para detectar casos atípicos o valores perdidos que podrían sesgar los análisis posteriores y se aplicó el test de Little (Little, 1998) para analizar el comportamiento de dichos valores perdidos. Los datos perdidos se imputaron, posteriormente, mediante el método de EM (Expectation-Maximization). En segundo lugar, se analizó el grado de compatibilidad de los ítems con la curva normal (análisis de asimetría y curtosis), estableciendo como criterio que la asimetría se situara por debajo del valor 2 y la curtosis por debajo del valor 7 (Curran, West y Finch, 1996) y eliminando aquellos ítems que no cumplieran dicho criterio.

Para estudiar la estructura factorial o validez de construcción, se llevó a cabo un proceso de validación cruzada con análisis factorial exploratorio (AFE) y análisis factorial confirmatorio (AFC) dividiendo la muestra inicial en dos secciones equivalentes de 310 sujetos cada una. La primera submuestra quedó compuesta por 178 mujeres (57.4%) y 132 hombres (42.6%) y la segunda submuestra por 180 mujeres (58.1%) y 130 hombres (41.9%). Con la primera submuestra se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) utilizando el método de extracción de máxima verosimilitud (Lawley y Maxwell,

1971) y el método de rotación promax (Hendrickson y White, 1964), ya que el método oblicuo resulta más efectivo en la identificación de una estructura simple (Finch, 2006) y que el objetivo era identificar el número y composición de los factores comunes (variables latentes) necesarios para explicar la varianza común del conjunto de ítems analizado (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco, 2014); los supuestos de aplicación se verificaron con la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1970) y el Test de esfericidad de Bartlett (Bartlett, 1950).

Con la segunda submuestra se realizó un análisis factorial confirmatorio (*AFC*), entendiendo que el *AFE* y el *AFC* son técnicas complementarias que forman parte de un mismo continuo (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2014). Para ello se utilizó la estimación de máxima verosimilitud, evaluándose la bondad de ajuste del modelo propuesto mediante una combinación de índices de ajuste absolutos y relativos. Entre los absolutos, se utilizó el valor p , asociado con el estadístico chi cuadrado, que prueba el modelo nulo frente al modelo hipotetizado y el valor de la razón entre χ^2 y los grados de libertad (χ^2/df), que es un heurístico que se utiliza para reducir la sensibilidad del χ^2 al tamaño de la muestra. No obstante y, dada la sensibilidad mostrada por la prueba de χ^2 al tamaño muestral, se calcularon otros índices de ajuste absoluto, como el índice de bondad de ajuste (*GFI*) [The Goodness of Fit Index], la raíz cuadrática media de residuales (*SRMR*) [Standardized Root Mean Square Residual] y el error cuadrático medio de aproximación (*RMSEA*) [Root Mean Square Error of Approximation], así como los siguientes índices incrementales: índice de ajuste comparado (*CFI*) [Comparative Fit Index], el índice de ajuste normado (*NFI*) [The Normed Fit Index], el índice de ajuste incremental (*IFI*) [Incremental Fit Index] y el índice ajustado de bondad de ajuste (*TLI*) [Tucker Lewis Index]. Se consideró que para que existiera un buen ajuste, el valor χ^2/df debía ser inferior a 2 (Tabachnik y Fidell, 2007); el valor de *GFI* estar por encima de .95 (Hoelter, 1983); los valores *NFI*, *GFI*, *TLI*, *IFI* y *CFI* debían superar el valor de .95, aunque no deben considerarse como puntos de corte fijos (Markland, 2007); y que los valores *RMSEA* y *SRMR* debían estar por debajo de .05 (Brown y Cudeck, 1993) y .08 (Hu y Bentler, 1999), respectivamente.

Para comprobar que el modelo se mantiene estable al tener en cuenta la variable sexo, se ha repetido el análisis factorial confirmatorio con las submuestras de mujeres ($n = 358$) y de hombres ($n = 262$) y, dado que se esperaba que el modelo presentase un buen ajuste en ambos casos, se empleó *AFC Multigrupo* (*AFCMG*) para comprobar su invarianza factorial en función del sexo. Este análisis se realizó a partir de una sucesión de modelos anidados, cada uno más restrictivo que el anterior: en primer lugar se probó la invarianza configural (misma estructura factorial para los grupos) (*M1*); posteriormente, se consideró la invarianza métrica o débil (las cargas factoriales se restringen a igualdad) (*M2*), luego se evaluó la invarianza fuerte (las cargas factoriales y los inter-

