



Anuario de

# Psicología

The UB Journal of Psychology | 54/2



UNIVERSITAT DE  
BARCELONA

## AUTORES

Mauricio Núñez-Delgado  
Universidad Popular del Cesar

Javier M. Bianchi  
Fundación Universitaria Konrad Lorenz

## AUTOR DE CONTACTO

Mauricio Núñez-Delgado  
Valledupar, Colombia, 200003  
+57 3116390658  
mhaucend@gmail.com

El presente estudio se llevó a cabo como parte de una tesis de maestría del primer autor y siguió las directrices éticas del Centro de Investigación en Psicología de la Fundación Universitaria Konrad Lorenz.

*Anuario de Psicología*

N.º 54/2 | julio 2024 | págs. 13-24

Enviado: 7 de julio de 2023

Aceptado: 6 de diciembre de 2023

Publicado: 31 de julio de 2024

DOI: 10.1344/ANPSIC2024.54.2.2

ISSN: 0066-5126 | © 2024 Universitat de Barcelona



## Evidencias de validez y relación con otros constructos del Cuestionario Alianza de Ayuda Versión Paciente (HAq-II-P) en una muestra clínica colombiana

Mauricio Núñez-Delgado, Javier M. Bianchi

### Propiedades psicométricas del HAq-II-P

#### Resumen

La relación terapéutica contribuye en el resultado de la psicoterapia y goza de aval empírico, lo que refleja la necesidad de contar con medidas válidas y confiables. El objetivo fue confirmar la estructura interna del Cuestionario Alianza de Ayuda Revisado, versión Paciente (HAq-II-P), y recoger evidencias de su relación con otros constructos en una muestra colombiana de 205 adultos en escenarios de salud mental. Para dar cuenta del contenido de la prueba se realizó la adaptación lingüística al contexto colombiano y se estableció el nivel de acuerdo ( $k_{free}$ ) de la evaluación por jueces expertos. Se obtuvieron buenos índices en los coeficientes Alpha y Omega de McDonald para el total del HAq-II y la dimensión alianza positiva; sin embargo, en la dimensión alianza negativa fueron pobres. Se confirmó la estructura de dos dimensiones por medio de análisis factorial confirmatorio con excelentes índices de ajuste. Los puntajes del total y la dimensión alianza positiva no presentaron correlaciones significativas con salud general, empatía, percepción de reforzamiento medioambiental y nivel de activación. La HAq-II-P presentó buenas calidades psicométricas para su uso en población clínica colombiana; sin embargo, se discute sobre la calificación total de la escala y no por dimensiones, las limitaciones del estudio y las direcciones futuras.

#### Palabras clave

Alianza terapéutica, psicología clínica, análisis factorial confirmatorio, psicometría.

## Evidències de validesa i relació amb altres constructes del qüestionari Alianza de Ayuda Versión Paciente (HAq-II-P) en una mostra clínica colombiana

### Resum

La relació terapèutica contribueix al resultat de la psicoteràpia i gaudeix d'aval empíric, cosa que reflecteix la necessitat de disposar de mesures vàlides i confiàbles. L'objectiu va ser confirmar l'estructura interna del qüestionari Alianza de Ayuda, versió Paciente (HAq-II-P) i recollir evidències de la seva relació amb altres constructes en una mostra colombiana de 205 adults en escenaris de salut mental. Per donar compte del contingut de la prova es va fer l'adaptació lingüística al context colombià i es va establir el nivell d'acord ( $k_{free}$ ) de l'avaluació per jutges experts. Es van obtenir bons índexs en els coeficients Alpha i Omega de McDonald per al total de l'HAq-II i la dimensió aliança positiva; però en la dimensió aliança negativa els resultats van ser pobres. Es va confirmar l'estructura de dues dimensions per mitjà d'una anàlisi factorial confirmatòria amb excel·lents índexs d'ajust. Els resultats del total i la dimensió aliança positiva no van presentar correlacions significatives amb la salut general, empatia, percepció de reforçament mediambiental i nivell d'activació. L'HAq-II-P va presentar bones qualitats psicomètriques per al seu ús en població clínica colombiana; no obstant això, es discuteix sobre la qualificació total de l'escala i no per dimensions, les limitacions de l'estudi i les direccions futures.

### Paraules clau

Aliança terapèutica, psicologia clínica, anàlisi factorial confirmatori, psicometria.

## Evidence of validity and relationship with other constructs of the Helping Alliance Questionnaire, Patient version (HAq-II-P) in a Colombian clinical sample

### Abstract

Empirical support shows that the therapeutic relationship contributes to the outcome of psychotherapy, which reflects the need for valid and reliable measures. The objective was to confirm the internal structure of the Revised Helping Alliance Questionnaire, Patient version (HAq-II-P), and collect evidence of its relationship with other constructs in a Colombian sample of 205 adults in mental health settings. To show the content of the test, the linguistic adaptation to the Colombian context was carried out and the level of agreement ( $k_{free}$ ) of the evaluation by expert judges was established. Good indices were obtained in the McDonald Alpha and Omega coefficients, for the total of the HAq-II and the Positive Alliance dimension; however, in the Negative Alliance dimension they were poor. The two-dimensional structure was confirmed by confirmatory factor analysis with excellent fit indices. The scores of the total and the Positive Alliance dimension did not have significant correlations with general health, empathy, perception of environmental reinforcement or level of activation. The HAq-II-P presented good psychometric qualities for its use in the Colombian clinical population; however, the total rating of the scale and not by dimensions, the limitations of the study, and future directions are discussed.

### Keywords

Therapeutic alliance, clinical psychology, confirmatory factor analysis, psychometrics.

## INTRODUCCIÓN

Desde los años ochenta, la alianza terapéutica (AT) se ha estudiado desde las reformulaciones de Edward Bordin, Lester Luborsky y los avances de la Psicología Basada en la Evidencia (Horvath, 2018). Las divisiones de Psicoterapia y Psicología Clínica de la Asociación Americana de Psicología (APA) reconocen la importancia de estudiar la relación terapéutica basada en la evidencia (Norcross & Lambert, 2018). La relación terapéutica contribuye en el resultado de la psicoterapia de manera sustancial, con independencia del tratamiento específico, por lo que las investigaciones orientadas a promulgar Prácticas Basadas en la Evidencia (PBE) se considerarían incompletas sin evaluarla (Norcross & Lambert, 2018).

La AT es un elemento de la relación terapéutica con evidencia empírica (Norcross & Lambert, 2018). En psicoterapia, la relación terapéutica se entiende como un

proceso de comunicación interpersonal para producir cambios de mejora en un/a paciente con problemas de salud (Fernández-Liria et al., 2001). Freud, Rogers, Beck, Bordin y Luborsky se refirieron a ella con diferentes nombres: transferencia, relación terapéutica, alianza de ayuda y alianza de trabajo (Conn et al., 2013; Horvath, 2018). El concepto transferencia, teorizado por Freud, se asoció a la relación entre analista y paciente, mientras que Elizabeth Zetzel acuñó la palabra «alianza» para describir el vínculo en psicoterapia (Andrade-González, 2005; Horvath, 2018).

