

<https://doi.org/10.16888/interd.2025.42.1.28>

Confiabilidad y validez del WAI-SF en adolescentes argentinos

Reliability and validity of the WAI-SF in Argentinean adolescents

Malenka Areas¹, Agustina Farah², Gretel Martinez³, Agustín Freiberg Hoffmann⁴,
Andrés Roussos⁵ y Juan Martín Gómez Penedo⁶

¹Universidad de Buenos Aires, Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas
(CONICET), Argentina. <https://orcid.org/0000-0002-4286-9703>

E-mail: malenka.areas@gmail.com

²Universidad de Belgrano, Argentina. <https://orcid.org/0000-0001-6419-4359>

E-mail: agustinafrh@gmail.com

³Universidad de Buenos Aires, Argentina. E-mail: gretelmartinezpsico@gmail.com

⁴Universidad de Buenos Aires, Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas
(CONICET), Argentina. <https://orcid.org/0000-0001-8737-1186>

E-mail: agustinfreiberg@gmail.com

⁵Universidad de Buenos Aires, Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas
(CONICET), Argentina. <https://orcid.org/0000-0002-5138-9664>. E-mail: ajroussos@gmail.com

⁶Universidad de Buenos Aires, Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas
(CONICET), Argentina. <https://orcid.org/0000-0001-7304-407X>

E-mail: jmgomezpenedo@gmail.com

Universidad de Buenos Aires, Argentina.

Resumen

La alianza terapéutica (AT) es un concepto central tanto en la investigación como en la práctica en psicoterapia. Existen diversos instrumentos que evalúan este constructo; pero, la mayoría de ellos han sido desarrollados para adultos. En Argentina, no existen instrumentos para estudiar la AT con adolescentes. Este estudio tuvo como objetivo evaluar las propiedades psicométricas, en términos de confiabilidad y validez del Inventario de Alianza de Trabajo versión corta para pacientes (WAI-SF) en adolescentes argentinos. La muestra incluyó a 206 pacientes entre 12 y 20 años que se encontraban realizando psicoterapia. Para estudiar la fiabilidad del instrumento se analizaron medidas de consistencia interna (alfa de Cronbach y ordinal) y de homogeneidad de los ítems (correlaciones ítem-total ajustadas). Para el estudio de evidencias de validez del instrumento se analizó la validez de constructo (análisis factorial confirmatorio, AFC) y la validez concurrente (correlaciones con el Alliance Negotiation Scale). Se encontraron evidencias de una adecuada consistencia interna (alfa de Cronbach = .92) y

homogeneidad de los ítems (todos con correlaciones entre .30 y .85), así como de validez de constructo (CFI = .97; SRMR = .03 y RMSEA = .08) y validez concurrente ($r = .73$). El AFC mostró un buen ajuste del modelo original de tres subescalas. Se concluye que el WAI-SF es un instrumento válido y confiable para el análisis de la alianza terapéutica en adolescentes.

Palabras clave: alianza terapéutica, adolescentes, inventario, confiabilidad, validez

Abstract

Therapeutic alliance (TA) represents a central concept for research and clinical practice. Bordin's definition has historically been one of the most widely accepted when understanding the construct and designing assessment instruments. Despite the importance of TA in the psychotherapeutic process, most studies on this topic have been conducted in the adult population. This lack of information implies a significant challenge when interpreting the construct in clinical practice in other age groups such as adolescence. Several studies suggest the importance of studying this construct in adolescence. Adolescents tend to attend psychotherapy unaware of their problems, in conflict with their parents regarding their motivation to consult, and resistant to change because they do not recognize their problems. The lack of a unified approach for measuring TA in young people represents a methodological problem for several reasons. Instruments for measuring TA in adolescents may lack a consistent basis due to a lack of knowledge. It is necessary to understand what aspects of the therapeutic relationship each scale measures and how these factors relate to one another. Internationally, the most widely used instrument is the Working Alliance Inventory (WAI), based on Bordin's tripartite model Bond-Task-Goals. In the original study, the correlation between the subscales showed to be high but factor analysis methods were not used in the development of the subscales. Subsequent studies found high correlations among the three WAI dimensions. This has led many researchers to use the mean of the total WAI score. Few studies have evaluated the factor structure of different versions of the WAI with young people and none of them supported the hypothesized Bond-Task-Goals alliance model. This study aimed to evaluate the reliability and validity of the Working Alliance Inventory short version (WAI-SF) in adolescents from Argentina. Therapists from different psychotherapy centers working with adolescents were invited to take part in the study. Once they accepted, they shared an online link with their patients who completed the WAI-SF anonymously. The sample of this study was non-probabilistic and included 206 Argentinean patients undergoing psychotherapy. Of the 206 participants 79.6 % indicated to be female and 17.9 % indicated to be male. The age ranged from 12 to 20 years. Of the participants, 65.9 % resided in the Buenos Aires Metropolitan Area, 23.2 % resided in the Province of Buenos Aires, and the remaining 10.9 % lived in other provinces of Argentina. Most of the participants in the sample were in advanced treatment. When asked about the number of sessions, the adolescents could not indicate the number. The

minimum number of sessions was 5. To study the reliability of the instrument, measures of internal consistency (Cronbach's alpha) and item homogeneity (adjusted item-total correlations) were analyzed. For studying the instrument's validity, construct validity (confirmatory factor analysis) and concurrent validity (correlations with the Alliance Negotiation Scale) were analyzed. Construct validity was studied using a bifactor model with a general alliance factor at one level, and the three subfactors of Bonding, Tasks, and Goals. All correlations between latent variables were constrained to zero. We found evidence of adequate internal consistency (Cronbach's alpha = .92) and item homogeneity (all correlations between .30 - .85), as well as construct validity (CFI = .97; SRMR = .03 y RMSEA = .08) and concurrent validity ($r = .73$). The factor analysis showed a good fit for the three subscales model. This development aims to contribute to psychotherapists, patients, and researchers in Argentina by offering a valid and reliable instrument for the analysis of the therapeutic alliance in adolescents. In the future, it would be relevant to analyze the properties of the WAI-SF in Argentina, using samples collected with different strategies to observe whether the sampling method influences its psychometric properties.

Keywords: therapeutic alliance, adolescents, inventory, reliability, validity

Introducción

Dentro del estudio de los procesos psicoterapéuticos la alianza terapéutica (AT) se ha posicionado como un predictor robusto de los resultados de los tratamientos. Diversos metaanálisis han observado que los pacientes que tienen una alianza terapéutica más sólida presentan mejores resultados en sus tratamientos (Flückiger et al., 2018).