ceptos se restringen a igualdad) (*M3*), y finalmente se probó un modelo de invarianza estricta (las cargas factoriales, los interceptos y las varianzas únicas de los reactivos se restringen a igualdad) (*M4*). Como indicador de que los modelos se mantenían invariantes, se consideró que la diferencia en *CFI* debía ser igual o inferior a .01 entre los sucesivos niveles de invarianza (Cheung y Rensvold, 2002) y que la diferencia en el *RMSEA* debía ser igual o inferior a .015 (Chen, 2007). También se calculó el valor de χ^2 , pero debido a su sensibilidad al tamaño de la muestra, no se ha tenido en cuenta (Wu, Li y Zumbo, 2007). Finalmente, se concluirá que si existe invarianza estricta, los cambios que se observen serán debidos a las variables latentes y no a un sesgo en la medición (DeShon, 2004).

Posteriormente, para comprobar si existen diferencias estadísticamente significativas entre las respuestas dadas por mujeres y hombres a los ítems de la escala resultante, se ha realizado un contraste de medias mediante el estadístico de contraste *t de Student* para muestras independientes y se ha calculado el tamaño de efecto con el estadístico *d* de Cohen.

Por último, se analizó la validez convergente mediante la correlación de Pearson entre los factores resultantes y la variable externa seleccionada previamente como variable criterio (*Estoy satisfecho con la calidad de la comunicación en nuestra pareja*). Según la literatura revisada, se consideró que este ítem podía utilizarse como indicador o criterio externo de lo que el instrumento pretendía medir, esperando encontrar cierto grado de relación estadística entre las respuestas obtenidas en dicho ítem y los factores del cuestionario.

La consistencia interna o fiabilidad del cuestionario se estableció mediante el coeficiente alfa de Cronbach (Cronbach, 1951), calculándose también la correlación ítem-total corregido y el valor alfa de Cronbach si el ítem era eliminado.

Resultados

El porcentaje de valores perdidos se encontraba entre .5% y 1.6% y, según el test de Little, los valores perdidos se distribuían completamente al azar (*MCAR*) ($\chi^2 = 432.854$, $df = 408$, $p = .200$). Cuando se encuentran pequeñas pérdidas de *MCAR* (alrededor del 5%), cualquier método de imputación parece replicar razonablemente los parámetros de la población (Fernández-Alonso, Suárez-Álvarez y Muñoz, 2012). Dentro de los diferentes enfoques modernos para el tratamiento de los valores faltantes, hemos elegido el procedimiento *EM* (Expectation-Maximization) (Dempster, Laird y Rubin, 1977; Pigott, 2001), utilizando para ello el módulo de Análisis del Valor Perdido del programa SPSS, ya que este procedimiento tiene claras ventajas en contextos aplicados (Van Ginkel y Van der Ark, 2005). Todos los ítems cumplieron los supuestos de la curva normal, con valores por debajo del valor 2 en asimetría y por debajo del valor 7 en curtosis (véase Tabla 1).

Tabla 1. Medias, desviaciones estándar, asimetría, curtosis y correlación ítem-total corregido.

	M	DT	Asimetría	Curtosis	Correlación ítem-total corregido
Cuando algo me molesta de mi pareja se lo digo respetando su punto de vista	3.15	.71	-.38	-.44	.484
Procuro no manifestar mis sentimientos a mi pareja	1.72	.85	1.02	.29	.249
Cuando tengo un problema con mi pareja lo hablo con él/ella	3.41	.71	-.89	-.12	.560
Suelo expresar a mi pareja mi opinión y mis deseos	3.44	.70	-1.03	.41	.573
Cuando mi pareja me expresa una crítica la tengo en cuenta	3.22	.68	-.36	-.57	.481
Cuando mi pareja me ayuda se lo agradezco y le hago ver que me ha sido útil	3.56	.64	-1.33	1.43	.576
Conozco las cosas que no le gustan de mí a mi pareja	3.34	.70	-.92	.80	.371
Mi pareja se da cuenta cuando estoy enfadado/a	3.59	.64	-1.40	1.83	.379
Antes de expresar mi enfado a mi pareja procuro relajarme	2.62	.87	-.10	-.67	.239
Cuando sé que me he equivocado pido perdón a mi pareja	3.32	.76	-.87	.13	.484
Cuando mi pareja se siente mal, yo también me siento mal porque no sé cómo ayudarla	3.23	.86	-.81	-.28	.215
Muestro a mi pareja que confío en su capacidad para tomar sus decisiones	3.35	.71	-.74	-.30	.557
Tengo la sensación de que en el día a día solo hablamos de cosas que le interesan a mi pareja	1.65	.85	1.30	1.05	.385
Cuando discutimos suelo gritar a mi pareja	1.91	.87	.67	-.29	.431
He llegado a insultar a mi pareja en una discusión	1.56	.78	1.35	1.25	.424
Suelo comunicar a mi pareja las cosas negativas que veo en ella antes que las positivas	1.91	.82	.68	-.04	.412
Tengo poca paciencia con mi pareja	1.85	.85	.73	-.24	.355
Cuando nos enfadamos puedo estar días sin hablar con mi pareja	1.47	.81	1.71	2.10	.390
Dedicamos tiempo diario a hablar de nosotros (sentimientos, preocupaciones, planes, etc.)	2.88	.86	-.227	-.81	.588
Disponemos del tiempo suficiente para poder comunicarnos	2.89	.86	-.30	-.70	.339
Siento que puedo hablar con mi pareja de cualquier tema	3.56	.71	-1.71	2.59	.584
Estoy satisfecho/a con la calidad de la comunicación en nuestra pareja	3.31	.78	-.90	.15	.624