Desde la postura integrativa de Bordin (1979), la AT es un elemento transteórico, presente en los diferentes modelos psicoterapéuticos (Horvath, 2018); corresponde a la interacción entre una persona, consultante, paciente o usuario que busca un cambio y una persona que lo faci-

ta a través de tres componentes: (a) *tareas*. Concordancia sobre los objetivos de la ayuda; (b) *metas*. Acuerdo sobre las actividades a desarrollar; y (c) *vínculo*. Lazos propios de la naturaleza humana, como confianza, apego, muestras afectivas, aceptación, empatía (Bordin, 1979; Horvath, 2018).

Se han desarrollado diversos instrumentos que evalúan la AT, como el Working Alliance Inventory (WAI), las California Psychotherapy Alliance Scales (CALPAS) o el Revised Helping Alliance Questionnaire (HAQ-II). El HAQ-II se fundamenta en la postura teórica de Luborsky y Bordin, así como en la revisión del HAQ-I (Luborsky et al., 1996). Evalúa la alianza percibida y tiene dos versiones, tanto para pacientes (HAQ-II-P) como para terapeutas (HAQ-II-T), con 19 ítems, cinco de calificación inversa (4, 8, 11, 16 y 19) y opciones de respuesta tipo Likert entre 1 = *Muy en desacuerdo* y 6 = *Muy de acuerdo* (Andrade-González & Fernández-Liria, 2015; Conn et al., 2013).

El estudio realizado por Luborsky et al. (1996) de la versión paciente (HAQ-II-P) en una muestra de 240 pacientes estadounidenses (69% hombres y 31% mujeres) diagnosticados con dependencia a la cocaína (de acuerdo con los criterios del DSM-III-R) mostró una excelente consistencia interna (valores  $\alpha$  entre .90 y .93). Además, reportan evidencias de su relación con medidas afines como la Escala de Alianza Terapéutica de California (la CALPAS), con valores entre .59 y .69 (Luborsky et al., 1996), buena relación con el constructo y menor influencia de la sintomatología en la evaluación (Le Bloc'h et al., 2006). Algunos estudios se interesaron por la relación entre la alianza terapéutica y otras medidas de salud mental, como el Inventario de Beck para la Depresión (Andrade-González & Fernández-Liria, 2015; Luborsky et al., 1996), ya que la primera versión tenía algunos ítems que reflejaban el cambio de la sintomatología. En la búsqueda realizada no se encontraron reportes de la HAQ-II-P con evidencias de validez de su relación con una de las características fundamentales de la alianza terapéutica, la empatía, que es un ingrediente básico en la dimensión vínculo de la AT (Bordin, 1979; Horvath, 2018). Asimismo, los estudios tienden a dar cuenta de relaciones con variables afines a las clasificaciones diagnósticas, y no se contemplan factores transdiagnósticos y propios de la Terapia basada en procesos como la Evitación, la Activación y la recompensa ambiental (Reforzamiento Positivo Contingente a la Respuesta).

Las propiedades psicométricas del HAQ-II-P se han estudiado en Argentina ( $\alpha \geq .70$ ; Conn et al., 2013), Europa ( $\alpha \geq .85$ ; Andrade-González & Fernández-Liria, 2015; Hannibal et al., 2017; Le Bloc'h et al., 2006) y Estados Unidos (Luborsky, 1996), donde predominó la participación de mujeres (entre 51.5 y 83.3%). Se puede afirmar que el HAQ-II-P se ha estudiado en sus propiedades psicométricas en un total de 757 pacientes de tipo ambulatorio, con edades comprendidas entre 17 y 64 años

durante intervenciones breves o extensas, psicológicas o psiquiátricas, individuales o grupales. Las intervenciones psicológicas de los participantes de cada estudio variaron en cuanto a los modelos terapéuticos, como el psicoanalítico, el cognitivo, el conductual, el humanista, la psicoterapia integrativa, la psicoterapia interpersonal, la consejería, la musicoterapia y otros programas de tratamiento ambulatorio para el uso de sustancias psicoactivas. La investigación original (Luborsky et al., 1996) confirmó la estructura de dos dimensiones, alianza positiva y negativa, al igual que los estudios de Conn et al. (2013) y Dillon (2013). Estas se basan en la división teórica de alianza (tarea, metas y vínculo) realizada por Bordin (1979) y Luborsky et al. (1996); la alianza positiva es el nivel de favorabilidad percibido por el paciente con relación al profesional que lo atiende, para establecer acuerdos, objetivos y lazos de naturaleza humana, mientras que la negativa se refiere a la desfavorabilidad percibida. Varias investigaciones reportan tamaños muestrales menores a 60 personas (Andrade-González & Fernández-Liria, 2015; Bloc'h et al., 2006; Hannibal et al., 2017). Con respecto a Colombia, no se encontraron referentes psicométricos o de uso del HAQ-II-P.

Contar con instrumentos que tengan adecuadas propiedades psicométricas para la evaluación de la AT en el contexto colombiano contribuye a la investigación en escenarios clínicos, como la terapia individual, de pareja (Vilaregut et al., 2018), familia (D'Ascenzo et al., 2019), y procesos académico-formativos, así como a las Terapias con Apoyo Empírico. Esta investigación se ajusta a un estudio instrumental, aporta la evaluación y adaptación del contenido de la HAQ-II-P por jueces expertos, evalúa la confiabilidad del instrumento y da cuenta de evidencias de validez de la estructura interna (AFC) y de la relación con variables de interés clínico como sintomatología emocional (depresión, ansiedad, estrés e índice general de salud), transdiagnósticas (Evitación, Activación, Percepción de reforzamiento medioambiental) y los lazos propios de la relación humana (empatía) en una muestra clínica colombiana.

## MÉTODOS

### Participantes

Mediante un muestreo no probabilístico por conveniencia, participaron 217 adultos usuarios de psicología, psiquiatría y trabajo social a través de consultas externas u hospitalización. Doce personas cumplieron criterios de exclusión (no dieron su consentimiento o no recibían atención en salud mental).

En los participantes ( $n = 205$ ), el promedio de edad de la muestra era de 32.6 ( $D.E. = 12.8$ ) en un rango de 18 a 78 años, y el 54.1% ( $n = 111$ ) eran mujeres. El 58% eran solteros y 34.6% casados o en unión libre. El nivel académico era el siguiente: secundaria (38.5%), universitario

(26.8%) y técnico/tecnólogo (25.3%). El 88.2% vivía en la «Región caribe» y el 11.70% en Bogotá, Antioquia, Caquetá, Santander y Tolima; el 93.6% en zona urbana, en su mayoría de nivel socioeconómico bajo (68.78%) y medio (22.93%). El 56% se autorreconoce como población «No vulnerable», el 15.6% como «Víctimas del conflicto armado», el 12.6% vulnerable por condición de «Salud mental» y 15.6% en otras categorías («Afrocolombianos», «LGBTIQ+», entre otros).

El 57% recibía atención psicológica; el 40.4%, psiquiátrica, y 2.4% por trabajo social en modalidad presencial / consultorio (66.8%), virtual (20%) y mixta (13.1%). El 58% había recibido servicios de salud mental anteriormente, y el 75% contaba con un diagnóstico definido (ansiedad, depresión, esquizofrenia, sustancias psicoactivas, entre otros). El 53.6% tomaba psicofármacos.

## Instrumentos

El *Cuestionario Alianza de Ayuda Revisado* versión paciente evalúa la AT a través de 19 ítems con opciones de respuesta tipo Likert. Tiene dos subescalas, alianza positiva (ítems 1, 2, 3, 5, 6, 7, 9, 10, 12, 13, 15, 17, 18) y alianza negativa (ítems 4, 8, 16, 19 de calificación inversa) (Andrade-González & Fernández-Liria, 2015). Los ítems 11 y 14 forman el «factor 3» en el artículo original de Luborsky et al. (1996), y no tuvo nombre o denominación, pues solo explicaba el 6% de la varianza.

