


Propiedades psicométricas y adaptación del Cuestionario de Relación (RQ) en varones entre 18 y 35 años en Arequipa

Psychometric Properties and Adaptation of the Relationship Questionnaire (RQ)
in Men Between 18 to 35 Years Old in Arequipa

Débora Fátima Rodríguez Meza


Universidad Católica San Pablo, Arequipa, Perú

 <https://orcid.org/0000-0002-9074-2328>

Correspondencia: derodriguez.me@gmail.com

Julio César Huamani Cahua

Universidad Católica San Pablo, Arequipa, Perú

 <https://orcid.org/0000-0001-8159-803X>

Correspondencia: jchuamni@ucsp.edu.pe

Resumen

Esta investigación instrumental del Cuestionario de Relación (RQ) construido por Bartholomew y Horowitz (1991) y traducido por Yárnoz-Yaben y Comino (2011), adapta sus 5 ítems para la población masculina de Arequipa, a partir de la evaluación de una muestra de 413 varones entre 18 y 35 años. Se modificaron 2 ítems y el análisis factorial confirmatorio arrojó un modelo unidimensional identificado de 4 ítems con un ajuste satisfactorio. El RQ constituye un instrumento referencial para la identificación de estilos de apego sin varianza etaria que debe ser contrastada con la evaluación clínica o utilizado en casos en que su medida es de importancia secundaria.

Palabras clave: Apego adulto, propiedades psicométricas, validez, confiabilidad, invarianza.



Abstract

This instrumental research about the Relationship Questionnaire (RQ) created by Bartholomew and Horowitz (1991) and translated by Yárnoz-Yaben and Comino (2011), adapts its 5 items to Arequipa, by the evaluation of a sample of 413 males between 18 and 35 years old. Two items were modified and the confirmatory factor analysis yielded an identified one-dimensional model of 4 items with a satisfactory fit. The RQ is a reference instrument for the identification of attachment styles without age variance that must be contrasted with clinical evaluation or used in cases where its measurement is of secondary importance.

Keywords: Adult Attachment, psychometric properties, validity, reliability, invariance.

Introducción

El apego es un constructo desarrollado por John Bowlby (1958, 1959, 1960) para designar una relación vincular intensa y duradera entre dos personas. Los estudios y teorización primigenios en el tema fueron realizados acerca de infantes y sus cuidadores principales, descubriendo que este vínculo constituye el punto de partida para las demás relaciones significativas que el niño desarrolla y para su forma de relacionarse con el entorno.

La evidencia ha demostrado que la clasificación de las variantes de este constructo (apego seguro, inseguro y ambivalente) según el esquema mental sobre sí y sobre los otros desarrollados por el sujeto (Ainsworth, 1967) tiene estabilidad en el tiempo y realmente grafica la relación de causa-efecto de la conducta del cuidador sobre la del infante (Zhang & Labouvie-Vief, 2004).

Mientras que en niños la evaluación de apego se desarrolla a partir de la relación

concreta con el cuidador principal para predecir el comportamiento general, en adultos se analiza el comportamiento general para, desde él, predecir conductas en una relación significativa específica (Holmes, 2017; Zhang & Labouvie-Vief, 2004). El apego adulto ha mostrado invariabilidad respecto al sexo del evaluado (Santelices et al., 2011). Sin embargo, presenta mayor fluidez que estabilidad en el período entre la adolescencia y la adultez tardía (Alexander et al., 2001; Zhang & Labouvie-Vief, 2004). Asimismo, se encuentra una tendencia a aumentar el apego seguro junto con la edad (Klohnen & John, 1998; Mickelson et al., 1997).

Se ha encontrado también, relación directa entre apego seguro y auto-reportes de bienestar, satisfacción y adaptación positiva (Crowell et al., 1999; Greenberg, 1999), además de ser un factor protector frente a conflictos en relaciones afectivas (Smith, 2015; Smith-Etxeberria et al., 2014), ligado a la aparición de dependencia emocional (Izquierdo-Martínez & Gómez-Acosta, 2013; Rocha et al., 2019) y negativamente

proporcional a sintomatología depresiva y ansiosa (Bifulco et al., 2002; Carnelley et al., 1994; Hazan & Shaver, 1987, 1994; Ramos Guerrero & Eyzaguirre, 2018; Shaver et al., 1996), incluso a violencia doméstica (Hurtado & Marchan, 2016) y patologías médicas como diabetes o cáncer (Atakere & Baker, 2016; Ciechanowski et al., 2006).

Algunas categorías de apego tienen modelos internos de procesamiento identificables con síntomas nucleares de desórdenes de personalidad: miedo a ser abandonado (trastorno Límitrofe), rechazado (trastorno evitativo) o herido (trastorno paranoide y esquizotípico). Un estudio en 239 gemelos (Crawford et al., 2007) sobre trastorno de personalidad vinculado al estilo ansioso y evitativo encontró que un 40% de presentación del primero es hereditaria, mientras que el segundo es formado por el entorno. Existe una relación directa entre el estilo vincular desarrollado por el padre y el de los hijos pequeños (Bretherton, 1992; Ordiales, Saldaña y Sabuco, 2019) y las experiencias tempranas de violencia están relacionadas con apego ansioso y evitativo (Simpson & Rholes, 2017; Widom et al., 2018).

A pesar de que el apego infantil es una propuesta aceptada casi universalmente, el apego adulto aún no llega a un consenso teórico (Hesse, 2016). Es recién a partir de la creación de la Entrevista de Apego Adulto (AAI; George, Kaplan, y Main, citados por Zhang & Labouvie-Vief, 2004) que se evalúa la autopercepción de apego del evaluado en contraste con los comportamientos adoptados durante la entrevista

que permitió el estudio homogéneo de este constructo (Ravitz et al., 2010).