Existen diversas formas de comprender la AT, aunque habitualmente se entiende como la relación de colaboración entre terapeuta y paciente (Castonguay et al., 2006). Históricamente existía una noción que hacía referencia a los aspectos amistosos y afectivos de la transferencia como admisibles a la conciencia y como vehículo para el éxito terapéutico (Freud, 1913/1966). También se realizaba una diferenciación entre transferencia y alianza; esta última es la parte no neurótica del vínculo entre psicoterapeuta y paciente que posibilitaba el *insight* y el uso de las interpretaciones del terapeuta (Zetzel, 1956).

Durante la década de 1970, empezaron a surgir los primeros esfuerzos por crear nociones de alianza que pudieran utilizarse para comprender aspectos relacionales en tratamientos de diferentes marcos teóricos (Horvath y Bedi, 2002). Dentro de esta tendencia, se ubicaron los desarrollos de Carl Rogers (1966), quien otorgaba un papel elemental a la relación que construían paciente y terapeuta. Del mismo modo, Beck et al. (1979) resaltaron la importancia de la relación terapéutica en los abordajes cognitivos. El terapeuta cognitivo, al igual que los profesionales que ejercen otro tipo de terapias, realizaba sus intervenciones en un contexto interpersonal (Beck et al., 1979).

Hacia el año 1979, Bordin proponía explícitamente una definición pan-teórica del constructo de alianza, la cual ha sido históricamente una de las más aceptadas y utilizadas para comprender el constructo y diseñar instrumentos para su evaluación. Bordin (1979) define la AT como la relación de colaboración en la cual terapeuta y paciente trabajan en forma conjunta para alcanzar los objetivos de la terapia. El autor realiza una definición transteórica del concepto a partir de tres componentes: 1) el acuerdo entre paciente y terapeuta en los objetivos del tratamiento, 2) el acuerdo entre paciente y terapeuta en las tareas del mismo, y 3) la calidad emocional del vínculo entre los participantes (Bordin, 1979). No obstante, resulta importante destacar que en la actualidad el concepto continúa transformándose, incluyendo nuevas dimensiones y redefiniendo a la noción clásica (Gómez Penedo et al., 2019).

La alianza terapéutica en el tratamiento de niños y adolescentes

A pesar de la importancia de la AT en el proceso psicoterapéutico, la gran mayoría de los estudios en esta temática se han realizado en población adulta. Esta cuestión implica un gran desafío al momento de interpretar el constructo en la práctica clínica con otras franjas etarias como la adolescencia (Gergov et al., 2021; Murphy y Hutton, 2017; Zack et al., 2007).

Como ejemplo, se puede mencionar que al trabajar con niños y adolescentes se observó que el componente de Bordin relativo a los objetivos no ha sido plenamente apoyado en la AT con este grupo (Zack et al., 2007). Esto podría deberse a que a los adolescentes se les atribuye un nivel menor de conciencia, agencia y motivación cuando comienzan un tratamiento, ya que suelen ser llevados a consulta por otros, y no por una iniciativa propia (Baylis et al., 2011; Gergov et al., 2021). Otras de las cuestiones que podrían vincularse a la dificultad con el componente de objetivos es que, al momento de consulta, los más jóvenes se caracterizan por considerar que no tienen problemas, que no necesitan tratamiento; se encuentran en una etapa precontemplativa de cambio y no son remitidos por sí mismos a terapia, sino por sus cuidadores (Bhola y Kapur, 2013). Esta actitud es atribuida a la presencia de mecanismos de defensa, historia de aprendizaje, limitaciones debido a su estadio de desarrollo, o falta de preocupación; por ello, los adultos son quienes tienden a identificar los problemas en la consulta. Otra de las explicaciones con respecto a la formulación de objetivos puede ser que en los niños los objetivos y las tareas no sean consideradas sustancialmente diferentes (Zack et al., 2007).

En esta línea, diversas investigaciones sugieren la importancia del estudio de la AT en psicoterapia infanto-juvenil, ya que los adolescentes suelen asistir a psicoterapia desconociendo sus problemáticas, en conflicto con sus padres respecto a la motivación a consultar, y/o resistentes al cambio por no reconocer sus problemáticas (Clark, 2013; Elvins y Green, 2008; Karver et al., 2006; Shirk y Karver, 2003). La motivación al cambio generalmente refleja los intereses de otros actores en la vida del adolescente (Baylis et al., 2011). Considerando que en general los adolescentes son derivados a psicoterapia por adultos (padres, cuidadores y/o

escuela), el desarrollo de relaciones terapéuticas sólidas con los adolescentes y su familia se convierte en un elemento fundamental para fortalecer el compromiso hacia la terapia y facilitar su proceso (Karver et al., 2006).

Todo lo hasta aquí mencionado genera un desafío, ya que existe una gran variabilidad metodológica al momento de estudiar la AT en adolescentes. Por ejemplo, el estudio de un conjunto más amplio de variables relacionales, el uso de diferentes mediciones de la AT o fuentes de información, y la variedad del momento en que se mide la AT (Gergov et al., 2021). A estas dificultades se suma que, dentro de la psicoterapia para jóvenes, la investigación aún no se ha unido en torno a un conjunto de medidas ampliamente utilizadas.

La falta de un enfoque unificado para la medición de la AT en los jóvenes representa un problema metodológico por varias razones. En primer lugar, muchas de las medidas que se utilizan carecen de una base psicométrica sólida y establecida. En segundo lugar, no está claro qué aspectos de la AT mide realmente cada escala y hasta qué punto estas medidas y factores se correlacionan entre sí. En tercer lugar, se utilizan los mismos términos (por ejemplo, alianza) para medidas que parecen evaluar constructos diferentes, aunque relacionados (por ejemplo: vínculo afectivo). En total, la ausencia de un conjunto consensuado de medidas contribuye aún más a la falta de claridad respecto al constructo de la AT infanto-juvenil (Zack et al., 2007).

Instrumentos de evaluación de alianza terapéutica en adolescentes

La medición de la AT en población infanto-juvenil se enfrenta a diversos desafíos. Además, no suele haber un consenso unificado sobre la utilización de un único instrumento. En consecuencia, los instrumentos para medir la AT en adolescentes pueden carecer de una base consistente. Esto puede relacionarse con la falta de conocimientos sobre qué aspectos de la relación terapéutica medirá cada escala y cómo estos factores se relacionan unos con otros (Gergov et al., 2021; Zack et al., 2007). A su vez, muchas escalas para evaluar la AT en adolescentes habrían sido adaptadas de instrumentos ideados para adultos, lo cual también representa una dificultad al momento de la evaluación (McLeod, 2011; Mendoza, 2016).

Existen algunos instrumentos desarrollados específicamente para esta población, tales como la Therapeutic Alliance Scales for Children (TASC; Shirk y Saiz, 1992) y el Alliance Inventory for Children and Adolescents (WAI-CA; Figueiredo et al., 2016) para la medición de la AT con adolescentes. Una problemática respecto a estos instrumentos es que no se encuentran adaptaciones al español. Además, los rangos etarios son excluyentes y limitados. Esto implica una limitación importante al momento de realizar investigación ya que ciertos participantes quedarían fuera del rango establecido y se precisaría más de un instrumento para la medición de la AT.

