

Características psicométricas de la versión española del *Working Alliance Inventory-Short (WAI-S)*

Sergi Corbella*, Luis Botella, Antonia María Gómez, Olga Herrero y Meritxell Pacheco

Universitat Ramon Llull, FPCEE Blanquerna (Barcelona, España)

Resumen: Este artículo presenta un estudio de las características psicométricas de la versión española del Inventario de Alianza Terapéutica formato corto (WAI-S). La muestra la formaron 229 sujetos mayores de edad que recibieron tratamiento psicoterapéutico en un centro privado. La edad media de los participantes fue de 29.2 (SD= 8.84). Todos los participantes contestaron la versión española para pacientes del WAI-S al finalizar la tercera sesión de terapia. El análisis factorial de ejes principales indicó que el primer factor está formado especialmente por los reactivos de la subescala tareas y vínculo, mientras que el segundo factor está formado por reactivos de las sub-escalas de objetivos y tareas. Es posible diferenciar entre las subescalas de la alianza terapéutica a nivel teórico, pero los datos indican que los reactivos de las subescalas de objetivos, tareas y vínculo positivo están muy asociados. La estimación del coeficiente de fiabilidad basada en la consistencia interna de la versión española del WAI-S se demostró buena. Los resultados sugieren que la alianza terapéutica puede ser un constructo más unificado.

Palabras clave: Alianza terapéutica; proceso terapéutico; Inventario de Alianza Terapéutica; alianza de trabajo.

Title: Psychometric properties of Spanish version of Working Alliance Inventory-Short (WAI-S).

Abstract: This paper presents a study of the psychometric properties of the Spanish short version of the Working Alliance Inventory. Method: 229 subjects received psychotherapy treatment in a private centre. The mean ages were 29.2 years old (SD=8.84). All patients answered the Spanish version of the Working Alliance Inventory when they finished the third session of the therapy. The factor analysis indicated that the first factor is based by the items from the Tasks and Bonds subscale, whereas the second factor is based by the items from the Tasks and Goals subscale. It is possible to differentiate between the therapeutic alliance subscales in the theory level, but data show that items from Goals, Tasks and Bond are close related. Reliability coefficient based on the internal consistency of the Spanish version of the Working Alliance Inventory (short version) is good. Results suggest that therapeutic alliance may be a more unified construct than is usually thought of.

Key words: Therapeutic alliance; psychotherapeutic process; Working Alliance Inventory; working alliance.

Introducción

El encuentro entre el paciente y el psicólogo clínico es parte imprescindible del proceso terapéutico. La intervención psicológica no se podría concebir sin el establecimiento de una relación entre estos dos agentes. En los servicios sanitarios y especialmente en los de atención a la salud mental, la relación de ayuda que se establece entre el profesional y el solicitante resulta importante para el proceso terapéutico. La calidad de la relación terapéutica resulta ser un aspecto importante para la eficacia de la terapia (Lambert, 1992; Corbella y Botella, 2003). Gelso y Carter (1985, 1994) definieron la relación terapéutica como “los sentimientos y actitudes que cada uno de los participantes tiene hacia el otro y la manera en que éstos son expresados” (Gelso y Carter, 1985, p. 159). Dentro del marco de la relación entre terapeuta y paciente se ha prestado especial atención al concepto de alianza terapéutica usado por primera vez por Greenson (1967).

En las últimas dos décadas se han realizado muchas investigaciones sobre el proceso psicoterapéutico y uno de los aspectos más estudiados de dicho proceso ha sido la alianza terapéutica. Parte importante de las investigaciones de la alianza se han dirigido a analizar su relación con variables como la mejora sintomática, el abandono de la terapia y las características de los pacientes/terapeutas (Corbella y Botella, 2004). La alianza medida en las primeras sesiones es un mejor predictor del resultado final de la terapia que cuando es evaluada en la fase intermedia o final (Horvath y Luborsky, 1993; Horvath y Symonds, 1991). Por este motivo mu-

chas investigaciones optan por evaluar la alianza durante las primeras 6 sesiones. Algunas investigaciones en el ámbito de la psicoterapia encontraron que la alianza terapéutica explica hasta el 30% de la mejoría del paciente (Lambert, 1992).