Aun así, la discusión continúa. La primera de las incertidumbres es respecto al proceso de transformación que sufre el apego desde la infancia: se tiene registro de hasta 30% de variabilidad sujeta al surgimiento de acontecimientos estresores fuertes y relacionado al tipo de apego seguro o inseguro desarrollado en la infancia (Davila et al., 1997; Dávila & Cobb, 2003; Fraley, 2002). A partir de este conflicto, las opiniones están divididas entre dos modelos de desarrollo: prototípico (Stern et al., 2018; Fraley et al., 2011) y revisionista (Jones et al., 2018). Es decir, partir de un patrón común a lo largo de toda la vida, o asumir el apego como un constructo variable a lo largo de la vida, aunque ya existen intentos de contrastar la data con los postulados para resolver el disenso (Fraley, 2002).

En segundo lugar, se cuestionan las categorías que deberían aplicarse para su mejor medición: ¿Las mismas que en infantes o modificar los parámetros de distinción? o, por el contrario, utilizar varias dimensiones. Esto último especialmente debido a las modificaciones que los clasificadores internacionales están realizando (Brown & Barlow, 2005; Drabick, 2009; Esterberg & Compton, 2009; Livesley, 2007; Widiger, 1992) con el objeto de tener una visión más aproximada a la realidad y a la universalidad del diagnóstico.

Dejando de lado las diferencias que pueda haber entre las diferentes categorías que se

consideren en la evaluación, las diferencias se centran en si categorizar el apego adulto en 3 ó 4 prototipos. La categorización en 4 modelos brinda mayor información para detectar algunas patologías importantes como trastorno límite de la personalidad (Levy et al., 2005), aunque ellos utilizan las categorías: evitativo, preocupado y temeroso-preocupado. Diferente en relación a la teoría usual de los instrumentos de medición de apego romántico (que es una forma común de medición de apego adulto) en la que se emplea la categoría temeroso-evitativo: una concepción más cercana a la evitación de las relaciones en contraste con la tendencia ansiosa, aunque insegura, del temeroso-preocupado (Campbell et al., 2005) que responde más precisamente a criterios centrales de diagnóstico y presentes en el AAI o el *Experiences in Close Relationships Inventory* (ECR, Brennan et al., 1998).

Bartholomew y Horowitz (1991) proponen, haciendo una revisión de los principios de Mary Ainsworth respecto a los tipos de apego, una solución interesante: Ainsworth (1940) afirma que la seguridad respecto a la familia es de tipo dependiente en las primeras etapas, pero cuando la familia falla, el niño queda privado de una base segura. Este patrón relacional oscila entre dos perspectivas. El *Modelo de sí*, que representa la internalización del valor propio y, por tanto, la expectativa positiva sobre futuras relaciones sociales. Ese modelo está en constante interacción con el *Modelo de otros*, que refiere a las expectativas sobre accesibilidad y soporte que el sujeto espera de las personas a su alrededor (Ainsworth,

1967; Griffin & Bartholomew, 1991). Estos modelos desembocan en conductas y sentimientos de ansiedad, cuando se tiene un alto concepto de los otros; o evitación, cuando existe una visión muy positiva en el *Modelo de sí*.

El *Cuestionario de Relación* de Bartholomew y Horowitz (1991) es un instrumento de rápida aplicación que consta de 4 ítems, y fue desarrollado por expertos en el tema que proporciona resultados categoriales sobre el tipo de relación (Seguro, Evitativo, Ansioso y Temeroso), junto con la comprensión e interpretación del constructo como una variable continua, dimensional entre las orillas de ansiedad y evitación (o Modelo de sí y de otros) (Griffin & Bartholomew, 1994a). Sin embargo, Leak y Parsons (2001) y otros autores la refieren como no sensible al ideal de deseabilidad social (Yáñez-Yaben & Comino, 2011). A pesar de que el RQ muestra validez y relevancia, ha sido criticado por sus escalas de un solo ítem. Por esto, se comparó en dos tomas de información, separando en una de las tomas cada oración de los ítems para ser evaluada de forma individual. Los resultados no variaron significativamente respecto a la aplicación ortodoxa (Zhang & Labouvie-Vief, 2004).

Únicamente dos pruebas han sido analizadas como de corta duración y doble parámetro: el *Relationship Scale Questionnaire* (RSQ, Griffin & Bartholomew, 1994a) y el *Relationship Questionnaire* (RQ, Bartholomew & Horowitz, 1991). Esta última con validez convergente con otras escalas de medición y confiabilidad

adecuada en el test-retest (Bäckström & Holmes, 2001; Griffin & Bartholomew, 1994b; Scharfe & Bartholomew, 1994; Stein et al., 2002; Zhang & Labouvie-Vief, 2004). Collin y Read (1990) compararon el RQ en un estudio longitudinal de dos cortes para comprobar la fiabilidad de la escala separando cada oración del ítem en escala de Likert. Se obtuvieron resultados que sobrepasaron lo mínimo necesario (Seguro: $\alpha_1 = .47$, $\alpha_2 = .47$; Preocupado $\alpha_1 = .70$, $\alpha_2 = .68$; Temeroso: $\alpha_1 = .72$, $\alpha_2 = .83$; Evasivo: $\alpha_1 = .57$, $\alpha_2 = .49$).

Metodología

Diseño de investigación

Investigación de tipo instrumental (Ato et al., 2013), a partir del análisis de datos para hallar las propiedades psicométricas del *Cuestionario de Relación* (RQ) en varones de la ciudad de Arequipa, con datos recopilados en junio del 2020.

Participantes

Se tomó como muestra a 413 varones entre 18 y 25 años residentes en la ciudad de Arequipa, que fueron seleccionados de manera no probabilística.