Por otro lado, se encuentra el Working Alliance Inventory (WAI; Horvath, 1982), que fue desarrollado desde un enfoque teórico con el objetivo de medir el modelo de alianza de Bordin

(1979). Por ello, este instrumento posee 36 ítems agrupados en tres subescalas que exploran las tres dimensiones de la alianza: el acuerdo en las tareas de la terapia (subescala Tareas), el acuerdo respecto de los objetivos del tratamiento (subescala Objetivos) y la fortaleza del vínculo emocional entre paciente y terapeuta (subescala Vínculo). Si bien este inventario fue desarrollado para población adulta, es también utilizado con adolescentes (Figueiredo et al., 2016; Gergov et al., 2021; Levin et al., 2012).

Aunque en el estudio original el instrumento mostró que la correlación entre las subescalas era alta (especialmente entre Tareas y Objetivos), no se utilizaron métodos de análisis factorial en el desarrollo de las subescalas (Horvath y Greenberg, 1989). Las investigaciones posteriores intentaron explorar si las dimensiones teóricas de la alianza estaban respaldadas empíricamente, pero arrojaron resultados contradictorios. Las altas correlaciones encontradas entre las tres dimensiones del WAI han llevado a muchos investigadores a utilizar su puntuación media total (Zack et al., 2007).

Debido a esto, en la literatura se encuentra la versión breve del Working Alliance Inventory-Short Form (WAI-SF) (Tracey y Kokotovic, 1989), originalmente desarrollado para población adulta. En su revisión, Hatcher y Gillaspay (2006) encontraron que el instrumento presentó un mejor ajuste de un modelo de dos factores, donde las subescalas Tareas y Objetivos se unieron. Por esta razón, es necesario continuar el estudio de la medición de este constructo.

Al momento, el WAI-SF es el instrumento más utilizado para la medición de la AT con adolescentes (Cirasola et al., 2020; Karver et al., 2018; Killian et al., 2015; McLeod, 2011; Shirk et al., 2011). A pesar de ello, en la actualidad son pocas las investigaciones que estudian la estructura del instrumento en este grupo etario, y muchas veces se utiliza la versión de adultos sin conocer las propiedades específicas en los más jóvenes (Cirasola et al., 2020).

Pocos estudios han evaluado la estructura factorial de diferentes versiones del WAI con jóvenes, y ninguno de ellos apoyó el modelo de alianza Vínculo-Tareas-Objetivos hipotetizado (Anderson et al., 2012; Cirasola et al., 2020; Diamond et al., 2006; DiGiuseppe et al., 1996). DiGiuseppe et al. (1996) hallaron que las calificaciones de los pacientes de la versión adolescente (WAI) son un único y gran factor de alianza. En la misma línea, un análisis de componentes principales de las valoraciones de los adolescentes y de los terapeutas de la versión original de la WAI arrojó una solución de un factor tanto para la perspectiva de los adolescentes como para la de los terapeutas (Diamond et al., 2006). También se encontró un modelo general de un factor en un estudio que evaluaba la estructura de una adaptación del WAI-SF para la calificación de los adolescentes, mientras que las calificaciones de los padres se explicaron por un modelo de dos factores (es decir, Vínculo y Tarea-Objetivos combinados) (Anderson et al., 2012). Por su parte, Cirasola et al. (2020) encontraron que el modelo de dos factores (Vínculo y Tarea-Objetivos combinados) y el modelo general de un factor parecían representar más adecuadamente la estructura del WAI-SF, tanto desde la perspectiva del

adolescente como del terapeuta. Los autores sugieren que, a pesar de algunas evidencias de bidimensionalidad, dada la alta correlación entre los factores, el instrumento podría tratarse mejor en la práctica como unidimensional (Cirasola et al., 2020).

Existen pocos instrumentos para medir la AT en adolescentes. Además, hay una falta de acuerdo respecto a los instrumentos existentes, su estructura factorial y la definición del constructo. Más específicamente, en Argentina no existe un instrumento para medir la AT en población adolescente. Dado que el instrumento más utilizado para esta población es el WAI-SF y teniendo en cuenta que en Argentina ha sido validado en población adulta, resulta necesario contar con un instrumento de evaluación confiable que permita detectar variaciones en la AT en adolescentes argentinos, teniendo en cuenta su importancia en el proceso terapéutico.

El presente proyecto tuvo como objetivo estudiar las propiedades psicométricas del WAI-SF en población adolescente en Argentina.

Metodología

Participantes

La muestra del estudio estuvo integrada por 206 adolescentes que se encontraban realizando un tratamiento psicoterapéutico. El criterio de inclusión para participar del estudio implicaba tener entre 12 y 20 años, que el adolescente se encontrara recibiendo tratamiento psicoterapéutico, y que se ofreciera voluntariamente a participar. No se aplicó ninguna evaluación psicopatológica para establecer diagnósticos, se tuvo en cuenta la capacidad de los adolescentes para leer y entender las preguntas del cuestionario, y poder elaborar una respuesta. Para convocar a los participantes se utilizó el tipo de muestreo bola de nieve.

Para determinar la muestra mínima necesaria para llevar a cabo la investigación, se utilizó la cantidad de parámetros a estimar en el modelo bifactor del instrumento. Dado que el WAI-SF consta de 12 ítems, la cantidad de parámetros a estimar sería de 36 (12 cargas factoriales, 12 cargas sobre las subescalas y 12 términos de error), determinando un criterio de cinco sujetos por parámetro, como es recomendado en estudios clásicos, resultando en 180 participantes (Gorsuch, 1983). Autores como Ferrando y Anguiano-Carrasco (2010) sostienen que son necesarios al menos 200 casos para asegurar condiciones óptimas, por lo cual se decidió fijar ese número como mínimo.

De los 206 participantes que indicaron su género, el 79.6 % eran mujeres y el 17.9 % eran hombres. El rango de edades osciló entre 12 y 20 años, con una edad promedio de 17 años ($DE = 2.34$). El 38.3 % de la muestra tenía entre 12 y 16 años y el 61.7 %, entre 17 y 20 años. El 65.9 % de la muestra residía en el Área Metropolitana de Buenos Aires (44.2 % CABA, 21.7% GBA), el 23.2 % residía en la provincia de Buenos Aires, mientras que el 10.9 % restante vivía en otras provincias. La mayoría de los participantes de la muestra se encontraba en un tratamiento avanzado. Los adolescentes no supieron indicar la cantidad exacta de sesiones

transcurridas hasta el momento de la entrevista, y estimaron una cantidad mínima de cinco.