La *Escala de Depresión, Ansiedad y Estrés* (DASS-21) evalúa la sintomatología emocional mediante 21 ítems de opciones de respuesta tipo Likert. Tiene tres dimensiones, depresión (ítems 3, 5, 10, 13, 16, 17 y 21), ansiedad (ítems 2, 4, 7, 9, 15, 19 y 20) y estrés (ítems 1, 6, 8, 11, 12, 14 y 18). La versión colombiana (Ruiz, García-Martín et al., 2017) reporta una excelente confiabilidad para la puntuación total ( $\alpha > .90$ ), y entre buena y excelente ( $\alpha > .80$ ) para sus dimensiones; estructura de tres factores y uno de segundo orden; y correlaciones significativas en la dirección esperada con variables afines.

El *Cuestionario de Salud General* (GHQ-12) evalúa indicadores de trastornos emocionales no psiquiátricos (sintomatología emocional) con 12 ítems con opciones de respuesta tipo Likert de 4 puntos. La validación colombiana reporta una excelente consistencia interna ( $\alpha = .90$ ), estructura interna unidimensional y correlaciones significativas en la relación con sintomatología emocional, evitación experiencial y satisfacción con la vida (Ruiz, García-Beltrán et al., 2017).

El *Índice de Reactividad Interpersonal* (IRI) evalúa la empatía (Chaparro y Pineda-Roa, 2020) mediante 28 ítems con opciones de respuesta tipo Likert. Tiene 4 dimensiones: Toma de Perspectiva (TP), que refleja la capacidad de los individuos para adoptar la posición de otros sujetos (ítems 3, 8, 11, 15, 2, 2, 28), y Fantasía (FS), que mide la tendencia a trasponerse imaginativamente a los sentimientos y acciones de personajes ficticios (ítems 1,

5, 7, 12, 16, 23 y 26). Por otra parte, el proceso emocional contempla las variables Preocupación Empática (PE), el grado en que el evaluado experimenta sentimientos de calidez y compasión ante situaciones de malestar de otros (ítems 2, 4, 9, 14, 18, 20 y 22) y la Angustia Personal (AP), que mide los sentimientos de miedo, aprensión e incomodidad de la persona al presenciar experiencias negativas de los demás (ítems 6, 10, 13, 17, 19, 24 y 27). La adaptación colombiana presentó una consistencia interna aceptable ( $\alpha > .77$ ) y un ajuste aceptable en el modelo de cuatro factores y un factor de segundo orden, denominado empatía (Chaparro & Pineda-Roa, 2020).

La *Escala de Observación del Reforzamiento* desde el Entorno (EROS) evalúa el incremento de la conducta y el afecto positivo que surge como consecuencia de vivir experiencias reforzantes del entorno (Saavedra et al., 2023). Cuenta con 10 ítems con opciones de respuesta tipo Likert. La adaptación colombiana (Valderrama-Díaz et al., 2016) reportó una buena consistencia interna ( $\alpha = .87$ ), una estructura unidimensional y evidencias de validez en la relación con depresión.

La *Escala de Activación Conductual para la Depresión Forma Corta* (BADS-SF) evalúa el nivel de activación conductual con 9 ítems de opciones de respuesta tipo Likert. Tiene dos factores, Evitación (ítems 1, 6, 7 y 8) y Activación (ítems 2, 3, 4, 5 y 9) (Manos et al., 2011). La adaptación colombiana (García et al., 2019) reportó una aceptable consistencia interna ( $\alpha$  y  $\omega$  de .77), confirmó el modelo de dos dimensiones y las correlaciones significativas con percepción de reforzamiento medioambiental, depresión y activación.

## Procedimiento

### Fase 1: adaptación lingüística

A partir del cuestionario original (Luborsky et al., 1996) se adaptó lingüísticamente con supervisión de un licenciado en español e inglés con experiencia cultural y laboral en el país de origen. La prueba fue sometida a juicio de expertos (seis psicólogos con maestría o doctorado, experiencia clínica e investigadora) que evaluaron semántica y sintaxis, pertinencia, coherencia, relevancia y suficiencia de los ítems (Escobar-Pérez & Cuervo-Martínez, 2008).

### Fase 2: construcción y aplicación del formulario digital

Se creó el formulario digital (Microsoft), y la recopilación de datos la llevaron a cabo de manera presencial cuatro psicólogos y cuatro estudiantes de psicología de los últimos semestres, previamente entrenados en el formulario y la detección de fatiga o incomodidad.

## Plan de análisis de datos

Para la evaluación del contenido del HAQ-II, se estimó el índice Kappa de Randolph ( $K_{free}$ ). Valores entre .00 y .20



equivalen a un acuerdo Insignificante; entre .21 y .40, Mediano; de .41 a .60, Moderado; entre .61 y .80, Sustancial; y de .81 a 1.00, Casi perfecto (Landis y Koch; citados por Abaira, 2000). Se calcularon medias y medianas de las calificaciones para determinar la valencia, y se tuvieron en cuenta los ítems con puntuaciones  $\leq 3.5$  en las medias o medianas para posibles modificaciones.

La prueba T-student se utilizó para evaluar diferencias significativas en los puntajes de los instrumentos en función del sexo al comparar el valor  $p$  con un nivel de significancia establecido ( $\alpha = .05$ ) (Goss-Sampson, 2019). La distribución de los datos en la mayoría de las variables no fue normal, a excepción del total de la IRI ( $S-W = .994$ ,  $p = .648$ ) y su dimensión PT ( $S-W = .988$ ,  $p = .084$ ), así como la EROS ( $S-W = .990$ ,  $p = .180$ ) y el total de la BADS-SF ( $S-W = .993$ ,  $p = .384$ ). Sin embargo, la prueba  $t$  es lo bastante robusta para aceptar desviaciones de la normalidad siempre y cuando se mantenga tanto la homogeneidad en las varianzas como una ratio en el tamaño de los grupos inferior a 1.5 (Goss-Sampson, 2019).

La confiabilidad se estimó con los índices de consistencia interna Omega de McDonald ( $\omega$ ) y Alfa de Cronbach ( $\alpha$ ). Se da cuenta de la consistencia interna de los instrumentos empleados, dado que no todos los estudios de validación en población colombiana reportan propiedades psicométricas en muestras o submuestras clínicas; además, la muestra del presente estudio no es generalizable a la población clínica colombiana (más del 88% ubicada en el Caribe colombiano). Son aceptables valores  $\omega$  entre .70 y .90 (Caycho-Rodríguez & Ventura-León, 2017); valores  $\alpha < .70$  representan una baja consistencia; entre .70 y .90, es aceptable; y  $>.90$  implica redundancia (Oviedo & Campo-Arias, 2005). Por otro lado, se estimó el índice de discriminación, correlación ítem-total.