Instrumento

Se aplicó el *Cuestionario de Relación* (RQ, por sus siglas en inglés), elaborado por Bartholomew y Horowitz (1991), adaptado a la población española y traducido por Yáñez-Yaben y Comino (2011). Consta de cinco ítems de respuesta diversa: el primero es de

opción múltiple, una escala categorial y los cuatro siguientes se miden en escala de Likert (1= Totalmente en desacuerdo, 2= Bastante en desacuerdo, 3= Un poco en desacuerdo, 4= Ni de acuerdo ni en desacuerdo, 5= Un poco de acuerdo, 6= Bastante de acuerdo, 7= Totalmente de acuerdo).

La prueba evalúa los estilos de apego adulto, y clasifica el comportamiento en cuatro categorías según la respuesta del primer ítem: 1= Seguro (S), 2= Evitativo (E), 3= Preocupado (P), 4= Temeroso (T). La puntuación por dimensiones se obtiene de los ítems 2, 3, 4 y 5. Para calificar la dimensión de *Ansiedad* (Modelo de Otros) se suman los puntajes marcados (en la escala de Likert) de las opciones 4 y 5 (T y P), restándole al total la sumatoria obtenida de las 2 y 3 (S y E). Respecto a la dimensión de *Evitación* (Modelo de Sí) se puntúa sumando primero 3 y 5 (E y T) y restando la suma de las propuestas 2 y 4 (S y P). Se califican como seguros aquellos evaluados que presentan más alto o igual puntaje en el *Modelo de Sí* respecto del *Modelo de Otros*.

Procedimiento

Se revisó la literatura en busca de un instrumento de evaluación rápida de apego adulto, se llevó a juicio de expertos, quienes sugirieron algunas modificaciones en los ítems; esta segunda versión se transcribió para su aplicación en modo virtual para luego someterla a una calificación de V de Aiken. Se distribuyó el instrumento para ser llenado a través de las redes sociales. Los participantes aceptaron responder con sinceridad y llenaron una ficha para

cerciorar su edad, sexo y lugar de residencia. Se eliminaron manualmente los cuestionarios que no cumplían los criterios de inclusión-exclusión o mostraban información dudosa.

Análisis de datos

La base de datos fue descargada en formato Excel para ser importada al software estadístico JASP en el que se procesaron los ítems para obtener sus medidas descriptivas, posteriormente se trasladaron los datos al programa *Factor Analysis v. 10.10.03* (Timmerman, 2005), en el que se realiza el análisis factorial confirmatorio con 2 modelos distintos para procurar el mejor ajuste posible. Para encontrar el modelo unidimensional de mejor ajuste, se extrae el ítem 3 por tener menor carga factorial y se obtienen resultados favorables. Para la identificación del modelo de distribución, se halló el grado de libertad, basado en el número de indicadores y el número de elementos de la matriz de entrada. Obteniendo 4 grados de libertad en el modelo. Esto corresponde con la literatura que afirma que para identificar un modelo, la cantidad de elementos de la matriz de entrada debe ser igual o superior al número de parámetros estimados libres (11 en este caso; Brown, 2006; Carvalho y Chima, 2014). Los elementos de la matriz (b) se obtienen mediante la fórmula: $b = p(p+1)/2$, siendo p : número de indicadores. A partir de estos datos, se obtienen los grados de libertad del modelo restando el número de parámetros identificados a los elementos de la matriz (Brown, 2006). Con el modelo construido, se estimó la invarianza en

la medición según edad (en el mismo programa). Una vez notado que los valores permiten aprobar el modelo, se somete al análisis de los estadísticos de coeficiente de confiabilidad (α de Mc Donald; Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017) y sus medidas descriptivas.

Resultados

Se realizó un análisis descriptivo de los 5 ítems para 413 participantes (Tabla 1). En la descripción del ítem 1 (en escala del 1 al 4) se encontró una media (1.79) de tendencia asimétrica positiva (.965), curtosis negativa (-.339) y correlación fuerte significativa directa con el resto del test ($cit_1 = .454$). Respecto a los ítems con escala más amplia (1 al 7) se encontraron medias altas en el ítem 2 ($M = 5.17$) y 3 ($M = 4.91$) y centrales en el 4 ($M = 3.59$) y 5 ($M = 3.14$). Los resultados por ítem arrojan desviaciones cercanas a 2 ($DE_2 = 1.71$; $DE_3 = 1.64$; $DE_4 = 1.69$; $DE_5 = 1.88$). Los índices de asimetría y curtosis indican variaciones dentro de la normalidad, en un rango de $\pm 1,5$ (George & Mallery, 2001). Al ser una muestra normal por los estadísticos revisados, y tratarse de una porción bastante representativa (413 muestras para 5 ítems) se utilizó el estimador de Máxima Verosimilitud Robusta que es empleado para muestras representativas con escalas diferentes. Asimismo, las correlaciones entre los ítems y el test completas son altamente significativas, de correlación directa, media y positivas en su mayoría ($cit_1 = .454$; $cit_3 = .448$; $cit_4 = .594$; $cit_5 = .615$); y la que, bajo estándares estrictamente estadísticos,

puede considerarse baja ($cit_2 = .267$), considerados fuertes puntajes superiores o iguales a .3 (Gaskin, 2016).