El 66.7 % de los adolescentes realizaba psicoterapia una vez a la semana, mientras que el 23.9 % lo hacía cada 15 días. En menor medida, el 6.5 % asistía a psicoterapia una vez al mes y el 2.9 %, dos veces por semana. El 94.2% de los participantes había iniciado tratamiento psicoterapéutico hacía más de seis meses, y el 5.8 % restante, menos de seis meses.

Instrumentos

Working Alliance Inventory - Short Revised (WAI-SF, Gómez Penedo et al., 2015).

Es la adaptación argentina de la versión abreviada del Working Alliance Inventory (WAI-SF; Hatcher y Gillaspy, 2006). El inventario consiste en 12 ítems con respuestas de escala Likert, donde el puntaje 1 representa que “nunca” sucede lo expresado en el ítem, mientras que 7 representa que sucede “siempre”. Contiene dos ítems cuyo puntaje debe ser invertido: 5) “Mi terapeuta no entiende lo que estoy tratando de lograr en la terapia” y 11) “Mi terapeuta y yo parecemos tener ideas diferentes acerca de cuáles son mis problemas”. En el presente trabajo se reportan los puntajes ya invertidos, no los originales. En la versión adaptada en adultos en Argentina los coeficientes alfa de Cronbach (α) fueron: escala total, .89, subescala Vínculo, .77, subescala Tareas, .84, subescala Objetivos, .67.

Alliance Negotiation Scale (ANS - Waizmann et al., 2015).

Es la adaptación argentina de la Escala de Negociación de la Alianza, y está integrada por 12 ítems que exploran la forma en que paciente y terapeuta negocian la AT. Los ítems poseen respuestas de tipo escala Likert, donde el puntaje 1 representa que “nunca” sucede lo expresado en el ítem, mientras que 7 representa que sucede “siempre”. A su vez, los ítems se agrupan en dos factores. El factor 1, “Confort con sentimientos negativos”, refleja el confort del paciente y el terapeuta con los desacuerdos o sentimientos negativos en terapia. El factor 2, “Postura flexible y negociadora”, refleja la percepción del paciente respecto de la falta de flexibilidad o incapacidad del terapeuta para negociar tareas y objetivos de la terapia. En su versión para adultos en argentinos, el valor de alfa de Cronbach de la escala total fue .84.

Procedimiento

Diseño

Como primer paso, se realizó un acercamiento a centros de psicoterapia y publicaciones en redes sociales invitando a terapeutas a participar. Se explicaron los objetivos y procedimientos de la investigación a aquellos terapeutas interesados; a su vez, ellos invitaron a otros colegas a participar, y estas conexiones de las personas ayudaron en la captación de nuevos terapeutas, que luego invitaron a los adolescentes a participar.

Una vez que los terapeutas aceptaban, se les compartía un *link on-line* de recolección a través de la plataforma de SurveyMonkey®, que debían compartir al paciente, ya fuera a través de mensajería instantánea o en un dispositivo electrónico propio (computadora, *tablet*, *smartphone*, etc.) para que pudiera completarlo. En caso de que el paciente fuera menor de edad, los terapeutas solicitaban previamente al responsable legal del adolescente el consentimiento para la participación. En caso de ser autorizados a participar, los adolescentes recibían el *link* a través de sus terapeutas. Al ingresar al *link* se encontraban con un consentimiento informado con la información correspondiente a la investigación. También se aclaraba que la participación era voluntaria y anónima, y que los datos podían ser retirados si así lo deseaban. En el caso de los participantes mayores de edad, el terapeuta les brindaba la información de forma oral, ingresaban al *link* y encontraban el consentimiento correspondiente para completar el inventario.

Una vez que se obtenía el consentimiento de los participantes, se completaba el WAI-SF, el ANS y los datos demográficos. Al momento de completar los datos, los adolescentes observaban el ítem y la escala Likert con las palabras que representaban cada número, desde “nunca” a “siempre”, y debían seleccionar la opción que más los representara. La participación fue privada, es decir, se respondía de forma individual y sin supervisión (a no ser que el adolescente quisiera realizar alguna consulta al terapeuta). También es importante destacar que los participantes podían cambiar sus respuestas y volver hacia atrás de ser preciso hasta el momento en que apretaban el botón de finalizar. El tiempo promedio para completar todos los datos fue de 5 minutos. Por último, es preciso destacar que ninguno de los datos obtenidos podía identificar al paciente, y que la plataforma utilizada cumple con normas de seguridad internacional para el cuidado de los datos y del anonimato del participante.

Análisis de datos

Confiabilidad

Para estudiar la confiabilidad del instrumento, se utilizaron medidas de consistencia interna y homogeneidad de ítems. Por un lado, se evaluó la consistencia interna del WAI-SF calculando el alfa de Cronbach y el alfa ordinal. Si bien el alfa de Cronbach es la medida de consistencia interna más utilizada en la literatura, diversos estudios destacan la importancia del alfa ordinal en el estudio de escalas ordinales (Freiberg Hoffmann et al., 2013; Gadermann et al., 2012). En

esos casos se recomienda la utilización del alfa ordinal, una medida basada en correlaciones policóricas (Elosua Oliden y Zumbo, 2008; Zumbo et al., 2007). El estado del arte sugiere que un valor aceptable de alfa oscila entre .70 y .90. Valores más bajos representan una consistencia interna cuestionable, mientras que valores más altos implicaría que algunos ítems son redundantes (representando la misma pregunta con diferente formato) (Tavakol y Dennick, 2011). De forma adicional, se calcularon los coeficientes de omega de McDonald para contar con una medida más de confiabilidad, ya que trabaja con las cargas factoriales y no depende del número de ítems tal como se aprecia en su expresión matemática (McDonald, 1999).

Por otro lado, para evaluar la homogeneidad de ítems, se analizaron las correlaciones ítem-total corregidas (es decir, correlación promedio de cada ítem con el resto de los ítems de la escala). En este caso, se sugieren valores de correlación ítem-total en el rango de .30 a .80 (Rattray y Jones, 2007). Correlaciones más débiles de .30 implican una escasa homogeneidad del ítem con el resto de los reactivos, mientras correlaciones más fuertes de .80 señalan que el ítem sería repetitivo.

Validez

Para abordar la validez del instrumento, se evaluó la validez de constructo y la validez concurrente. La validez del constructo se estudió mediante un modelo bifactor con un factor de alianza general en un nivel, y los tres subfactores de Vínculo, Tareas y Objetivos (Tracey y Kokotovic, 1989). Todas las correlaciones entre las variables latentes se limitaron a cero.

Validez de constructo

Para la evaluación del ajuste de los modelos, se utilizaron diversas medidas de bondad de ajuste tales como Comparative Fit Index (CFI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) y Standardized Root Mean Square Residual (SRMR). Como indicadores de buen ajuste del modelo, la literatura suele recomendar valores de CFI superiores a .90 y valores de SRMR y RMSEA inferiores a .08 (Schumacker y Lomax, 2004). Por otra parte, para los modelos de AFC, se consideran cargas de regresión aceptables aquellas iguales o mayores de .40 (Stover et al., 2012). Se utilizó el estimador de Máxima Verosimilitud (ML) que ha presentado superioridad al estudiar ítems que presentan un nivel de medición ordinal (Li, 2016; Mindrila, 2010).