Para las evidencias de validez de la estructura interna se realizó el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), ya que no se pretendía reducir variables o encontrar nuevos factores o variables latentes como es el caso del Análisis Factorial Exploratorio (AFE) (Escobedo-Portillo et al., 2016). Se utilizó el método robusto ULS (mínimos cuadrados no ponderado), recomendado para escalas ordinales y muestras pequeñas (Freiberg et al., 2013). Se tuvo en cuenta el error de aproximación cuadrático medio (RMSEA), valores  $< .08$  son aceptables, y los índices de bondad de ajuste: (a) comparativo (CFI); (b) normado (NFI), (c) Tucker-Lewis (TLI) y (d) corrección incremental (IFI). Los valores CFI  $\geq .95$  son buenos y NFI, TLI e IFI  $> .90$  son adecuados (Escobedo-Portillo et al. 2016).

Para las evidencias de validez en la relación con otras variables se estimaron coeficientes de correlación de Spearman ( $\rho$ ), interpretados según su puntuación como irrelevante ( $< .10$ ), pequeño (entre .10 y .29), medio (entre .3 y .49) y grande ( $> .49$ ) (Goss-Sampson, 2019).

Para establecer el acuerdo entre observadores se utilizó el Online Kappa Calculator (Randolph, 2008); para los análisis estadísticos y psicométricos se empleó el lenguaje

de programación R (R Core Team, 2022), y los paquetes Lavaan (V 0.5-12) y semTools (V. 0.5-6) mediante el entorno de desarrollo integrado RStudio (V. 2022.7.1.554; RStudio Team, 2022).

## Resultados

### Evidencias de validez con relación al contenido

La evaluación por jueces expertos señaló un grado de acuerdo «casi perfecto» en el criterio coherencia ( $K_{free} = 1$ ), relevancia ( $K_{free} = .98$ ) y pertinencia ( $K_{free} = .91$ ); en semántica y sintaxis ( $K_{free} = .75$ ) es «sustancial», mientras que la suficiencia ( $K_{free} = .60$ ) tiene un grado de acuerdo «moderado» (ver [tabla 1](#)).

Tabla 1. Porcentaje de acuerdo y coeficientes entre jueces expertos

Categoría	Porcentaje de acuerdo	$K_{free}$	95% CI
Semántica y Sintaxis	81.05%	.75	[.61, .88]
Pertinencia	92.98%	.91	[.82, .99]
Coherencia	100.00%	1	[1.00, 1.00]
Relevancia	98.25%	.98	[.93, 1.00]
Suficiencia	70.00%	.60	[-0.18, 1.00]

Las medias y medianas de las valoraciones de los jueces mostraron que el reactivo 14 es el único que obtuvo puntuaciones de 3.1 ( $M$ ) y 3.5 ( $Me$ ) en semántica y sintaxis ( $\leq 3.5$ ). En función de la retroalimentación de los jueces, se realizó un ajuste al ítem 16 («A veces el terapeuta y yo tenemos conversaciones inútiles»). Los demás ítems tuvieron puntuaciones iguales o superiores a 3.6, lo que muestra un ajuste favorable. Basándose en las evidencias del contenido de los ítems 11 y 14, y de la insuficiencia de la dimensión, se decidió realizar el análisis a partir de la estructura bidimensional alianza positiva y negativa encontrada por Luborsky et al. (1996).

### Puntuaciones por sexo y confiabilidad de los instrumentos

En la [tabla 2](#) se presentan la consistencia interna ( $\omega$  y  $\alpha$ ), la media ( $M$ ), la normalidad (Shapiro-Wilk), la homogeneidad de varianzas (Levene) y la prueba T de Student para hombres ( $H_0$ ) y mujeres ( $M_u$ ) de acuerdo con los puntajes de los instrumentos y sus dimensiones.

El análisis por sexo mostró mayores puntuaciones en hombres en Activación ( $t(203) = 2.49$ ,  $p = .013$ ,  $d = 0.350$ ) y en mujeres en el Índice de Reactividad Interpersonal (IRI) ( $t(203) = -2.31$ ,  $p = .022$ ,  $d = -0.323$ ).

Tabla 2. Consistencia interna de los instrumentos y diferencias por sexo en las puntuaciones

	C.I.		Sexo	M	D.E.	S-W	Levene's	T de Student		
	$\omega$	$\alpha$						W	F	t
<b>HAq-II-P</b>										
A. Positiva	.89		Ho	72.13	9.81	0.86***	0.08	-0.91	.364	-0.128
		.89	Mu	73.33	9.15	0.84***				
A. Negativa	.51		Ho	8.80	3.76	0.94***	0.38	1.65	.100	-0.232
		.54	Mu	7.94	3.67	0.90***				
Total	.86		Ho	95.49	12.26	0.91***	1.37×10 <sup>-4</sup>	-1.24	.218	-0.173
		.86	Mu	97.60	12.07	0.89***				
<b>DASS-21</b>										
Depresión	.87		Ho	7.22	5.55	0.92***	0.933	-1.16	.249	-0.162
		.87	Mu	8.14	5.80	0.95***				
Ansiedad	.80		Ho	7.06	4.99	0.94***	0.279	-1.10	.274	-0.154
		.80	Mu	7.85	5.18	0.95***				
Estrés	.76		Ho	8.99	4.92	0.97	1.253×10 <sup>-5</sup>	-0.66	.513	-0.092
		.76	Mu	9.44	4.93	0.98				
Total	.92		Ho	23.28	13.55	0.96**	0.138	-1.11	.267	-0.156
		.92	Mu	25.43	14.06	0.98*				
<b>GHQ-12</b>										
Total	.91		Ho	11.72	8.13	0.94***	0.922	-1.63	.104	-0.229
		.91	Mu	13.67	8.80	0.97**				
<b>IRI</b>										
Total	.80		Ho	89.62	11.69	0.97*	0.370	-2.31	.022	-0.323
		.80	Mu	93.50	12.26	0.99				
<b>EROS</b>										
Total	.78		Ho	26.28	5.06	0.99	0.261	1.41	.160	0.198
		.78	Mu	25.23	5.45	0.99				
<b>BADS-SF</b>										
Activación	.88		Ho	18.56	7.27	0.96**	2.194	2.49	.013	0.350
		.82	Mu	15.91	7.85	0.97**				
Evitación	.62		Ho	12.68	5.55	0.98	0.088	0.16	.872	0.023
		.60	Mu	12.56	5.25	0.98				
Total	.80		Ho	29.88	10.28	0.99	1.894	1.70	.091	0.238
		.80	Mu	27.35	10.93	0.98				

**Nota:** \* < .05; \*\* < .01; \*\*\* < .001; C.I.: Consistencia Interna;  $\omega$ : omega de Mc Donald;  $\alpha$ : alpha de Cronbach; M: media; D.E.: Desviación Estándar; S-W: prueba Shapiro Wilk; Levennès: prueba de homogeneidad de varianzas (todos los valores  $p$  fueron > .05);  $d$ :  $d$  de Cohen. Se señalan en negrita los que presentaron diferencias significativas.

## Propiedades psicométricas

### Confiabledad

El HAq-II-P presentó una buena consistencia interna en ambos coeficientes ( $\alpha = .86$  IC 95% [.83, .89];  $\omega = .86$  IC 95% [.81, .90]). Los ítems mostraron entre buenos y excelentes índices de discriminación (ítem- total), a excepción del 17 ( $r_{\text{ítem-total}} = .231$ ) y el 8 ( $r_{\text{ítem-total}} = .131$ ); su eliminación incrementa el coeficiente por debajo del límite superior del intervalo de confianza (ver tabla 3).