Del análisis factorial exploratorio (AFE) realizado sobre la primera submuestra ($n1 = 310$) se obtuvieron dos factores que explicaban el 46.6% de la varianza. Estos factores estaban formados por 8 ítems de los 21 iniciales, ya que éstos se fueron eliminando cuando su comunalidad era inferior a .40, o si su carga factorial era inferior a .40 o igual o superior a .40 en más de un factor. La medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin ofreció un valor de .76, que se consi-

dera 'aceptable' (Kaiser, 1974; Hair, Anderson, Tatham y Black, 1999) y la prueba de esfericidad de Bartlett resultó significativa ($\chi^2 = 690.814$; $df = 28$; $p < .00$).

Los factores resultantes se denominaron 'Comunicación positiva' y 'Comunicación negativa'. En la Tabla 2 se muestra la varianza que explica, el número de ítems que incluye y la saturación en los factores para cada elemento.

Tabla 2. Estructura factorial del cuestionario.

Factor	1	2
Nº Items Factor	4	4
% Varianza Total Explicada Factor	29.44%	17.18%
Ítems	Saturación	
Suelo expresar a mi pareja mi opinión y mis deseos	.88	
Cuando tengo un problema con mi pareja lo hablo con ella	.79	
Siento que puedo hablar con mi pareja de cualquier tema	.61	
Cuando algo me molesta de mi pareja se lo digo respetando su punto de vista	.56	
He llegado a insultar a mi pareja en una discusión		.72
Cuando discutimos suelo gritar a mi pareja		.69
Suelo comunicar a mi pareja las cosas negativas que veo en ella antes que las positivas		.56
Tengo poca paciencia con mi pareja		.52

Los valores obtenidos con el análisis factorial confirmatorio sobre la segunda submuestra ($n2 = 310$) indicaron un ajuste óptimo del modelo, obteniéndose un valor de chi cuadrado significativo, $\chi^2 = 31.817$ (19), $p < .03$, $\chi^2/df = 1.675$ y los siguientes valores en los índices calculados: $GFI = .976$, $RMSEA = .047$, $SRMR = .045$, $CFI = .982$, $NFI = .958$, IFI

$= .983$ y $TLI = .974$. Los pesos factoriales encontrados en cada uno de los factores fueron estadísticamente significativos ($p < .01$) con valores estandarizados superiores a .40. El modelo quedó especificado tal como se presenta en la Figura 1 y se denominó 'Escala de Comunicación Autopercebida en la Relación de Pareja' (CARP).

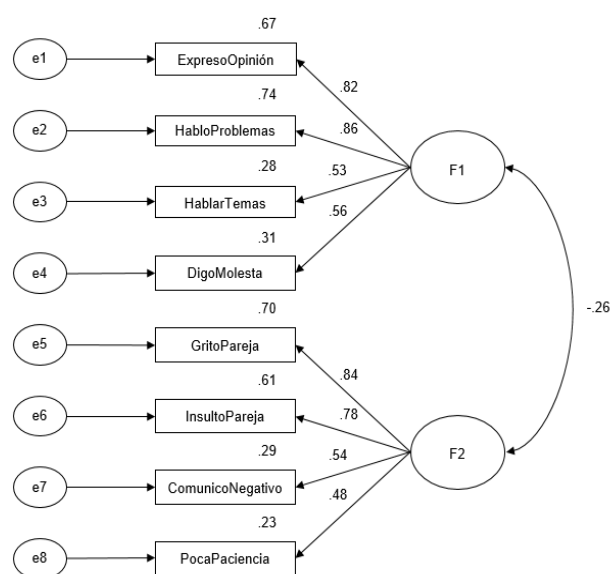


Figura 1. Análisis Factorial Confirmatorio (Submuestra 2).