Validez concurrente

El estudio de la validez concurrente del WAI-SF se realizó mediante correlaciones de Pearson producto-momento entre la escala y otra medida de alianza terapéutica. Particularmente, se analizaron las correlaciones del instrumento con la ANS. En este caso, las correlaciones deberían oscilar en el rango entre .50 y .85, indicando asociación, pero a su vez,

independencia de los constructos (Rial Boubeta et al., 2006).

Los análisis llevados a cabo en el presente trabajo se realizaron con el *software* libre R (Versión 1.4.1106; R Core Team, 2020). Específicamente, se utilizaron los paquetes *psych* (Revelle, 2017), *Hmisc* (Harrell, 2020) y *Lavaan* (Rosseel, 2012). Para el estudio del modelo bifactor, se utilizó el *software* EQS 6 (Bentler, 2006).

El pre-registro del plan de análisis fue cargado en la plataforma *osf.io* y puede accederse al mismo a través del siguiente identificador: DOI 10.17605/OSF.IO/K73FE (<https://osf.io/k73fe/>).

Resultados

Análisis descriptivos

En la Tabla 1 se presentan los análisis descriptivos de los ítems del WAI-SF. Pueden observarse las medias de cada uno de los ítems y las correlaciones respecto a los otros ítems de la escala. Asimismo, en la Tabla 2 se reportan las medias y desvíos estándar de los puntajes totales de todos los instrumentos utilizados en el estudio.

Tabla 1***Análisis descriptivos y correlaciones ítem-total corregidas de los ítems del WAI-SF***

Ítem	<i>M</i> (DE)	<i>r</i> ítem-total corregida
1) Siento que mi terapeuta me aprecia.	5.88 (1.61)	.64
2) Estamos de acuerdo acerca de lo que es importante que yo trabaje en terapia.	5.80 (1.38)	.76
3) Lo que hacemos en terapia me brinda nuevas maneras de mirar mi problema.	5.57 (1.47)	.74
4) Creo que le agrado a mi terapeuta.	5.96 (1.38)	.65
5) Mi terapeuta no entiende lo que estoy tratando de lograr en la terapia.	5.69 (1.74)	.34
6) Confío en la habilidad de mi terapeuta para ayudarme.	6.11 (1.38)	.80
7) Mi terapeuta y yo estamos trabajando para lograr objetivos mutuamente acordados	5.88 (1.44)	.66
8) Mi terapeuta y yo estamos de acuerdo sobre las cosas que necesito hacer en terapia para ayudarme a mejorar mi situación.	5.89 (1.44)	.80
9) Mi terapeuta y yo confiamos el uno en el otro.	5.96 (1.46)	.79
10) Hemos llegado a un buen entendimiento del tipo de cambios que serían buenos para mí.	5.76 (1.46)	.84
11) Mi terapeuta y yo parecemos tener ideas diferentes acerca de cuáles son mis problemas.	5.37 (1.58)	.28
12) Creo que la manera en que estamos trabajando mi problema es correcta.	5.71 (1.53)	.82

Tabla 2***Análisis descriptivos de los puntajes totales de los instrumentos utilizados en el estudio***

Escalas	<i>M</i>	DE	Rango
WAI-SF	5.81	1.08	[5.17]
Subescala Vínculo	5.99	1.22	[6]
Subescala Tarea	5.76	1.27	[6]
Subescala Objetivos	5.70	1.08	[5]
ANS	5.75	1.02	[5.26]

Confiabilidad

Consistencia interna

El factor general del WAI-SF presentó un alfa de Cronbach de .92. Además del alfa de Cronbach se calculó también el alfa ordinal, una medida considerada más adecuada para este tipo de reactivos (Elosua Oliden y Zumbo, 2008; Zumbo et al., 2007). El alfa ordinal del WAI-SF en este caso fue de .94. Por último, se analizó el omega de McDonald que arrojó un coeficiente de .93.

A su vez, se evaluó alfa de Cronbach, alfa ordinal y omega de McDonald según cada subescala. Respecto a la subescala de Vínculo el alfa de Cronbach presentó un valor de .87, un alfa ordinal de .89 y un omega de McDonald de .87. En relación a la subescala de Tareas alfa de Cronbach presentó un valor de .91, un alfa ordinal de .92 y un omega de McDonald de .91. Por último, respecto a la subescala de Objetivos el alfa de Cronbach presentó un valor de .65, un alfa ordinal de .74 y un omega de McDonald de .67.