La dimensión alianza positiva tuvo una buena consistencia interna ( $\alpha = .89$  IC 95% [.83, .89];  $\omega = .89$  IC 95% [.83, .89]), todos los ítems mostraron una excelente discriminación frente a la dimensión ( $r$  ítem-dimensión > .52), a excepción del 17 ( $r = .30$ ), y su eliminación incrementa los índices de la dimensión (.90 para ambos). La alianza negativa presentó una consistencia interna pobre, con valores  $\omega$  de .51 (IC 95% [.41, .62]) y  $\alpha$  de .54 (IC 95% [.43, .64]). La discriminación de los ítems fue adecuada ( $r$  ítem-dimensión > a .30), a excepción de los ítems 8 y 17.

Tabla 3. Coeficientes de consistencia interna e índices de discriminación del HAQ-II-P

Dimensión	Ítems	<i>M</i>	<i>D.E.</i>	Total			Dimensión		
				$\omega$ sin el ítem	<i>a</i> sin el ítem	<i>r</i> ítem-total	$\omega$ sin el ítem	<i>a</i> sin el ítem	<i>r</i> ítem-dimensión
Alianza positiva	1	5.27	1.14	.85	.85	.602	.88	.88	.605
	2	5.14	1.04	.85	.85	.584	.88	.88	.555
	3	5.44	0.97	.85	.85	.599	.88	.88	.607
	5	5.20	1.03	.85	.85	.633	.87	.87	.654
	6	4.95	1.19	.85	.85	.570	.88	.88	.582
	7	5.27	.94	.86	.85	.528	.88	.88	.527
	9	5.40	.95	.85	.85	.639	.87	.87	.678
	10	5.30	.88	.85	.85	.697	.87	.87	.734
	12	5.29	.96	.85	.85	.623	.87	.87	.671
	13	5.52	.81	.85	.85	.605	.88	.88	.617
	15	5.09	1.15	.85	.85	.624	.88	.87	.624
	17	4.20	1.73	.88	.87	.231	.90	.90	.301
	18	5.03	1.06	.85	.85	.632	.87	.87	.652
	Alianza negativa	i4	5.02	1.40	.86	.86	.371	.50	.48
i8		4.42	1.82	.88	.87	.131	.58	.57	.212
i16		4.18	1.80	.86	.86	.288	.41	.41	.380
i19		5.09	1.35	.86	.86	.416	.40	.41	.373

### Evidencias de validez en la estructura interna

El AFC se corrió en tres modelos: un factor (1F), dos factores (2F) (versión original) y dos factores con factor de segundo orden (*2F-segundo orden*) (ver [tabla 4](#)). El modelo *2F* y *2F-segundo orden* mostraron excelentes índices de ajuste (CFI, TLI, NFI e IFI > 0.950, y RMSEA < 0.050).

En la dimensión alianza positiva, las cargas de los ítems fueron superiores a .670, a excepción del ítem 17 (.365), y en alianza negativa fueron superiores a .650, a excepción del ítem 8 (.327) (ver [figura 1](#)).

### Evidencias de validez de la relación con otras variables

Se encontraron relaciones irrelevantes y pequeñas no significativas ( $p > .05$ ) de la alianza positiva con la sintomatología emocional (DASS-21), el Índice General de Salud (GHQ-12), la reactividad interpersonal (IRI), la Percepción de Reforzamiento Medioambiental (EROS) y el nivel de activación (BADS-SF). La alianza negativa presentó correlaciones de magnitud baja, significativas directas con la Sintomatología Emocional y el Índice General de Salud; e inversas con la Percepción de Reforzamiento (ver [figura 2](#)).

Tabla 4. Índices de los modelos de análisis factorial confirmatorio

Modelo	$X^2$	<i>gl</i>	<i>CFI</i>	<i>TLI</i>	<i>NFI</i>	<i>IFI</i>	<i>RMSEA</i> [IC 90%]
<i>1F</i>	225.181	119	0.948	0.940	0.924	0.948	0.099 [0.087, 0.110]
<i>2F</i>	<b>161.375</b>	<b>103</b>	<b>0.986</b>	<b>0.984</b>	<b>0.962</b>	<b>0.986</b>	<b>0.053</b> [0.036, 0.068]
<i>2F-segundo orden</i>	354.589	119	0.986	0.983	0.962	0.986	0.053 [0.037, 0.069]