Tabla 1.
Análisis de los Ítems

Ítems	M	DE	Min.	Max.	g_1	g_2	cit
Ítem 1	1.79	1.00	1	4	.965	-.339	.454**
Ítem 2	5.17	1.71	1	7	-1.037	.130	.267**
Ítem 3	4.91	1.64	1	7	-.709	-.337	.448**
Ítem 4	3.59	1.69	1	7	.093	-1.082	.594**
Ítem 5	3.14	1.88	1	7	.518	-.874	.615**

Nota: $n = 413$; $M =$ media; $DE =$ desviación estándar; $g_1 =$ asimetría; $g_2 =$ curtosis; $cit =$ correlación ítem-test

** $p < .001$

Al realizar el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) se revisaron dos posibilidades de distribución factorial. Hallando mejor ajuste en un modelo unidimensional analizado por estimador de máxima verosimilitud robusta (MLM) a causa del tamaño de la muestra, distribución normal multivariante e indicadores continuos (Brown, 2006). Aún así, presentaba menor ajuste. La comparación entre los índices de bondad de ajuste del primer y segundo modelo muestran una mejora en la semejanza del parámetro. Con un intervalo de confianza (IC) de 90% se encuentran que el índice de error cuadrado de la raíz media de aproximación (RMSEA), sensible a el número de parámetros estimados del modelo, ha mejorado, aproximándose a .00 como sugiere la literatura [de .097 (pobre ajuste) a .035 (muy buen ajuste) según Mvududu & Sink

(2014)]. Además de medidas excelentes para otros parámetros como el índice de ajuste comparativo (CFI; .914 vs. .995), que compara el modelo propuesto con los resultados obtenidos. Por lo tanto, a mayor cercanía a 1.00 se estima mejor ajuste (Brown, 2006; Doloj et al., 2010); el índice de bondad de Tucker-Lewis (TLI) que contempla el error para añadir parámetros libres que no mejoran el ajuste al modelo, aquí valores superiores o iguales a .95 señalan buen ajuste (Bagozzi & Yi, 2012), y también se observa una mejora con el nuevo modelo (TLI=.828 vs. .985; AIC=7182.93). Aunque el índice SRMR indica que aún podría haber un mejor criterio (.021), es aceptable (cercano a .0; Arbuckle, 2014). Por lo que se elimina el ítem 3 por presentar baja saturación factorial (-.175), resultando el modelo final en 4 ítems.

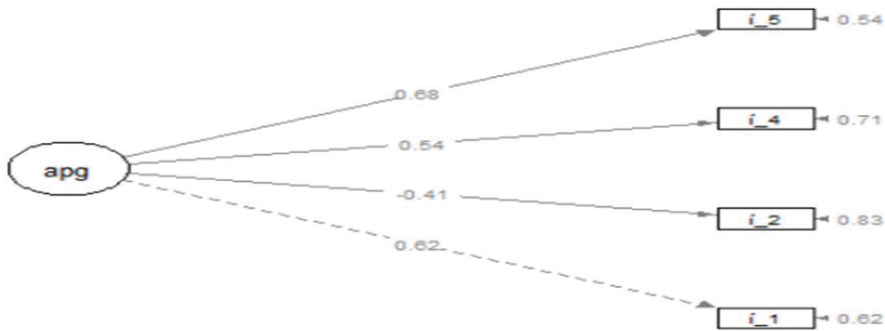
Tabla 2.
Índices de Bondad de Ajuste de los Modelos del RQ, Relationship Questionnaire

Modelo	X	gl	CFI	TLI	SRMR	RMSEA [90% IC]	AIC
Original	21.168	5	0.914	0.828	0.053	.097 (.057 ; .142)	7182.93
Original (sin ítem 3)	2.842	2	0.995	0.985	0.021	.035 (.000 ; .119)	5666.07

Nota: X = media; gl = grado de libertad; CFI = índice de ajuste comparativo; TLI = índice de bondad de Tucker-Lewis; SRMR = raíz media residual estandarizada; RMSEA = error cuadrado de la raíz media de aproximación; IC = intervalo de confianza; AIC = criterio de información de Akaike.

Las cargas factoriales estandarizadas para el modelo unifactorial, eliminado el ítem 3, son adecuados ($\geq .5$; Johnson y Stevens, 2001; Byrne, 2000) en los ítems 1 (.62), 4 (.54) y 5 (.68); el ítem 2 muestra una carga media (-.41).

Figura 1.
Estructura interna del modelo unidimensional, sin ítem 3 del RQ



El análisis de invarianza de medición correspondiente muestra cifras mínimas (inferiores a .01) en la diferencia de coeficiente de índices de ajuste (ΔCFI , por sus siglas en inglés) de la

invarianza configural, débil, fuerte y estricta, probando que la diferencia etaria no afecta la evaluación por ser menor a .01 (Tabla 3; Putnick & Bornstein, 2016).

Tabla 3.
Invarianza de medición para el modelo unidimensional,
sin ítem 3 del RQ según edad

	Invarianza	$X^2(gl)$	CFI	RMSEA	$\Delta X^2(\Delta gl)$	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Edad	Configural	4.49 (6)	1	0.00			
	Débil	10.30 (12)	1	0.00	5.81(6)	0.00	0.00
	Fuerte	16.98 (18)	1	0.00	6.68(6)	0.00	0.00
	Estricta	17.93 (20)	1	0.00	0.95(2)	0.00	0.00

Nota: $X^2(gl)$ = chi cuadrado (grados de libertad); CFI = coeficientes de índice de ajuste; $\Delta X^2(\Delta gl)$ = diferencia entre los valores de chi cuadrado (diferencia entre los grados de libertad); ΔCFI = diferencia entre los índices de ajuste comparativo; $\Delta RMSEA$ = diferencia entre las raíces cuadradas medias de los errores.

El coeficiente de confiabilidad de consistencia interna (Tabla 4) obtenido a través de la prueba Omega de McDonald debería encontrarse entre .7 y .9 (Campo-Arias, & Oviedo, 2008); aunque las cifras superiores a .65 también pueden ser aceptables (Katz, 2006). El promedio de la variable extraída (AVE) muestra un índice

de .311, sin embargo, a pesar de que existe consenso mayoritario sobre los datos mayores a .5 son los que señalan confiabilidad (Hair et al., 2010), existe disenso sobre esta condición en instrumentos que muestran alta validez (Fornell & Larcker, 1981), pues esta podría compensar un AVE bajo, por lo que el resultado no es concluyente.