Homogeneidad de ítems

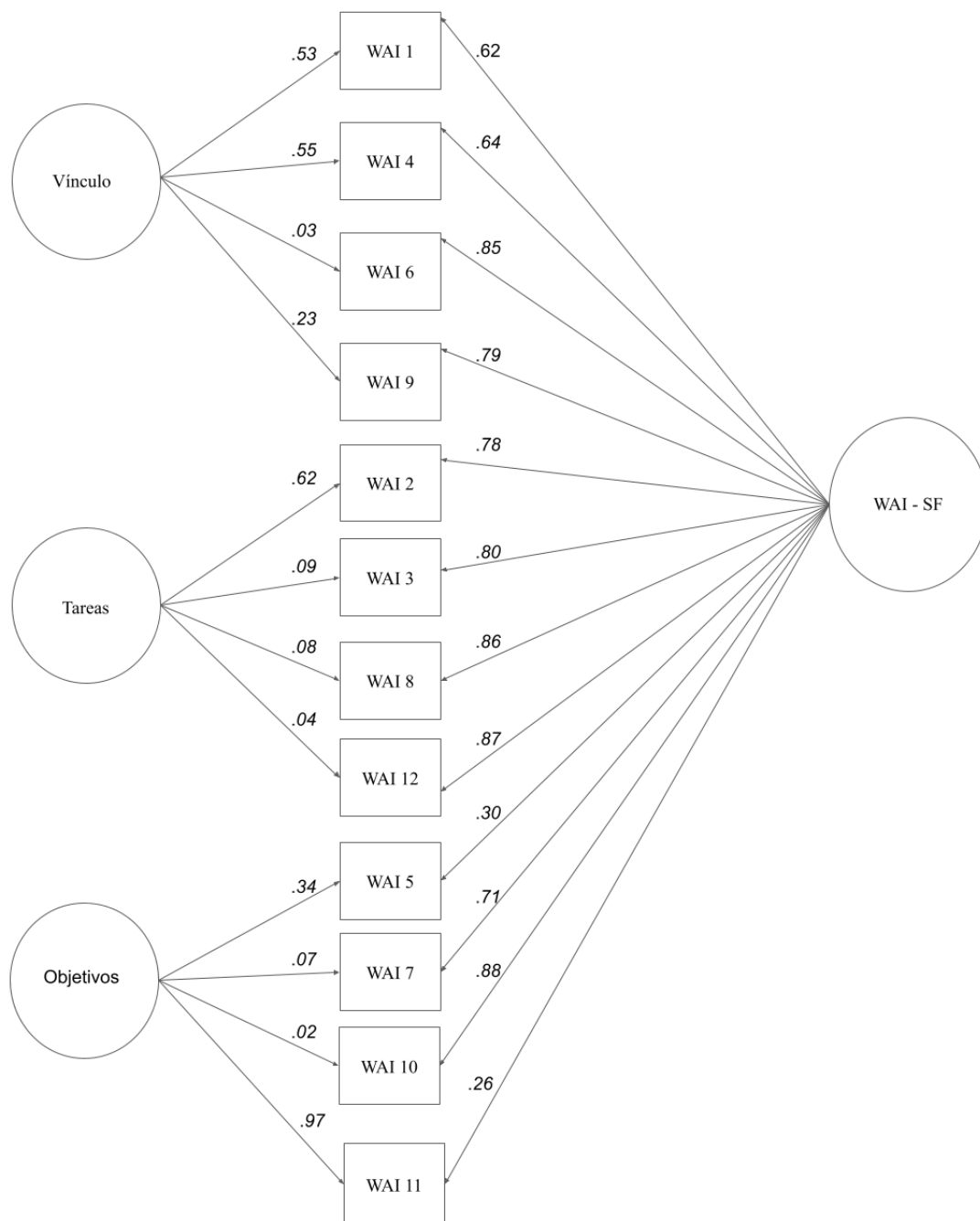
Las correlaciones ítem-total corregidas de los reactivos del WAI-SF se presentan respecto al puntaje total en la Tabla 1. Con respecto a los puntajes totales, únicamente el ítem 11 (“Mi terapeuta y yo parecemos tener ideas diferentes acerca de cuáles son mis problemas.”) presentó una correlación ítem-total corregida por debajo de .30. Por otra parte, ningún ítem obtuvo correlaciones ítem-total corregidas por encima de .85. Al evaluar en cada subescala (Vínculo, Tareas y Objetivos), ningún ítem obtuvo correlaciones ítem-total corregidas por debajo de .30 ni por encima de .85.

Validez de constructo

Modelo bifactor.

Se testó el modelo bifactor, que incluyó al factor global y los tres factores correspondientes a las tres subescalas (Vínculo, Tareas y Objetivos). Como resultado se obtuvieron adecuados índices de ajuste del modelo (CFI = .97; SRMR = .03 y RMSEA [IC90%] = .08 [.06, .11]). Al evaluar las cargas factoriales estandarizadas del modelo, todas fueron estadísticamente significativas y se encontraron dentro de los parámetros esperables (Figura 1).

Figura 1
Cargas factoriales estandarizadas del modelo



Validez concurrente.

Una vez demostrada la distribución normal de las puntuaciones, se analizaron las correlaciones de Pearson producto-momento, que mostraron asociaciones directas significativas del WAI-SF con el ANS ($r = .73, p < .001$).

Discusión

Los resultados de los análisis realizados mostraron evidencias de confiabilidad (consistencia interna y homogeneidad de ítems) y validez externa (validez de constructo y concurrente) del instrumento en adolescentes.

En cuanto a la consistencia interna, tanto el alfa de Cronbach, como el alfa ordinal y el omega de McDonald, mostraron un buen ajuste. Esto implica que los ítems presentan un nivel aceptable de consistencia interna, aunque alguno de los reactivos podría resultar redundante (Tavakol y Dennick, 2011). Estos valores son similares a los encontrados en otras investigaciones en la misma población (Diamond et al., 2015), así como también en la versión estudiada en adultos en Argentina (Gómez Penedo et al., 2015). A su vez, al evaluarse los valores de alfa de las subescalas, se halló que tanto Vínculo como Tareas resultaron dentro del rango propuesto por Tavakol y Dennick (2011) y Objetivos se encontró levemente por debajo. Esto podría vincularse a las dificultades presentadas en trabajos anteriores con aquellos ítems que se vinculan con los objetivos en psicoterapia con adolescentes (Cirasola et al., 2020; Gergov et al., 2021; Zack et al., 2007).

Por otra parte, al evaluar la homogeneidad de los ítems, como otra medida de confiabilidad, todos -menos uno- presentaron correlaciones ítem-total en el rango sugerido (Rattray y Jones, 2007). Sólo un reactivo (ítem 11: “Mi terapeuta y yo parecemos tener ideas diferentes acerca de cuáles son mis problemas”) presentó una escasa homogeneidad con el resto de los ítems. Esto también puede observarse en los resultados respecto al alfa de Cronbach de la subescala Objetivos, que puntúan más bajo que las otras dos subescalas. Tal como se presentó en el desarrollo del presente trabajo, los objetivos en el proceso psicoterapéutico en niños y adolescentes suelen no responder como en adultos. Es necesario profundizar sobre esta cuestión en futuras investigaciones. Con respecto al resto de los ítems, presentaron correlaciones ítem-total por debajo de .85, indicando que los ítems no eran repetitivos ni redundantes (Rattray y Jones, 2007).

El análisis bifactor arrojó evidencias de validez de constructo del instrumento. La estructura modelizada presentó medidas de bondad de ajuste dentro de las sugeridas para estos casos (Schumacker y Lomax, 2010). Esto difiere de otros trabajos donde se encontró un mal ajuste en los modelos de tres factores del WAI-SF, siendo el modelo de un único factor general el de mejor resultado (Anderson et al., 2012; Cirasola et al., 2020; Diamond et al., 2006; DiGiuseppe et al., 1996).

En general, las pruebas empíricas parecen sugerir que el WAI-SF mide un constructo de alianza general, de un solo factor, cuando es calificado por los jóvenes. En el caso de este estudio, se encontró que es posible realizar una valoración de las tres dimensiones propuestas originalmente por Bordin (1979) y una general.

La correlación del WAI-SF con otra medida de alianza terapéutica (r con ANS = .73) sugiere evidencia de validez concurrente del instrumento. Esto implica que los instrumentos se ven asociados entre sí, pero a su vez exploran constructos independientes (Rial Boubeta et al., 2006).

Estos resultados en su conjunto presentan al WAI-SF como un instrumento con evidencias de confiabilidad y validez que puede representar un recurso valioso para evaluar AT en el tratamiento psicoterapéutico con adolescentes.