Figura 1. Solución estandarizada del modelo 2F de la HAq-II

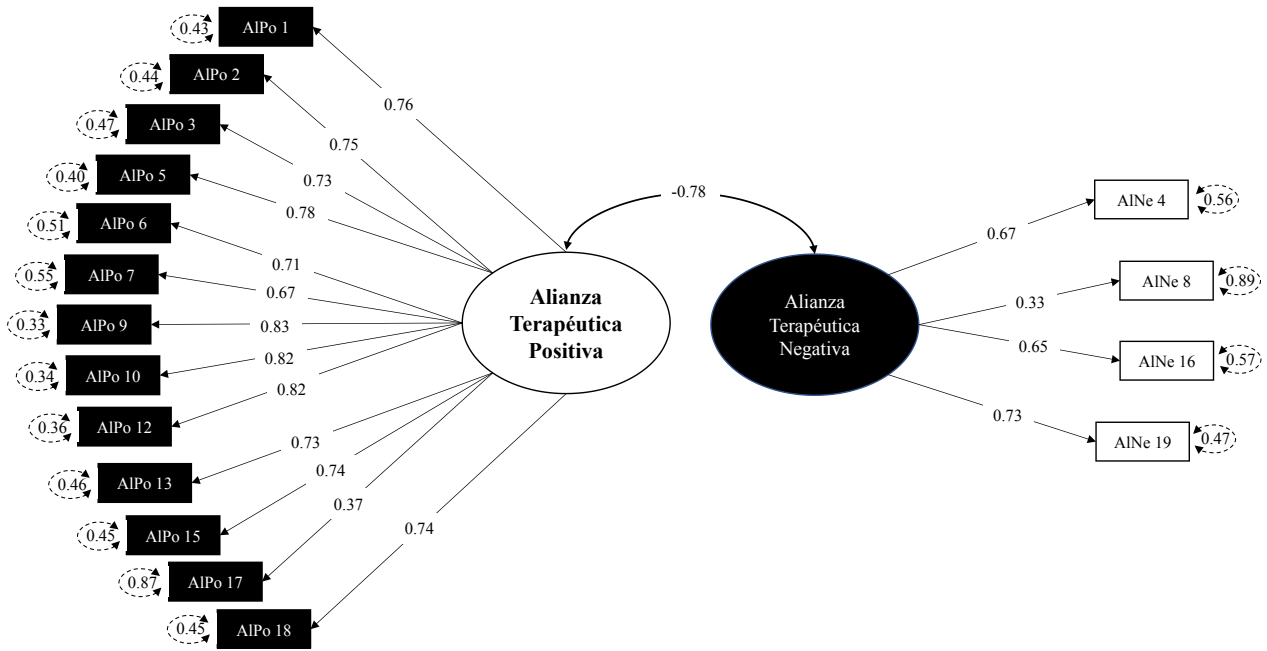
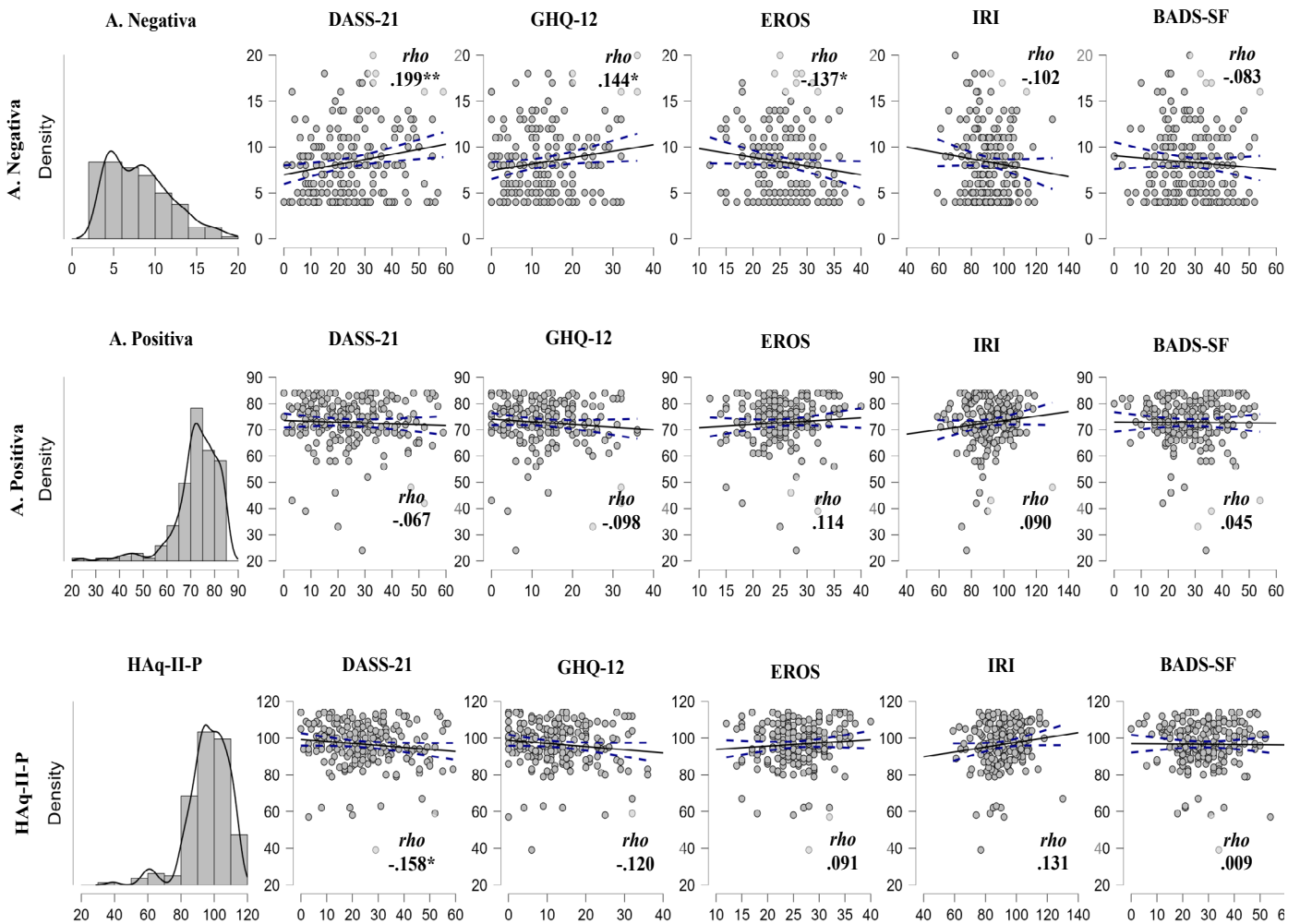


Figura 2. Correlaciones de Spearman de la HAq-II-P y sus dimensiones con los totales de los otros instrumentos



Nota: \* < .05; \*\* < .01, \*\*\* < .001.



Las puntuaciones de las dimensiones Depresión, Ansiedad y Estrés (DASS-21) se correlacionan de manera directa con alianza negativa. Las dimensiones Toma de Perspectiva y Preocupación Empática del IRI presentaron correlaciones ( $r_{ho}$ ) significativas ( $p < .05$ ) e inversas con alianza negativa. El total del HAQ-II-P presentó correlaciones significativas de magnitud pequeña e inversas con Depresión y Ansiedad (DASS-21), y directas con Toma de Perspectiva (IRI). Alianza positiva presentó correlaciones significativas de magnitud baja con toma de Perspectiva de la IRI (ver [tabla 5](#)).

Tabla 5. Correlaciones de Spearman del HAQ-II-P con las dimensiones de la DASS-21, el IRI y la BADS-SF

Variable	HAQ-II			Total	
	Negativa	Positiva	Total		
<b>HAQ-II</b>					
Negativa	—				
Positiva	-.448	***	—		
Total	-.712	***	.914	***	—
<b>DASS-21</b>					
Depresión	.196	**	-.066		-.142 *
Ansiedad	.172	*	-.070		-.155 *
Estrés	.164	*	-.044		-.126
<b>IRI</b>					
PT	-.223	**	.168	*	.208 **
FS	.057		.011		.017
EC	-.201	**	.072		.120
PD	.089		-.032		-.021
<b>BADS-SF</b>					
Activación	-.016		.061		-.005
Evitación	.136		-.011		-.037

Nota: \*  $< .05$ ; \*\*  $< .01$ , \*\*\*  $< .001$ ; EC = Preocupación empática; PT = Toma de perspectiva; PD = angustia personal; FS = escala de fantasía; IRI = Índice de reactividad interpersonal.

## DISCUSIÓN

Las propiedades psicométricas del HAQ-II-P se estimaron en una muestra clínica colombiana. La adaptación de la escala permitió recopilar evidencias de validez con relación al contenido de la prueba. El índice de Kappa (Abaira, 2000) presentó un grado de acuerdo casi perfecto para coherencia, relevancia y pertinencia; acuerdo sustancial en sintaxis y semántica, y moderado en suficiencia. En el ítem 1, «I feel I can depend upon the therapist», la traducción literal del verbo «depend» podría no evaluar la alianza positiva. La palabra «depend» y

su connotación negativa en Colombia no corresponden al sentido de la oración según los criterios del licenciado en lengua extranjera y las observaciones de los jueces. Por otra parte, los ítems 11 y 14, que forman parte del «tercer factor» (Luborsky et al., 1996), presentaron dificultades en la suficiencia, razón por la cual no se consideraron en los análisis posteriores, al igual que en el estudio de Conn et al. (2013).

El HAQ-II-P mostró una buena consistencia interna para el total ( $\alpha = .86$  y  $\omega = .86$ ), similar a lo reportado en otras investigaciones, coeficientes  $\alpha$  mayores a .80 (Andrade-González & Fernández-Liria, 2015; Hannibal et al., 2017; Luborsky et al., 1996). La consistencia interna de alianza positiva ( $\omega = .886$ ;  $\alpha = .885$ ) fue buena; mientras que la de alianza negativa ( $\omega = .511$ ;  $\alpha = .514$ ) fue baja. En cuanto al índice de discriminación, la calidad del ítem 17 fue regular, mientras que en el ítem 8 fue pobre ( $r_{item-total} = .131$ ) (Díaz & Leyva, 2013). Aunque la eliminación del ítem 8 incrementa los índices de consistencia interna ( $\alpha$  y  $\omega$ ) de la dimensión, no sobrepasa el límite superior del intervalo de confianza. Es posible que el sentido negativo del ítem 8, «Los métodos empleados en mi terapia no se adaptan a mis necesidades», impacte en la percepción sobre el tratamiento, o evaluar en las primeras sesiones no facilite una respuesta basada en la experiencia completa de la psicoterapia. El ítem 17 se puede ver afectado por el enfoque psicoterapéutico o por la fase del tratamiento; hablar sobre los «mismos acontecimientos importantes del pasado» puede interpretarse como algo positivo o negativo (Conn et al., 2013).