Tabla 4.
Coficiente de confiabilidad y descriptivos del modelo unidimensional,
sin ítem 3 del RQ

Factores	ω	AVE	M	DE
Original (sin ítem 3)	0.651	0.311	2.838	0.763

Nota: ω = coeficiente omega de McDonald; AVE= Promedio de la varianza extraída

Discusión

El estudio del apego constituye un punto de partida básico para la comprensión de la dimensión relacional y la propia valoración de los pacientes adultos. Puede ser un

indicador importante de riesgo o protección para diversas patologías (Carnelley et al., 1994; Crowell et al., 1999; Greenberg, 1999; Hazan & Shaver, 1987, 1994; Hurtado & Marchan, 2016; Shaver et al., 1996). Esta investigación, por tanto, tiene por

objeto el análisis psicométrico y validación del Cuestionario de Relación (RQ; Bartholomew y Horowitz, 1991) traducido al español por Yáñez-Yaben y Comino (2011); en la población masculina entre 18 y 25 años en la ciudad de Arequipa.

Con tal fin se aplicó V de Aiken al juicio de expertos para analizar validez de contenido, la validez de constructo se verificó por análisis factorial confirmatorio (AFC) y la confiabilidad, mediante coeficientes de consistencia interna. Además, se analizó la invarianza factorial evaluando posibles sesgos derivados de la edad de la muestra. El modelo empleado difiere de la versión original en el ítem 3 en que se omite: "...les valoro a ellos." y en el 4 en que se cambia: "Me preocupa que pueda sufrir." por "Me preocupa sufrir." Los valores de V de Aiken confirman la validez de contenido del RQ, lo que corresponde con la literatura revisada (Zhang & Labeouf-Vief, 2004).

El análisis confirmatorio que llevó a la re-especificación del instrumento eliminando el ítem 3 y arrojando un modelo unidimensional a diferencia de algunos registros (Bäckström & Holmes, 2001) que proponen un modelo tridimensional como el de mejor ajuste frente a otros modelos ($RMSEA=.115$; $GFI=.95$; $\chi^2=100.4$) que se podría explicar por la condición excluyente mutua de la propuesta teórica: los modelos de *Sí Mismo* y *De Otros* son modelos que se justifican mutuamente, ausencia de uno implica presencia del opuesto, se puede decir entonces que no se trata de dimensiones diferentes, sino de una misma (Ainsworth, 1967;

1965). Es cuestión de evaluación teórica y correspondencia lo que nos llevará a un consenso real sobre la dimensión de apego que este cuestionario evalúa; aunque se deberán tomar en cuenta las correlaciones directas con los ítems 1, 2 y 5, y la inversa respecto al 4. Asimismo, el modelo final ha demostrado poseer alta validez de constructo.

Bartholomew y Horowitz (1994), y Bäckström y Holmes (2011) obtuvieron resultados de confiabilidad débil medidos mediante alfa de Cronbach (Seguro: $\alpha=.32$; Preocupado: $\alpha=.43$) lo que, aunque explicado por los autores en la existencia de ítems espejo (que median dos variables opuestas de forma simultánea), no es comparable a los resultados obtenidos en este estudio por el coeficiente Omega de McDonald. Así, se obtuvo un índice aceptable de validez convergente ($\omega=.651$) y uno dudoso de confiabilidad compuesta ($AVE=.311$). Sin embargo, la literatura usa ambos estadísticos de forma semejante y complementaria (Green & Yang, 2015; Hair et al., 2010; Rodríguez et al, 2016), pues ambos intentan medir si la varianza es explicada por el factor o error de medida y sus índices pueden ser similares cuando los pesos de medida usados para el cálculo son estandarizados (Moral de la Rubia, 2019). Desde este punto, recientemente se ha propuesto un recurso metodológico para revisar el punto de corte estipulado aceptable para AVE (.5 para Fornell & Larcker [1981] sumado a otros requisitos para Hair, et al. [2010]; o sólo no significativamente menor de .5 para Cheung y Wang [2017]) en vista de su movilidad según el número

de indicadores (Abdelmoula et al., 2015), modificándolo a partir de la consideración del número de indicadores, de un valor mínimo para el peso de medida y otro para los coeficientes Omega de McDonald y H de Hancock y Müeller (2001) (revisar Moral de la Rubia [2019]). La ausencia de información sobre los pesos de medida y coeficiente H sobre nuestra muestra, a causa del análisis estándar realizado, no nos permite hacer suposiciones concluyentes sobre la confiabilidad del instrumento.

Se obtuvieron, además, resultados favorables a la invarianza de la prueba respecto a la diferencia etaria de los evaluados, que puede corresponderse al criterio de aplicación que recoge únicamente resultados en adultos jóvenes y adolescentes tardíos que no muestran muchas diferencias según la literatura (Burge et al., 1997; Simpson et al., 1992; Simpson et al., 1996; Crawford et al., 2007).

El RQ es entonces, un instrumento para la evaluación de apego adaptado para varones entre 18 y 35 años de la ciudad de Arequipa, que presenta un modelo unidimensional identificado, posee 4 ítems y altos valores de validez, no presenta varianzas en la población descrita a causa de diferencias etarias y sus niveles de confiabilidad están fuera de los parámetros considerados aceptables, lo que no implica que no sea confiable dada la discusión actual sobre la incidencia del número de indicadores

en los estadísticos (Moral de la Rubia, 2019).

Este estudio está limitado por la selección de la muestra que fue no probabilística (Lorh, 2000), el modo de aplicación virtual y la extensión de los ítems aplicados que puede afectar en la confiabilidad de las respuestas e identificación adecuada de los evaluados (Fernández-Ballesteros, 1999) así como por la limitación de los parámetros empleados cuya extensión (como el de confiabilidad de la combinación lineal óptima entre ítems o H de Hancock y Müeller) sería necesaria para resultados más concluyentes.

Se sugiere que futuros estudios evalúen el empleo de muestras probabilísticas, aplicación presencial del instrumento y profundización del análisis estadístico, dadas las características particulares de la prueba. Además, con el objeto de nutrir el conocimiento científico, extender la población de estudio al sexo femenino y diferentes grupos etarios.