Cabe aclarar que este estudio presenta una serie de limitaciones que deberán ser abordadas en futuras investigaciones. En primer lugar, la exploración de la validez concurrente se realizó sobre la base de correlaciones del WAI-SF con el ANS completadas también mediante autorreportes de los participantes. Es posible que el hecho de que todas las medidas sean completadas por el mismo participante sobreestime las correlaciones, debido a la existencia de una fuente común. Futuros trabajos se beneficiarían de utilizar y triangular medidas de alianza terapéutica completadas por otras fuentes (observadores externos, terapeutas, etc.). Además, en este estudio no se analizó la validez de contenido del instrumento, mediante la evaluación del grado de acuerdo de jueces expertos, respecto de la relevancia de los ítems elegidos. Sería útil estudiar esta dimensión de validez en futuros trabajos.

Es importante tener en cuenta que los participantes de las provincias del interior del país tienen baja representación en la muestra total, por lo que los resultados podrían variar específicamente en esos lugares. Otra limitación es que el 77.2 % de la muestra eran mujeres. Además, fue recolectada exclusivamente mediante redes sociales, utilizando la estrategia de bola de nieve. Al no contar con datos de participantes convocados por otros medios, no es posible determinar si la estrategia seleccionada pudo haber sesgado los resultados obtenidos en una dirección específica, o si el método de muestreo influye en las propiedades psicométricas. Futuras investigaciones se beneficiarán de contar con una muestra más equilibrada de participantes, además de otros posibles evaluadores de la alianza como podrían ser los padres del paciente o el terapeuta.

Además, sería relevante estudiar si los resultados varían dependiendo el estadio del tratamiento o la cantidad de sesiones que el paciente lleva conociendo al terapeuta.

Más allá de estas limitaciones, los resultados presentan al WAI-SF como un instrumento con evidencias de confiabilidad y validez en adolescentes de Argentina. Si bien resulta necesario continuar el estudio del instrumento en una muestra amplia para profundizar su potencial, puede convertirse en un recurso importante para la evaluación de la AT en

adolescentes en el país.

Referencias

- Anderson, R. E. E., Spence, S. H., Donovan, C. L., March, S., Prosser, S. y Kenardy, J. (2012). Working alliance in online cognitive behavior therapy for anxiety disorders in youth: Comparison with clinic delivery and its role in predicting outcome. *Journal of Medical Internet Research*, 14(3). <https://doi.org/10.2196/jmir.1848>
- Baylis, P., Collins, D. y Coleman, H. (2011). Child alliance process theory: a qualitative study of a child centred therapeutic alliance. *Child and Adolescent Social Work Journal*, 28, 79-95. <https://doi.org/10.1007/s10560-011-0224-2>
- Bhola, P. y Kapur, M. (2013) The development and role of the therapeutic alliance in supportive psychotherapy with adolescents. *Psychological Studies*, 58, 207–215. <https://doi.org/10.1007/s12646-013-0191-0>
- Beck, A. T., Rush, J., Shaw, B. y Emery, G. (1979). *Cognitive Therapy of Depression*. New York, NY: Guilford Press.
- Bentler, P. M. (2006). *EQS 6, structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software Inc. https://www.mvsoft.com/wp-content/uploads/2021/04/EQS_6_Prog_Manual_422pp.pdf
- Bordin, E. S. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, Research, and Practice*, 16, 252-260. https://clinica.ispa.pt/ficheiros/areas_utilizador/user11/63_the_generalizability_of_the_psychoanalytic_concept_of_the_working_alliance.pdf
- Castonguay, L. G., Constantino, M. J. y Holtforth, M. G. (2006). The working alliance: Where are we and where should we go? *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training*, 43, 271–279. <http://doi.org/10.1037/0033-3204.43.3.271>
- Cirasola, A., Midgley, N., Fonagy, P., Consortium, I. y Martin, P. (2020). The factor structure of the Working Alliance Inventory short-form in youth psychotherapy: an empirical investigation. *Psychotherapy Research*, 31(4), 535-547. <https://doi.org/10.1080/10503307.2020.1765041>
- Clark, C. (2013). Irreducibly human encounters: therapeutic alliance and treatment outcome in child and adolescent psychotherapy. *Journal of Infant, Child, and Adolescent Psychotherapy*, 12(3), 228-243. <https://doi.org/10.1080/15289168.2013.822751>
- Diamond, G. S., Liddle, H. A., Wintersteen, M. B., Dennis, M. L., Godley, S. H. y Tims, F. (2006). Early therapeutic alliance as a predictor of treatment outcome for adolescent cannabis users in outpatient treatment. *American Journal on Addictions*, 15(1), 26–33. <https://doi.org/10.1080/10550490601003664>

- DiGiuseppe, R., Linscott, J. y Jilton, R. (1996). Developing the therapeutic alliance in child—adolescent psychotherapy. *Applied and Preventive Psychology*, 5(2), 85–100. [https://doi.org/10.1016/S0962-1849\(96\)80002-3](https://doi.org/10.1016/S0962-1849(96)80002-3)
- Elosua Oliden, P. y Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenada. *Psicothema*, 20(4), 896–901. https://web.archive.org/web/20200709054339id_/http://www.psicothema.com/pdf/3572.pdf
- Elvins, R. y Green, J. (2008). The conceptualization and measurement of therapeutic alliance: an empirical review. *Clinical Psychology Review*, 28, 1167–1187. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2008.04.002>
- Ferrando, P. J. F. y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31, 18–33. <https://www.redalyc.org/pdf/778/77812441003.pdf>
- Figueiredo, B., Dias, P., Lima, V. S., & Lamela, D. (2016). Working alliance inventory for children and adolescents (WAI-CA). *European Journal of Psychological Assessment*. 35(1). <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000364>
- Flückiger, C., Del Re, A. C., Wampold, B. E. y Horvath, A. O. (2018). The alliance in adult psychotherapy: A meta-analytic synthesis. *Psychotherapy*, 55(4), 316–340. <https://doi.org/10.1037/pst0000172>
- Freiberg Hoffmann, A., Stover, J. B., de la Iglesia, G. y Fernández Liporace, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151–164. <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/5044247.pdf>
- Freud, S. (1913/1966). On beginning the treatment. En J. Strachey (Ed.), *The standard edition of the complete psychological works of Sigmund Freud*. London: Hogarth Press.
- Gadermann, A. M., Guhn, M. y Zumbo, B. D. (2012). Estimating ordinal reliability for likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 17(3), 1–13. <https://scholarworks.umass.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1247&context=pare>
- Gergov, V., Marttunen, M., Lindberg, N., Lipsanen, J. y Lahti, J. (2021). Therapeutic alliance: a comparison study between adolescent patients and their therapists. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(21). <https://doi.org/10.3390/ijerph182111238>
- Gómez-Penedo, J. M., Doran, J. M. y Roussos, A. (2019). Perspectiva del terapeuta acerca de la negociación de la alianza: Un instrumento para su evaluación. *Interdisciplinaria, Revista de Psicología y Ciencias Afines*, 36(2), 7-21. <http://doi.org/10.16888/interd.2019.36.2.1>
- Gómez Penedo, J. M., Waizmann, V. y Roussos, A. J. (2015). Propiedades psicométricas de la adaptación argentina del Inventario de Alianza de Trabajo breve - versión paciente