Se confirmó el modelo bidimensional, la alianza positiva y la alianza negativa (Luborsky et al., 1996). Los AFCs de los modelos 2F y 2F-segundo orden presentaron un excelente ajuste. Con respecto al factor de segundo orden, parece que es útil, ya que la dimensión alianza negativa no presenta una buena confiabilidad, y una calificación total favorecería la evaluación de la alianza; sin embargo, si el interés es evaluar factores negativos asociados a la relación terapéutica, el HAQ-II-P podría no ser una buena alternativa. El modelo unidimensional presentó unos índices de ajuste entre cuestionables y aceptables, algo similar a lo reportado por Conn et al. (2013).

Las puntuaciones del HAQ-II-P total mostraron correlaciones de magnitud baja negativa y significativa con la sintomatología emocional, la depresión y la ansiedad. La dimensión alianza negativa mostró correlaciones de magnitud baja y significativas con la sintomatología emocional, el índice general de salud y la recompensa medioambiental. Aunque la relación de estas variables fue significativa, es importante tener en cuenta aspectos que no se controlaron en esta investigación, ya que no se tiene homogeneidad en los diagnósticos de los participantes, el tipo de tratamiento ni la cantidad de sesiones; además, la confiabilidad de la dimensión alianza negativa fue pobre. Alianza positiva no presentó correlaciones significativas ( $p > .05$ ) con el DASS-21, sus dimensiones (depresión,

ansiedad y estrés), el GHQ (salud general) y la IRI total (empatía). Al observar la figura 2 y revisar los valores de las correlaciones de la HAQ-II-P y sus dimensiones con las demás variables, se podría decir que lo que afirma Le Bloc'h et al. (2006) es correcto, ya que no se evidencia una influencia del nivel de la sintomatología emocional, la empatía, la recompensa ambiental y el grado de activación / evitación en la evaluación de la AT. La alianza, la empatía y la autenticidad se consideran ingredientes fundamentales de la relación terapéutica (Nienhuis et al., 2018). Sin embargo, se requiere más investigación en relación con la dimensión alianza negativa, así como con las diferentes dimensiones de la empatía como ingrediente del componente vínculo en la conceptualización inicial de AT (Bordin, 1979; Horvath, 2018).

Algunas limitaciones de este estudio son las siguientes: (a) se trata de una muestra pequeña ( $n = 205$ ). Se recomienda analizar sus propiedades psicométricas en una muestra más amplia y homogénea en representatividad por regiones del país, diagnósticos, profesiones y enfoques psicoterapéuticos; (b) no se obtuvo información sistemática sobre díadas (terapeuta-consultante), ni una evaluación longitudinal en el proceso terapéutico; (c) las variables se evaluaron mediante autoinformes, y se recomiendan variables de medición directa, como un cuestionario de AT versión observador; y (d) el muestreo fue por conveniencia, lo que no permite generalizar los resultados a la población colombiana.

Los resultados obtenidos en este estudio deben observarse con cautela, debido a que podrían interpretarse más en función del muestreo realizado que de las propiedades psicométricas reales del HAQ-II-P en Colombia. Para futuras investigaciones, se recomienda explorar la invarianza de la estructura factorial de acuerdo con el sexo, el diagnóstico y el enfoque psicoterapéutico.

A partir de la presente investigación, el HAQ-II se puede proponer como un instrumento para la medición de la AT. La dimensión alianza negativa requiere mayor cautela en sus interpretaciones, dadas las propiedades psicométricas encontradas. Para su uso se recomienda una calificación global y no por dimensiones.

## Referencias

- Abraira, V. (2000). El índice kappa. *Semergen*, 27(5), 247-249. [https://doi.org/10.1016/S1138-3593\(01\)73955-X](https://doi.org/10.1016/S1138-3593(01)73955-X)
- Andrade-González, N. (2005). La alianza terapéutica. *Clínica y Salud*, 16(1), 9-29. <https://journals.copmadrid.org/clysal/art/ef0d3930a7b6c95bd2b32ed45989c61f>
- Andrade-González, N., & Fernández-Liria, A. (2015). Spanish adaptation of the Revised Helping Alliance Questionnaire (HAQ-II). *Journal of Mental Health*, 24(3), 155-161. <https://doi.org/10.3109/09638237.2015.1036975>
- Bordin, E. S. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance [La generalizabilidad del concepto psicoanalítico de la alianza de trabajo]. *Psychotherapy: Theory, Research & Practice*, 16(3), 252-260. <https://doi.org/10.1037/h0085885>
- Caycho-Rodríguez, T., & Ventura-León, J. L. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77349627039>
- Chaparro-Clavijo, R. A., & Pineda-Roa, C. A. (2020). Inventario de Reactividad Interpersonal. Adaptación cultural y análisis psicométrico en una muestra de universitarios en Colombia. *Revista Interamericana de Psicología / Interamerican Journal of Psychology*, 54(2). <https://journal.sipsych.org/index.php/IJP/article/download/1213/1022/4388>
- Conn, H., Medrano, L. A., & Moretti, L. (2013). Adaptación del cuestionario de alianza de ayuda revisado versión paciente (HAQ-II-P) para la población de cordobeses. *Terapia psicológica*, 31(2), 165-174. <https://dx.doi.org/10.4067/S0718-48082013000200003>
- D'Ascenzo, I., Vilaregut Puigdesens, A., Álvarez Mitjans, G., Bodas Martínez, M., Elías Millán, M., Ureña Mallén, I., Yagüe Franco, R. (2019). Construcción de la alianza terapéutica en un caso de terapia familiar con un miembro con Trastorno Límite de la Personalidad. *Anuario de Psicología*, 49(2), 57-71. <https://doi.org/10.1344/anpsic2019.49.7>
- Díaz-Rojas, P., & Leyva-Sánchez, E. (2013). Metodología para determinar la calidad de los instrumentos de evaluación. *Educación Médica Superior*, 27(2). <http://www.ems.sld.cu/index.php/ems/article/view/173/98>
- Dillon, F. R. (2013). Measurement equivalence of the revised helping alliance questionnaire across African American and non-Latino white substance using adult outpatients. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 45(2), 173-178. <https://doi.org/10.1016/j.jsat.2013.02.002>
- Escobar-Pérez, J., & Cuervo-Martínez, A. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: una aproximación hacia su utilización. *Avances en Medición*, 6, 27-36.
- Escobedo-Portillo, M. T., Hernández-Gómez, J. A., Estebané-Ortega, V., & Martínez-Moreno, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia & trabajo*, 18(55), 16-22. <https://dx.doi.org/10.4067/S0718-24492016000100004>
- Fernández-Liria, A., Hernández, M., Rodríguez, B., Benito, T., y Mas, J. (2001). Definiciones de psicoterapia. En A. Fernández-Liria y B. Rodríguez (dirs.). *La práctica de la psicoterapia. La construcción de narrativas terapéuticas*, pp. 25-28. Desclée de Brouwer.
- Freiberg-Hoffmann, A., Stover, J. B., de la Iglesia, G., & Fernández-Liporace, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151-164. [http://www.scielo.edu.uy/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1688-42212013000200005&lng=es&tlng=es](http://www.scielo.edu.uy/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1688-42212013000200005&lng=es&tlng=es)
- García, D., Bianchi, J. M., & Montoya, C. (2019). *Propiedades psicométricas de la Escala BADS Short-Form (BADS-SF) en población colombiana*. [Tesis de maestría, Fundación Universitaria Konrad Lorenz]. <https://repositorio.konradlorenz.edu.co/handle/001/2187>
- Goss-Sampson, M. A. (2019). *Análisis estadístico con JASP: una guía para estudiantes*. FUOC.
- Hannibal, N., Rodrigo-Domingo, M., Valentin, J. B., & Licht, R. W. (2017). Feasibility of Using the Helping Al-