Financiamiento:

Esta investigación no recibió financiamiento de ninguna organización pública ni privada, comercial o sin fines de lucro.

Conflictos de interés:

La autora declara no tener ningún conflicto de interés económico, moral, laboral o investigativo.

Referencias

- Abdelmoula, M., Chakroun, W., & Fathi, A. (2015). The effect of sample size and the number of items on reliability coefficients: Alpha and rho: A meta-analysis. *International Journal of Numerical Methods and Applications*, 13(1), 1-20. https://doi.org/10.17654/IJNMAMar2015_001_020
- Ainsworth, M. (1967). *Infancy in Uganda*. Johns Hopkins.
- Ainsworth, M., & Bowlby, J. (1965). *Child Care and the Growth of Love*. Penguin Books.
- Alexander, R., Feeney, J., Hohaus, L., & Noller, P. (2001). Attachment style and coping resources as predictors of coping strategies in the transition to parenthood. *Personal Relationships*, 8(2), 137-152.
- Arbuckle, J. L. (2014). *Amos v.23 user's guide*. IBM SPSS.
- Atakere, D. K., & Baker, T. A. (2016). Immuned by race: Ethnic identity, masculinity, and attachment as predictors of cancer screening among Black men. *Psychology*, 7, 1023-1033 <https://doi.org/10.4236/psych.2016.77103>
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). A classification system for research designs in psychology. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bagozzi, R., & Yi, Y. (2012). Specification, evaluation, and interpretation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40, 8-34.
- Bartholomew, K., & Horowitz, L. M. (1991). Attachment styles among young adults: a test of a four-category model. *Journal of personality and social psychology*, 61(2), 226. <https://pdfs.semanticscholar.org/6b60/00ae9911fa9f9ec6345048b5a20501b-dcedf.pdf>
- Bäckström, M., & Holmes, B. M. (2001). Measuring adult attachment: A construct validation of two self-report instruments. *Scandinavian Journal of Psychology*, 42(1), 79-86. <https://doi.org/10.1111/1467-9450.00216>
- Bifulco, A., Moran, P. M., Ball, C., & Bernazzani, O. (2002). Adult attachment style. I: Its relationship to clinical depression. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 37(2), 50-59. <https://doi.org/10.1007/s127-002-8215-0>

- Bowlby, J. (1958). The nature of the child's tie to his mother. *The International Journal of Psychoanalysis*, 39, 350-373. https://www.sas.upenn.edu/~cavitch/pdf-library/Bowlby_Nature.pdf
- Bowlby, J. (1959). Separation anxiety. *International Journal of Psycho-Analysts*, 41.1-25.
- Bowlby, J. (1960). Rief and Mourning in Infancy and Early Childhood. *The psychoanalytic Study of the Child*, 15(1), 9-52. <https://www.tandfonline.com/doi/pdf/10.1080/00797308.1960.11822566>
- Brennan, K., Clark, C., & Shaver, P. (1998). Self-Report measurement of adult attachment: An integrative review. En J.A. Simpson & S. Rholes (Eds.), *Attachment theory and close relationships* (pp. 46-76). Guilford Press.
- Bretherton, I. (1992). The origins of attachment theory: John Bowlby and Mary Ainsworth. *Developmental Psychology*, 28(5), 759-775. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.28.5.759>
- Brown, T. A., & Barlow, D. H. (2005). Dimensional versus categorical classification of mental disorders in the fifth edition of the Diagnostic and statistical manual of mental disorders and beyond: Comment on the special section. *Journal of Abnormal Psychology*, 114(4), 551. <https://pdfs.semanticscholar.org/1225/2bd34ce7216bbd4639odbcdc752afob46f6f.pdf>
- Brown, T. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. The Guilford Press.
- Burge, D., Hammen, C., Davila, J., Daley, S. E., Paley, B., Herzberg, D., & Lindberg, N. (1997). Attachment cognitions and college and work functioning two years later in late adolescent women. *Journal of Youth and Adolescence*, 26(3), 285-301. <https://doi.org/10.1007/s10964-005-0003-5>
- Byrne, B. M. (2000). *Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications and programming*. Taylor & Francis Group. <https://ogur.org/wp-content-hybe.pdf>
- Campbell, L., Simpson, J. A., Boldry, J., & Kashy, D. A. (2005). Perceptions of conflict and support in romantic relationships: the role of attachment anxiety. *Journal of Personality and Social Psychology*, 88(3), 510. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.88.3.510>

- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839 <https://www.scielosp.org/article/rsap/2008.v10n5/831-839/pt/>
- Carnelley, K. B., Pietromonaco, P. R., & Jaffe, K. (1994). Depression, working models of others, and relationship functioning. *Journal of Personality and Social Psychology*, 66,127-140.
- Carvalho, J., & Chima, F. (2014). Applications of structural equation modeling in social sciences research. *American International Journal of Contemporary Research*, 4(1), 6-11. http://www.aijcrnet.com/journals/Vol_4_No_1_January_2014/2.pdf
- Cheung, G. W., & Wang, C. (2017). Current approaches for assessing convergent and discriminant validity with SEM: issues and solutions. *Academy of Management Proceedings*, 17(1), 12706. <https://doi.org/10.5465/AMBPP.2017.12706abstract>
- Ciechanowski, P. S., Russo, J. E., Katon, W. J., Von Korff, M., Simon, G. E., Lin, E. H., Evette J. L., & Young, B. A. (2006). The association of patient relationship style and outcomes in collaborative care treatment for depression in patients with diabetes. *Medical Care*, 283-291. <https://www.jstor.org/stable/3768164>
- Crawford, T. N., John Livesley, W., Jang, K. L., Shaver, P. R., Cohen, P., & Ganiban, J. (2007). Insecure attachment and personality disorder: A twin study of adults. *European Journal of Personality: Published for the European Association of Personality Psychology*, 21(2), 191-208. <https://doi.org/10.1002/per.602>
- Crowell, J. A., Fraley, R. C., & Shaver, P. R. (1999). Measurement of individual differences in adolescent and adult attachment. En J. Cassidy & P. R. Shaver (Eds.), *Handbook of attachment: Theory, research, and clinical* (pp. 434-465). Guilford Press. <http://people.virginia.edu/~psykliff/pubs/publications/at2.pdf>
- Dávila, J., Burge, D., & Hammen, C. (1997). Why does attachment style change? *Journal of personality and social psychology*, 73(4), 826. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.73.4.826>
- Davila, J., y Cobb, R. J. (2003). Predicting change in self-reported and interviewer-assessed adult attachment: Tests of the individual difference and life stress models of attachment change. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 29(7), 859-870. <https://doi.org/10.1177/0146167203029007005>