- (WAI-SR-A): un análisis factorial confirmatorio. *Investigaciones en Psicología*, 20(1), 49–62. <https://ri.conicet.gov.ar/handle/11336/51752>
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Harrell, F. E. Jr (2020). Hmisc: Harrell Miscellaneous. R package version 4.4-0. [Rstudio]. <https://CRAN.R-project.org/package=Hmisc>
- Hatcher, R. L. y Gillasp, J. A. (2006). Development and validation of a revised short version of the Working Alliance Inventory. *Psychotherapy Research*, 16(1), 12–25. <https://doi.org/10.1080/10503300500352500>
- Horvath, A. O. (1982). *Working Alliance Inventory (Revised)*. *Instructional Psychology Research Group*, 82(1).
- Horvath, A. O. y Bedi, R. P. (2002). The Alliance. En J. C. Norcross (Ed.), *Psychotherapy Relationships That Work* (pp. 37–70). New York: Oxford University Press. <http://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>
- Horvath, A. O. y Greenberg, L. S. (1989). Development and validation of the Working Alliance Inventory. *Journal of Counseling Psychology*, 36(2), 223. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.36.2.223>
- Karver, M. S., Handelsman, J. B., Fields, S. y Bickman, L. (2006). Meta analysis of therapeutic relationship variables in youth and family therapy: the evidence for different relationship variables in the child and adolescent treatment outcome literature. *Clinical Psychology Review*, 26(1), 50–65. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2005.09.001>
- Karver, M. S., De Nadai, A. S., Monahan, M. y Shirk, S. R. (2018). Meta-analysis of the prospective relation between alliance and outcome in child and adolescent psychotherapy. *Psychotherapy*, 55(4), 341–355. <https://doi.org/10.1037/pst0000176>
- Killian, M., Forrester, D., Westlake, D. y Antonopoulou, P. (2015). Validity of the working alliance inventory within child protection services. *Research on Social Work Practice*, 27(6), 704–715. <https://doi.org/10.1177/1049731515596816>
- Levin, L., Henderson, H. A. y Ehrenreich-May, J. (2012). Interpersonal predictors of early therapeutic alliance in a transdiagnostic cognitive-behavioral treatment for adolescents with anxiety and depression. *Psychotherapy*, 49(2), 218–230. <https://doi.org/10.1037/a0028265>
- Li, C. H. (2016). The performance of ML, DWLS, and ULS estimation with robust corrections in structural equation models with ordinal variables. *Psychological Methods*, 21, 369–87. <http://doi.org/10.1037/met0000093>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

- McLeod, B. D. (2011). Relation of the alliance with outcomes in youth psychotherapy: a meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 31(4), 603–616. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2011.02.001>
- Mendoza M. P. (2016) *Relación terapéutica y cambio psicoterapéutico, desde la experiencia subjetiva de adolescentes y sus terapeutas*. [Tesis de maestría, Universidad de Chile]. Repositorio académico de la Universidad de Chile. <https://repositorio.uchile.cl/handle/2250/152166>
- Mindrila, D. (2010). Maximum likelihood (ML) and diagonally weighted least squares (DWLS) estimation procedures: A comparison of estimation bias with ordinal and multivariate non-normal data. *International Journal of Digital Society*, 1(1), 60-66.
- Murphy, R. y Hutton, P. (2017). Practitioner Review: Therapist variability, patient-reported therapeutic alliance, and clinical outcomes in adolescents undergoing mental health treatment. A systematic review and meta-analysis. *The Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 59, 5–19. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12767>
- R Core Team (2020). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/>
- Rattray, J. y Jones, M. C. (2007). Essential elements of questionnaire design and development. *Journal of Clinical Nursing*, 16, 234–243. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2702.2006.01573.x>
- Revelle, W. (2019). psych: Procedures for Personality and Psychological Research. Northwestern University, Evanston, Illinois, USA. Version = 1.9.12. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rial Boubeta, A., Varela Mallou, J., Abalo Piñeiro, J. y Lévy Mangin, J. P. (2006). *El análisis factorial confirmatorio*. En J. P. Lévy Mangin y J. Varela (Eds.), *Modelización con estructuras de covarianzas en ciencias sociales* (pp. 119-143). Coruña: Netbiblo. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=4703935>
- Rogers, C. R. (1966). *Psicoterapia centrada en el cliente: práctica, implicaciones y teoría*. Buenos Aires: Paidós.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <http://www.jstatsoft.org/v48/i02/>
- Shirk, S. R. y Karver, M. S. (2003). Prediction of treatment outcome from relationship variables in child and adolescent therapy: a meta-analytic review. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 71(3), 452–464. <https://doi.org/10.1037/0022-006x.71.3.452>
- Shirk, S. R., Karver, M. S. y Brown, R. (2011). The alliance in child and adolescent psychotherapy. *Psychotherapy*, 48(1), 17–24. <https://doi.org/10.1037/a0022181>

- Shirk, S. y Saiz, C. (1992). Clinical, empirical, and developmental perspectives on the therapeutic relationship in child psychotherapy. *Development and Psychopathology*, 4, 713–728. <https://doi.org/10.1017/S0954579400004946>
- Stover, J. B., Uriel, F. y Fernández Liporace, M. (2012). Inventario de estrategias de aprendizaje y estudio: análisis psicométricos de una versión abreviada. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 4, 4-12. <https://www.redalyc.org/pdf/3334/333427358002.pdf>
- Tavakol, M. y Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC4205511/>
- Tracey, T. J. y Kokotovic, A. M. (1989). Factor structure of the Working alliance Inventory. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 1(3), 207–210. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.1.3.207>
- Waizmann, V., Doran, J., Bolger, K., Gómez Penedo, J. M., Safran, J. y Roussos, A. J. (2015). Escala de negociación de alianza terapéutica (ANS-A): evidencias de su validez y confiabilidad. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 24(3), 243–254. <https://www.redalyc.org/pdf/2819/281946988006.pdf>
- Zack, S. E., Castonguay, L. G. y Boswell, J. F. (2007). Youth Working alliance: A core clinical construct in need of empirical Maturity. *Harvard Review of Psychiatry*, 15(6), 278–288. <https://doi.org/10.1080/10673220701803867>
- Zetzel, E. R. (1956). Current concepts of transference. *The International Journal of Psychoanalysis*, 37, 369–375.
- Zumbo, B. D., Gadermann, A. M. y Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6, 21–29. <https://doi.org/10.22237/jmasm/1177992180>

Recibido: 16 de diciembre de 2022

Aceptado: 9 de junio de 2023