Para comprobar que el modelo se mantiene estable al tener en cuenta la variable sexo, se ha repetido el análisis factorial confirmatorio con las submuestras de mujeres ($n = 358$) y de hombres ($n = 262$). Los resultados obtenidos evidencian un buen ajuste del modelo en ambos casos (véase Tabla 3).

Tabla 3. Índices de ajuste para mujeres y hombres.

	χ^2	df	p	χ^2/df	GFI	RMSEA	SRMR	CFI	NFI	IFI	TLI
Mujeres	56.059	19	.00	2.950	.964	.074	.056	.956	.935	.956	.935
Hombres	28.157	19	.08	1.482	.974	.043	.046	.983	.951	.984	.983

En ambas muestras, todos los ítems saturan adecuadamente en el factor previsto (véase Tabla 4), observándose intercorrelación baja entre los dos factores ($r = -.26$), lo que

evidencia una adecuada validez discriminante ($r = -.26$ para las mujeres y $r = -.35$ para los hombres).

Tabla 4. Soluciones estandarizadas para el AFC en ambas muestras.

Factor	Factor 1		Factor 2	
	Saturación			
Ítems	M	H	M	H
Suelo expresar a mi pareja mi opinión y mis deseos	.83	.84		
Cuando tengo un problema con mi pareja lo hablo con ella	.84	.80		
Siento que puedo hablar con mi pareja de cualquier tema	.55	.62		
Cuando algo me molesta de mi pareja se lo digo respetando su punto de vista	.52	.61		
He llegado a insultar a mi pareja en una discusión			.78	.75
Cuando discutimos suelo gritar a mi pareja			.76	.73
Suelo comunicar a mi pareja las cosas negativas que veo en ella antes que las positivas			.63	.43
Tengo poca paciencia con mi pareja			.50	.48

M = Mujeres; H = Hombres

Debido a que el modelo de dos factores presentó un ajuste óptimo, tanto para las mujeres como para los hombres, se empleó un AFC Multigrupo (AFCMG) para comprobar su invarianza factorial en función del sexo. Los resultados muestran una invarianza factorial estricta, ya que no se

encontraron diferencias en el ajuste de los modelos anidados, tal como lo indica la Tabla 5, en la que se observa que en todos los casos ΔCFI es inferior a .01 y $\Delta RMSEA$ es inferior a .015.

Tabla 5. Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial en hombres y mujeres.

Model	χ^2	df	χ^2/df	$\Delta\chi^2$	Δdf	p	CFI	ΔCFI	RMSEA	$\Delta RMSEA$
M1. M1. Invarianza configural	84.208	38	2.216			.000	.967		.044	
M2. Invarianza métrica	90.502	44	2.057	6.294	6	.000	.966	-.001	.041	-.003
M3. Invarianza fuerte	99.074	47	2.108	8.572	3	.000	.962	-.004	.042	.001
M4. Invarianza estricta	112.650	55	2.048	13.576	8	.000	.958	-.004	.041	-.001

Finalmente, se ha aplicado el estadístico de contraste *t de Student* para comprobar si existen diferencias estadísticamente significativas entre las respuestas dadas por mujeres y hombre a los ítems de la escala resultante. Los resultados indican que las mujeres obtienen puntuaciones medias más altas que los hombres en cuatro de los ocho ítems (dos en ca-

da factor), si bien el tamaño de efecto (medido con el estadístico *d de Cohen*) es pequeño (véase Tabla 6). Los contrastes se han realizado para los 8 ítems porque la escala diseñada solo pretende mostrar el perfil de cada sujeto en los dos estilos de comunicación, sin pretender ofrecer una puntuación total.

Tabla 6. Contrastes de medias entre mujeres y hombres.

	M	H	<i>p</i>	<i>d</i>
Cuando algo me molesta de mi pareja se lo digo respetando su punto de vista	3.18	3.10		
Cuando tengo un problema con mi pareja lo hablo con él/ella	3.51	3.27	.00	.17
Suelo expresar a mi pareja mi opinión y mis deseos	3.55	3.30	.00	.18
Cuando discutimos suelo gritar a mi pareja	1.98	1.81	.02	.10
He llegado a insultar a mi pareja en una discusión	1.62	1.48	.03	.09
Suelo comunicar a mi pareja las cosas negativas que veo en ella antes que las positivas	1.91	1.91		
Tengo poca paciencia con mi pareja	1.88	1.80		
Siento que puedo hablar con mi pareja de cualquier tema	3.57	3.56		

M = Mujeres; H = Hombres

El análisis de la validez convergente calculado mediante la correlación de Pearson entre los factores resultantes y la variable externa seleccionada como criterio (ítem *Estoy satisfecho con la calidad de la comunicación en nuestra relación*), indicó que el Factor 1 resultaba un buen predictor para el indicador de satisfacción general con la comunicación en la pareja y el Factor 2 un predictor moderado, ya que se obtuvieron unos valores en la correlación de Pearson de .56 y -.33 respectivamente ($p \leq 0.00$ bilateral en ambos casos).