- Doloi, H., Iyer, K., & Sawhney, A. (2010). Structural equation model for assessing impacts of contractor's performance on project success. *International Journal of Project Management*, 29, 687-695. <https://doi.org/10.1016/j.ijproman.2010.05.007>
- Drabick, D. A. (2009). Can a developmental psychopathology perspective facilitate a paradigm shift toward a mixed categorical–dimensional classification system? *Clinical Psychology: Science and Practice*, 16(1), 41-49. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2850.2009.01141.x>
- Esterberg, M. L., & Compton, M. T. (2009). The psychosis continuum and categorical versus dimensional diagnostic approaches. *Current Psychiatry Reports*, 11(3), 179. <https://doi.org/10.1007%2Fs11920-009-0028-7>
- Fernández-Ballesteros, R. (1999). Psychological assessment: Future challenges and progresses. *European Psychologist*, 4(4), 248-262. <https://doi.org/10.1027//1016-9040.4.4.248>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Fraley, C. (2002). Attachment stability from infancy to adulthood: Meta-analysis and dynamic modeling of developmental mechanisms. *Personality and Social Psychology Review*, 6(2), 123-151. https://doi.org/10.1207/S15327957PSPR0602_03
- Fraley, R. C., Vicary, A. M., Brumbaugh, C. C., & Roisman, G. I. (2011). Patterns of stability in adult attachment: An empirical test of two models of continuity and change. *Journal of Personality and Social Psychology*, 101(5), 974. <https://doi.org/10.1037/a0024150>
- Gaskin, J. (2016). *Data Screening*.
http://statwiki.kolobkcreations.com/index.php?title=Data_screening
- George, D., & Mallery, M. (2003). *Using SPSS for Windows step by step: a simple guide and reference*. Allyn & Bacon.
- George, C., & West, M. (2001). The development and preliminary validation of a new measure of adult attachment: The Adult Attachment Projective. *Attachment & Human Development*, 3(1), 30-61.

- Green, S. B., & Yang, Y. (2015). Evaluation of dimensionality in the assessment of internal consistency reliability: coefficient Alpha and Omega coefficients. *Educational Measurement: Issues and Practices*, 34(4), 14-20. <https://doi.org/10.1111/emip.12100>
- Greenberg, M. T. (1999). Attachment and psychopathology in childhood. En J. Cassidy & P. R. Shaver (Eds.), *Handbook of attachment: Theory, research, and clinical* (pp. 469-496). Guilford Press.
- Griffin, D. W., & Bartholomew, K. (1994a). *The metaphysics of measurement: The case of adult attachment*. En K. Bartholomew & D. Perlman (Eds.), *Advances in personal relationships, Vol. 5. Attachment processes in adulthood* (pp. 17-52). Jessica Kingsley Publishers.
- Griffin, D. W., & Bartholomew, K. (1994b). Models of the self and other: Fundamental dimensions underlying measures of adult attachment. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67(3), 430. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.67.3.430>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7 ed.). Prentice-Hall, Inc.
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. En R. Cudeck, S. du Toit & D. Sörbom (Eds.), *Structural equation modeling: Present and future—A Festschrift in honor of Karl Jöreskog* (pp. 195-216). Scientific Software Internal.
- Hazan, C., & Shaver, P. R. (1987). Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 511-524.
- Hesse, E. (2016). The adult attachment interview: Protocol, method of analysis, and selected empirical studies: 1985–2015. *Handbook of Attachment: Theory, Research, and Clinical Applications*, 3, 553-597.
- Holmes, J. (2017). Attachment theory. *The Wiley-Blackwell Encyclopedia of Social Theory*, 1-3. <https://doi.org/10.1002/9781118430873.est0235>
- Hurtado, E. T., & Marchan, D.A. (2016). Estilos de apego y violencia doméstica en mujeres atendidas en la unidad judicial especializada en violencia contra las mujeres y la familia del consejo de la judicatura de Riobamba [Trabajo de Fin Grado]. Universidad Nacional de Chimborazo, Riobamba, Ecuador.