- liance Questionnaire II as a Self-Report Measure for Individuals with a Psychiatric Disorder Receiving Music Therapy. *Journal of Music Therapy*, 54 (3), 287-299. <https://doi.org/10.1093/jmt/thx009>
- Horvath, A. O. (2018). Research on the alliance: Knowledge in search of a theory. *Psychotherapy Research*, 28 (4), 499-516. <https://doi.org/10.1080/10503307.2017.1373204>
- Le Blo'ch, Y., De Roten, Y., Drapeau, M., & Despland, J. N. (2006). New, but improved? Comparison between first and revised version of the Helping Alliance questionnaire. *Schweizer Archiv für Neurologie und Psychiatrie*, 157 (1), 23-28. <https://doi.org/10.4414/sanp.2006.01669>
- Luborsky, L., Barber, J. P., Siqueland, L., Johnson, S., Najavits, L. M., Frank, A., & Daley, D. (1996). The Revised Helping Alliance Questionnaire (HAQ-II): Psychometric Properties. *J Psychother Pract Res*, 5 (3): 260-271. PMID: 22700294; PMCID: PMC3330423.
- Manos, R. C., Kanter, J. W., & Luo, W. (2011). The Behavioral Activation for Depression Scale-Short Form: Development and Validation. *Behavior Therapy* 42 (4), 726-739. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.04.004>
- Nienhuis, J. B., Owen, J., Valentine, J. C., Winkeljohn Black, S., Halford, T. C., Parazak, S. E., ... & Hilsenroth, M. (2018). Therapeutic alliance, empathy, and genuineness in individual adult psychotherapy: A meta-analytic review. *Psychotherapy Research*, 28 (4), 593-605. <https://doi.org/10.1080/10503307.2016.1204023>
- Norcross, J. C., & Lambert, M. J. (2018). Psychotherapy relationships that work III. *Psychotherapy*, 55 (4), 303-315. <https://doi.org/10.1037/pst0000193>
- Oviedo, H. C., & Campo-Arias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34 (4), 572-580. [http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0034-74502005000400009&lng=en&tlng=es](http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-74502005000400009&lng=en&tlng=es)
- Randolph, J. J. (2008). Online Kappa Calculator [Computer software]. Recuperado de <http://justus.randolph.name/kappa>
- Ruiz, F. J., García-Beltrán, D. M., & Suárez-Falcón, J. C. (2017). General Health Questionnaire-12 validity in Colombia and factorial equivalence between clinical and nonclinical participants. *Psychiatry Research*, 256, 53-58. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2017.06.020>
- Ruiz, F. J., García-Martín, M. B., Suárez, J. C., & Odrizola-González, P. (2017). The hierarchical factor structure of the Spanish versión of Depression Anxiety and Stress Scale - 21. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 17 (1), 97-101. <https://www.ijpsy.com/volumen17/num1/460.html>
- Saavedra, E., Bianchi, J. M., & Villalba, J. (2023). Escala de Percepción de Reforzamiento Medioambiental (EROS): evidencias de validez en una muestra colombiana. *Suma Psicológica*, 30 (1), 21-29. <https://doi.org/10.14349/sumapsi.2023.v30.n1.3>
- Team, R. C. (2000). *R language definition*. R foundation for statistical computing.
- Valderrama-Díaz, M., Bianchi, J. M., & Villalba-Garzón, J. (2016). Validación de la Environmental Reward Observation Scale (EROS) en población colombiana. *Universitas Psychologica*, 15 (4). <http://dx.doi.org/10.11144/Javeriana.upsy15-4.vero>
- Vilaregut Puigdesens, A., Artigas Miralles, L., Mateu Martínez, C., & Feixas Viaplana, G. (2018). The construction of the therapeutic alliance in couple therapy in two contrasting cases with depression. *Anuario de Psicología*, 48 (2), 64-74. <https://doi.org/10.1016/j.anpsic.2018.09.001>

## ANEXO 1. VERSIÓN COLOMBIANA DEL CUESTIONARIO DE ALIANZA DE AYUDA REVISADO VERSIÓN PACIENTE

### HAq-II-P

**Instrucciones:** Estas son las formas en que una persona se puede sentir o se puede comportar con relación a otra, su terapeuta. Considere detenidamente la relación que tiene con su terapeuta y luego marque cada uno de los enunciados según el grado de acuerdo o desacuerdo con lo expresado en ellos. Por favor, márkelos todos.

**1: Totalmente en desacuerdo, 2: En desacuerdo, 3: Ligeramente en desacuerdo, 4: Ligeramente de acuerdo, 5: De acuerdo, 6: Totalmente de acuerdo**

1	Siento que puedo confiar en mi terapeuta	1	2	3	4	5	6
2	Siento que mi terapeuta me entiende	1	2	3	4	5	6
3	Siento que mi terapeuta desea que yo alcance mis metas	1	2	3	4	5	6
4	A veces, desconfío en el criterio de mi terapeuta	1	2	3	4	5	6
5	Siento que mi terapeuta y yo trabajamos en esfuerzo conjunto	1	2	3	4	5	6
6	Creo que mi terapeuta y yo tenemos ideas similares sobre la naturaleza de mis problemas	1	2	3	4	5	6
7	Generalmente, respeto el punto de vista que mi terapeuta tiene sobre mí	1	2	3	4	5	6
8	Los procedimientos aplicados a mi terapia no se adaptan a mis necesidades	1	2	3	4	5	6
9	Me agrada mi terapeuta como persona	1	2	3	4	5	6
10	En la mayoría de las sesiones, el terapeuta y yo encontramos una manera de trabajar juntos sobre mis problemas	1	2	3	4	5	6
11	La manera que tiene el terapeuta de relacionarse conmigo enlentece el progreso de la terapia	1	2	3	4	5	6
12	Se ha creado una buena relación con mi terapeuta	1	2	3	4	5	6
13	El terapeuta parece tener experiencia en ayudar a la gente	1	2	3	4	5	6
14	Deseo mucho solucionar mis problemas	1	2	3	4	5	6
15	El terapeuta y yo tenemos conversaciones significativas	1	2	3	4	5	6
16	A veces el terapeuta y yo tenemos conversaciones inútiles	1	2	3	4	5	6
17	De vez en cuando, los dos hablamos sobre los mismos sucesos importantes del pasado	1	2	3	4	5	6
18	Creo que le agrado a mi terapeuta como persona	1	2	3	4	5	6
19	A veces el terapeuta parece distante	1	2	3	4	5	6

**Nota:** los ítems sombreados no se tienen en cuenta en la versión de dos factores validada en el presente estudio.