El coeficiente de fiabilidad Alfa de Cronbach del conjunto de los ítems fue de .75 y el de los factores resultantes fue de .79 (Factor 1) y .73 (Factor 2), valores que pueden considerarse entre aceptables y buenos según George y Mallery (2003). Se comprobó, además, que dicho valor no aumentaba si se eliminaba alguno de los elementos y que el valor de la correlación ítem-total corregida era superior a .35 en los 8 ítems que conforman la CARP (Cohen y Manion, 2002).

Discusión y Conclusiones

El instrumento generado en esta investigación refleja dos estilos comunicativos opuestos, que se corresponden con dos de los estilos de comunicación marital, positivo y negativo, contemplados por Sánchez Aragón y Díaz Loving (2003). Según estos autores, el estilo positivo define a personas que transmiten a sus parejas sus pensamientos y sentimientos, demuestran afecto, son abiertas, amables, cooperativas, atentas, comprensivas y comunicativas con el otro, buscan comunicar con respeto y presentan una divulgación alta y explícita. Por el contrario, el estilo negativo tiende a una verbalización no explícita, presentando una comunicación cerrada, a pesar de manifestar una alta divulgación que se suele acompañar de señales extra verbales; las personas que utilizan este estilo minimizan la importancia de la experiencia del otro, transmiten información de manera inadecuada, están normalmente en desacuerdo, buscan crear conflictos y encontrar defectos en todo y en todos, llegando a parecer más

interesadas en molestar que en comunicar, al centrarse en criticar y no valorar al otro.

Comparativamente con otros instrumentos sobre comunicación y relaciones de pareja no construidos con muestra española, pero sí adaptados y validados a ella, la escala desarrollada presenta índices algo superiores y un considerable menor número de ítems totales. Como refiere Montes-Berges (2009), el análisis factorial para validar el *Cuestionario de patrones de comunicación (CPQ)* (Christensen, 1988) reportó, en sus mejores resultados (con 3 factores), unos índices ($CFI = .91$, $NFI = .89$, $RMSR = .067$), algo más bajos que los de la escala presentada ($CFI = .98$, $NFI = .96$, $SRMR = .045$), y explicó el 44.78% de la varianza con 20 ítems frente al 46.6% de la varianza explicada con 8 ítems de esta escala (tanto el CPQ como el CARP muestran un coeficiente de fiabilidad α de .75).

De igual modo, la adaptación por esta misma autora de la *Escala de diferenciación en la relación de pareja (DIFS)* (Anderson y Sabatelli, 1992) presentó resultados con la misma tendencia, al generar un instrumento compuesto por dos factores similares a los de la escala aquí diseñada (*Respeto hacia el otro* y *Acciones negativas hacia el otro*), constituido por 18 ítems que explicaban el 42.06% de la varianza ($\alpha = .70$).

Tras el proceso de creación y validación del instrumento presentado en este documento, se ha obtenido la Escala de Comunicación Autopercebida en la Relación de Pareja (CARP), compuesta por 8 ítems y una estructura bifactorial, que refleja dos polos opuestos de la comunicación (positiva/asertiva y negativa/agresiva), que se mantiene estable para ambos sexos. Esta estructura se corresponde con las clasificaciones previamente consultadas sobre otras escalas que evalúan la misma temática. Los resultados de la confiabilidad y las propiedades psicométricas de la escala sugieren que puede ser utilizada en contextos empíricos, lo que sumado a su brevedad y fácil aplicación, contribuye a convertirla en un instrumento útil para los diferentes ámbitos en los que se investiga o se requiere evaluar la comunicación en las relaciones de pareja. Entre sus valores añadidos, por comparación

con otras escalas, se encuentra ser actual y centrada en la población española, recogiendo elementos relevantes de su diversidad.

Entre las diversas áreas de diagnóstico o intervención en las que puede utilizarse la escala, destaca su aplicación en el campo de la detección y prevención de conflictos entre la pareja. Como señalan Paleari, Regalia y Fincham (2010), la calidad percibida en la relación puede predecirse en gran medida por las respuestas negativas que se dan ante el conflicto (no perdonar, agredir o evitar), lo que a su vez está directa e indirectamente relacionado con el uso de una comunicación efectiva.