- Izquierdo-Martínez, S. A., & Gómez-Acosta, A. (2013). Dependencia afectiva: Abordaje desde una perspectiva contextual. *Psychologia. Avances de la Disciplina*, 7(1), 81-91.
- Johnson, B., & Stevens, J. J. (2001). Exploratory and confirmatory factor analysis of the School Level Environment Questionnaire (SLEQ). *Learning Environments Research*, 4(3), 325-344.
- Jones, J. D., Fraley, R. C., Ehrlich, K. B., Stern, J. A., Lejuez, C. W., Shaver, P. R., & Cassidy, J. (2018). Stability of attachment style in adolescence: An empirical test of alternative developmental processes. *Child Development*, 89(3), 871-880.
- Katz, M. H. (2006). *Multivariable analysis* (2a ed.). Cambridge University Press.
- Klohnen, E. C., & John, O. P. (1998). Working models of attachment: A theory-based prototype approach. En J. A. Simpson & W. S. Rholes (Eds), *Attachment theory and close relationships* (pp. 115-140). Guilford Press.
- Levy, K. N., Meehan, K. B., Weber, M., Reynoso, J., & Clarkin, J. F. (2005). Attachment and borderline personality disorder: Implications for psychotherapy. *Psychopathology*, 38, 64-74.
- Livesley, W. J. (2007). A framework for integrating dimensional and categorical classifications of personality disorder. *Journal of Personality Disorders*, 21(2), 199-224.
- Lorh, S. (2000). *Muestreo: Diseño y análisis*. Internacional Thomson.
- Mickelson, K. D., Kessler, R. C., & Shaver, P. R. (1997). Adult attachment in a nationally representative sample. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 1092-1106.
- Moral de la Rubia, J. M. (2019). Revisión de los criterios para validez convergente estimada a través de la varianza media extraída. *Psychologia*, 13(2), 25-42. <http://revistas.usbbog.edu.co/index.php/Psychologia/article/view/4119>
- Mvududu, N. H., & Sink, C. A. (2014). Factor analysis in counseling research and practice. *Counseling Outcome Research and National Evaluation*, 4(2), 75-98.
- Ordiales, N. M., Saldaña, E., & Sabuco, A. M. (2019). Relación entre apego paterno e infantil, habilidades sociales, monoparentalidad y exclusión social. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 6(2), 44-48.

- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review, 41*, 71-90.
- Ramos Guerrero, K., & Eyzaguirre, S. C. (2018). *Ajuste diádico y apego adulto en estudiantes limeños que conviven en pareja*. Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima, Perú. <https://doi.org/10.19083/tesis/625078>
- Ravitz, P., Maunder, R., Hunter, J., Sthankiya, B., & Lancee, W. (2010). Adult attachment measures: A 25-year review. *Journal of Psychosomatic Research, 69*(4), 419-432.
- Rocha, N. B. L., Umbarila, C. J., Meza, V. M., & Riveros, F. A. (2019). Estilos de apego parental y dependencia emocional en las relaciones románticas de una muestra de jóvenes universitarios en Colombia. *Diversitas: Perspectivas en Psicología, 15*(2), 285-299. <https://doi.org/10.15332/22563067.5065>
- Rodríguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods, 21*(2), 137-150. <https://doi.org/10.1037/met000045>
- Santelices, M. P., Guzmán González, M., & Garrido-Rojas, L. (2011). Apego y psicopatología: Estudio comparativo de los estilos de apego en adultos con y sin sintomatología ansioso-depresiva. *Revista Argentina de Clínica Psicológica, 20*(1), 49-55.
- Scharfe, E., & Bartholomew, K. (1994). Reliability and stability of adult attachment patterns. *Personal Relationships, 1*, 23-43. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.1994.tb00053.x>
- Shaver, P.R., Collins, N., & Clark, C. L. (1996). Attachment styles and internal working models of self and relationship partners. En G. J. Fletcher & J. Fitness (Eds), *Knowledge structures in close relationships: A social psychological approach* (pp. 25-61). Erlbaum.
- Simpson, J. A., & Rholes, W. S. (2017). Adult attachment, stress, and romantic relationships. *Current opinion in psychology, 13*, 19-24. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2016.04.006>
- Simpson, J. A., Rholes, W. S., & Nelligan, J. S. (1992). Support seeking and support giving within couples in an anxiety-provoking situation: The role of attachment styles. *Journal of Personality and Social Psychology, 62*, 434-446.

- Simpson, J. A., Rholes, W. S., & Phillips, D. (1996). Conflict in close relationships: An attachment perspective. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71, 899-914.
- Smith Echeberria, C. A. (2015). *La separación y el conflicto parental: efectos en las relaciones afectivas de los hijos adultos jóvenes* (Tesis Doctoral). Universidad del País Vasco, España.
- Smith-Etxeberria, K., Ortiz-Barón, M. J., & Apodaca-Urquijo, P. (2014). Experiencias e interacciones de la familia de origen y su influencia en las relaciones afectivas de los adultos jóvenes. *Apuntes de Psicología*, 32(2), 127-136.
- Stein, H., Koontz, A. D., Fonagy, P., Allen, J. G., Fultz, J., Brethour Jr, J. R., Allen D., & Evans, R. B. (2002). Adult attachment: What are the underlying dimensions? *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 75(1), 77-91. <https://doi.org/10.1348/147608302169562>
- Stern, J. A., Fraley, R. C., Jones, J. D., Gross, J. T., Shaver, P. R., & Cassidy, J. (2018). Developmental processes across the first two years of parenthood: Stability and change in adult attachment style. *Developmental psychology*, 54(5), 975.
- Timmerman, M. (2005). Factor analysis. <http://www.ppsw.rug.nl/~metimmer/FAMET.pdf>
- Ventura León, J., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15, 625-627.
- Widiger, T. A. (1992). Categorical versus dimensional classification: Implications from and for research. *Journal of Personality Disorders*, 6(4), 287-300.
- Widom, C. S., Czaja, S. J., Kozakowski, S. S., & Chauhan, P. (2018). Does adult attachment style mediate the relationship between childhood maltreatment and mental and physical health outcomes? *Child Abuse & Neglect*, 76, 533-545. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2017.05.002>
- Yáñez-Yaben, S., & Comino, P. (2011). Evaluación Del Apego Adulto: Análisis De La Convergencia Entre Diferentes Instrumentos. *Acción Psicológica*, 8(2), 67-85. <https://www.redalyc.org/pdf/3440/344030766006.pdf>

Zhang F., & Labouvie-Vief, G. (2004) Stability and fluctuation in adult attachment style over a 6-year period, *Attachment & Human Development*, 64, 419-437, <https://doi.org/10.1080/1461673042000303127>

Recibido: 14 de octubre de 2022

Revisado: 10 de noviembre de 2022

Aceptado: 19 de diciembre de 2022