La comunicación, elemento fundamental en el abordaje y la resolución de conflictos, también suele situarse como una de las fuentes más comunes que originan desacuerdos entre las parejas (Papp, 2018). Por ejemplo, malinterpretar lo que el otro ha querido decir, tiende a generar una actitud defensiva, lo que acaba por aumentar la tensión y aleja la solución del conflicto; ante ello es fundamental contar con habilidades para establecer una comunicación eficaz y clara, lo que conllevará que ambas partes se hagan entender e, incluso, descubran que tal problema no existía o que era de fácil solución (Armas Hernández, 2003). Ante esta realidad, ser capaces de detectar las fortalezas y las necesidades en cuanto a la comunicación de las parejas, permitirá reducir el deterioro que en ocasiones sufre el contexto familiar como consecuencia de los conflictos, con el consiguiente efecto negativo para los hijos e hijas. A este respecto, se requieren estrategias para resolverlos de manera constructiva, mejorando las habilidades

de comunicación y de escucha activa, controlar las actitudes agresivas y favorecer la empatía (Save the Children, 2009).

Además, como aportación de la escala, cabe añadir que se ha contado con población de dos zonas geográficas del país (norte y sur) y que se ha buscado incluir en la muestra el máximo de diversidad que ha sido posible. Por el contrario, entre las limitaciones a destacar, hay que señalar que la escala generada es de autopercepción, aunque hay que tener en cuenta que los datos que proporcionan este tipo de instrumentos pueden ser muy significativos desde el punto de vista clínico. Asimismo, no se han utilizado otras técnicas ya validadas para la evaluación de la comunicación en las relaciones de pareja, lo que ayudaría a contrastar la validez convergente. No obstante, para suplir en la medida de lo posible esta limitación se seleccionó un ítem con contenido que, en base a la literatura revisada, podría resultar un buen predictor de la comunicación. Estas limitaciones permiten sugerir y orientar otros estudios, como incluir la recogida de información cualitativa, aplicar la escala en otras zonas geográficas (como otros países), otros contextos (como el ámbito clínico), estudiar la influencia de otras variables sobre la calidad de la relación de pareja (como la duración de la relación, convivir o no, y tener o no hijos) y ampliar la diversidad de parejas, por ejemplo recogiendo información de personas de mayor edad o de parejas homosexuales, con el fin de obtener una mayor validez para generalizar los resultados.

Agradecimientos.- Esta publicación forma parte del proyecto EDU2012-38074 y el segundo autor contó con el contrato predoctoral BES-2013-063623, ambos concedidos por el Ministerio de Economía, Industria y Competitividad de España.

Referencias

- Anderson, S. A., & Sabatelli, R. M. (1992). The differentiation on the family system scale (DIFS). *The American Journal of Family Therapy*, 20, 77-89.
- Armas Hernández, M. (2003). La mediación en la resolución de conflictos. *Educar*, 32, 125-136.
- Armenta Hurtarte, C., & Díaz-Loving, R. (2008). Comunicación y Satisfacción: Analizando la Interacción de Pareja. *Psicología Iberoamericana*, 16(1), 23-27.
- Bartlett, M. S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology*, 3, 77-85. doi:10.1111/j.2044-8317.1950.tb00285.x
- Bartle-Haring, S., Ferriby, M., & Day, R. (2018). Couple Differentiation: Mediator or Moderator of Depressive Symptoms and Relationship Satisfaction?. *Journal of marital and family therapy*. doi:10.1111/jmft.12326
- 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. 133- 162). Beverly Hills, CA: Sage.
- Burgoon, J. K., & Hale, J. (1987). Validation and Measurement of the Fundamental Themes of Relational Communication. *Communication Monographs*, 54, 19-41. doi:10.1080/03637758709390214
- Calvache Mora, C. A. (2015). Perspectiva sistémica de la comunicación humana y sus desórdenes. *Revista Ciencias de la Salud*, 13(3) 327-329.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indices to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14, 464-504. doi:10.1080/10705510701301834
- Cheung, G., & Rensvold, R. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9, 233-255. doi:10.1207/S15328007SEM0902_5
- Christensen, A. (1988). Dysfunctional interaction patterns in couples. En P. Noller, & M. A. Fitzpatrick (Eds.), *Perspectives on marital interaction* (pp. 31-52). Clevedon y Philadelphia: Multilingual Matters.
- Cohen, L., & Manion, L. (2002). *Métodos de investigación cuantitativa*. Madrid: La Muralla.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika*, 16, 297-334. doi:10.1007/BF02310555
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16-29.
- Dempster, A. P., Laird, N. M., & Rubin, D. B. (1977). Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society (Series B: Methodological)*, 39(1), 1-38.
- DeShon, R. P. (2004). Measures are not invariant across groups without error variance homogeneity. *Psychology Science*, 46(1), 137-149.
- 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.
- Encabo Fernández, E., & López Valero, A. (2004). Diferencias de género y comunicación: aspectos no verbales y propuestas didácticas. *Didáctica (Lengua y Literatura)*, 16, 45-56.
- Fernández-Alonso, R., Suárez-Álvarez, J., & Muñoz, J. (2012). Imputación de datos perdidos en las evaluaciones diagnósticas educativas. *Psicothema*, 24(1), 167-175.
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: algunas consideraciones adicionales. *Anales de Psicología*, 30(3), 1170-1175. doi:10.6018/analesps.30.3.199991
- Finch, H. (2006). Comparison of the Performance of Varimax and Promax

- Rotations: Factor Structure Recovery for Dichotomous Items. *Journal of Educational Measurement*, 43, 39–52. doi:10.1111/j.1745-3984.2006.00003.x
- Flores Galaz, M. M. (2011). Comunicación y conflicto: ¿qué tanto impactan en la satisfacción marital? *Acta de investigación psicológica*, 1(2), 216-232.
- García Meraz, M., & Romero Palencia, A. (2012). Mantenimiento en la relación de pareja: construcción y validación de dos escalas. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 34(1), 133-155.
- George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference*. 11.0 (4th ed.). Boston: Allyn y Bacon.
- Goodman, L. A. (1961). Snowball Sampling. *Annals of Mathematical Statistics*, 32, 148-170.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1999). *Análisis Multivariante* (5ª ed.). Madrid: Prentice Hall.
- Hawkins, J. L., Weisberg, C., & Ray, D. W. (1980). Spouse differences in communication and style: Preference, perception, behavior. *Journal of Marriage and the Family*, 42, 585-593.
- Hendrickson, A. E., & White, P. O. (1964). PROMAX: A quick method for rotation to oblique simple structure. *British Journal of Statistical Psychology*, 17, 65-70. doi:10.1111/j.2044-8317.1964.tb00244.x
- Hoelter, J. W. (1983). Factorial invariance and self-esteem: Reassessing race and sex differences. *Social Forces*, 61, 835846. doi:10.1093/sf/61.3.834
- 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. doi:10.1080/10705519909540118
- Iturralde, C. (2003). Familia y pareja: Comunicación, conflicto y violencia. En J. Corsi (Comp.), *Maltrato y abuso en el ámbito doméstico. Fundamentos teóricos para el estudio de la violencia en las relaciones familiares*. Buenos Aires: Editorial Piados.
- Kahn, M. (1970). Non-Verbal Communication and Marital Satisfaction. *Family Process*, 9, 449-456. doi:10.1111/j.1545-5300.1970.00449.x
- Kaiser, H. F. (1970). A second generation Little Jiffy. *Psychometrika*, 35, 401-415. doi:10.1007/bf02291817
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31-36. doi:10.1007/bf02291575
- Kerlinger, F., & Lee, H. (2002). *Investigación del comportamiento: métodos de investigación en ciencias sociales*. México: McGraw Hill.
- Lampis, J., Cataudella, S., Busonera, A., & Skowron, E. A. (2017). The role of differentiation of self and dyadic adjustment in predicting codependency. *Contemporary Family Therapy*, 39(1), 62-72. doi:10.1007/s10591-017-9403-4
- Lawley, D. N., & Maxwell, A. E. (1971). *Factor analysis as a statistical method*. London: Butterworths.
- 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.x
- Little, R. J. A. (1988). A test of missing completely at random for multivariate data with missing values. *Journal of the American Statistical Association*, 83(404), 1198-1202.
- 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. doi:10.6018/analesps.30.3.199361
- Markland, D. (2007). The golden rule is that there are no golden rules: A commentary on Paul Barrett's recommendations for reporting model fit in structural equation modelling. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 851-858. doi:10.1016/j.paid.2006.09.023
- Martínez-Álvarez, J. L., Fuertes-Martín, A., Orgaz-Baz, B., Vicario-Molina, I., & González-Ortega, E. (2014). Vínculos afectivos en la infancia y calidad en las relaciones de pareja de jóvenes adultos: el efecto mediador del apego actual. *Anales de Psicología*, 30(1). doi:10.6018/analesps.30.1.135051
- Miller, S., Nunnally, E. y Wackman, D. (1976). A communication training program for couples. *Social Casework*, 57(1), 9-18. doi:10.1177/104438947605700102
- Montes-Berger, B. (2009). Patrones de comunicación, diferenciación y satisfacción en la relación de pareja: Validación y análisis de estas escalas en muestras españolas. *Anales de psicología*, 25(2), 288-298.
- Muraru, A. A., & Turluc, M. N. (2012). Family-of-origin, romantic attachment, and marital adjustment: a path analysis model. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 33, 90-94. doi:10.1016/j.sbspro.2012.01.089
- Norton, R. W. (1978). Foundation of a communicator style construct. *Human Communication Research*, 4(2), 99-112. doi:10.1111/j.1468-2958.1978.tb00600.x
- Paleari, F. G., Regalia, C., & Fincham, F. D. (2010). Forgiveness and Conflict Resolution in Close Relationships: Within and Cross Partner Effects. *Universitas Psychologica*, 9(1), 35-56.
- Papp, L. M. (2018). Topics of marital conflict in the everyday lives of empty nest couples and their implications for conflict resolution. *Journal of Couple & Relationship Therapy*, 17(1), 7-24. doi:10.1080/15332691.2017.1302377
- Pigott, T. D. (2001). A Review of Methods for Missing Data. *Educational Research and Evaluation*, 7(4), 353-383. doi:10.1076/edre.7.4.353.8937
- Ríos González, J. A. (2005). *Los ciclos vitales de la familia y la pareja: ¿crisis u oportunidades?* Madrid: CCS.
- Ruíz Becerril, D. (2001). Relaciones de pareja. *Revista de Educación*, 325, 49-55.
- Sánchez Aragón, R., & Díaz Loving, R. (2003). Patrones y estilos de comunicación de la pareja: Diseño de un inventario. *Anales de psicología*, 19(2), 257-277.
- Sánchez-Aragón, R. (2014). Evaluación psicológica de la comunicación relacional no verbal. *Pensando Psicología*, 10(17), 27-42. doi:10.16925/pe.v10i17.782
- Satir, V. (1986). *Relaciones Humanas en el Núcleo Familiar*. México: Pax México.
- Save the Children. (2009). *Creciendo como padres y madres*. Madrid: PROCREA.
- Slaticher, R. B., & Selcuk, E. (2017). A social psychological perspective on the links between close relationships and health. *Current directions in psychological science*, 26(1), 16-21. doi:10.1177/0963721416667444
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5th ed.). Nueva York, NY: Allyn and Bacon.
- Touliatos, J., Perlmutter, B. F., & Holden, G. W. (2001). *Handbook of family measurement techniques*. USA: Sage.
- Urbano Contreras, A. (2018). *Relaciones de pareja y sus implicaciones familiares: Análisis de necesidades socioeducativas*. Tesis doctoral. Universidad de Oviedo.
- Urbano-Contreras, A., Iglesias-García, M. T., & Martínez-González, R. A. (2019). Satisfacción general y sexual con la relación de pareja en función del género. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, (165), 143-158. doi:10.5477/cis/reis.165.143
- Urbano-Contreras, A., Martínez-González, R. A., & Iglesias-García, M. T. (2018). Parenthood as a Determining Factor of Satisfaction in Couple Relationships. *Journal of Child and Family Studies*, 27(5), 1492-1501. doi:10.1007/s10826-017-0990-3
- Uribe Alvarado, I. (2012). Relación entre estilos de comunicación y satisfacción sexual en estudiantes universitarios. *Revista Interamericana de Psicología/Interamerican Journal of Psychology*, 45(2), 157,167. doi:10.30849/rip/ijp.v45i2.145
- Van Ginkel, J. R., & Van der Ark, L. A. (2005). SPSS syntax for missing value imputation in test and questionnaire data. *Applied Psychological Measurement*, 29(2), 152-153. doi:10.1177/0146621603260688
- Vangeneugden, T., Laenen, A., Geys, H., Renard, D., & Molenberghs, G. (2005). Applying concepts of generalizability theory on clinical trial data to investigate sources of variation and their impact on reliability. *Biometrics*, 61, 295-304. doi:10.1111/j.0006-341X.2005.031040.x
- Vangelisti, A., & Perlman, D. (2010). *The Cambridge Handbook of Personal Relationships*. New York: Cambridge University Press.
- Vidal González, L. F., Rivera Aragón, S., Díaz-Loving, R., & Méndez Ramírez, I. (2012). Elaboración de una escala de permanencia en la relación de pareja. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 33(1), 199-218.
- Wu, A. D., Li, Z., & Zumbo, B. D. (2007). Decoding the meaning of factorial invariance and updating the practice of multi-group confirmatory factor analysis: A demonstration with TIMSS data. *Practical Assessment, Research, & Evaluation*, 12, 1-26.