La conceptualización que formuló Bordin (1979) sobre la alianza terapéutica sirvió de inspiración para distintos cuestionarios de evaluación (para una revisión ver Corbella y Botella, 2003). El *Working Alliance Inventory* (Horvath y Greenberg, 1986) se basa en la formulación teórica desarrollada por Bordin (1979, 1994) a partir del constructo de la alianza terapéutica. Bordin propuso que el establecimiento de una buena alianza entre el terapeuta y el paciente era el aspecto clave para el proceso de cambio. Bordin definió la alianza terapéutica mediante tres características fundamentales: (a) estar de acuerdo en los objetivos, (b) el nivel de concordancia respecto a las tareas a realizar y (c) el desarrollo de un vínculo personal. La definición de alianza empleada por Horvath y Greenberg (1986) para crear el WAI se basaba en la conceptualización de Bordin cuantificando sus componentes (Horvath y Greenberg, 1986, pags. 533-534):

1. El terapeuta y el cliente están de acuerdo en los objetivos del proceso terapéutico. El cliente es consciente de la relevancia de los objetivos y se sentirá identificado con los temas explícitos e implícitos del proceso particular en el que está involucrado. El terapeuta tiene alguna evidencia directa o indirecta de que los objetivos establecidos en la relación terapéutica son compartidos y aceptados por el cliente.
2. El terapeuta y el paciente tienen la sensación mutua de que las tareas pedidas por cada uno de ellos durante la terapia son racionales y alcanzables, a la vez que están relacionadas con los objetivos de la terapia.

Dirección para correspondencia [Correspondence address]: Sergi Corbella. FPCEE Blanquerna, Universidad Ramon Llull. C/ Cister, 34, 08022 Barcelona (España). E-mail: sergics@blanquerna.url.edu

3. Terapeuta y paciente experimentarán una sensación de vínculo entre ambos. Algunos de los aspectos que ayudan a construir este vínculo son: confianza mutua, entendimiento y cuidado o dedicación.

El WAI (Horvath y Greenberg, 1986) tiene tres sub-escalas que evalúan los tres componentes que configuran la alianza terapéutica según Bordin (1979). Cada sub-escala está formada por 12 reactivos de respuesta tipo Likert de 7 puntos. Horvath y Greenberg (1986) realizaron dos versiones autoaplicables; una para ser contestada por pacientes y la otra con los reactivos adaptados para ser contestada por terapeutas. Horvath y Greenberg (1986) encontraron que el coeficiente de fiabilidad basado en la consistencia interna de la versión inglesa del WAI fue de .93 en la puntuación total para la versión del paciente y de .87 para la versión del terapeuta. Las puntuaciones de las consistencias internas para las diferentes subescalas de la versión del paciente fueron de unas alfas de .90; .88, y .91 para las tareas, vínculo y objetivos respectivamente. También encontraron una adecuada validez convergente y divergente (Horvath y Greenberg, 1986).

Dadas las características psicométricas del WAI, Tracey y Kokotovic (1989) se plantearon la eliminación de algunos reactivos para conseguir un instrumento de pocos reactivos que facilitara su uso en ámbitos clínicos y que tuviera una estructura factorial adecuada. El resultado del trabajo de Tracey y Kokotovic (1989) fue el "WAI short" (WAI-S). El WAI-S mantiene las tres sub-escalas del WAI y está formado por 12 reactivos del WAI (ver Tabla 1) a responder en una escala Likert de 7 puntos donde la polaridad inferior es "nunca" y la superior es "siempre". Cada sub-escala (acuerdo en los objetivos, acuerdo en las tareas y vínculo emocional) está evaluada por 4 reactivos. De este modo, la puntuación total del WAI-S puede fluctuar de 12 a 84 puntos. Como el WAI, el WAI-S dispone de formatos paralelos para ser contestados por el paciente o el terapeuta.

Tabla 1: Reactivos del WAI-S.

1. Mi terapeuta y yo estamos de acuerdo en lo que hay que hacer para contribuir a mejorar mi situación.
2. Lo que hago en terapia me permite ver nuevas formas de considerar mi problema.
3. Caigo bien a mi terapeuta.
4. Mi terapeuta y yo tenemos ideas diferentes sobre lo que intento conseguir en la terapia.
5. Confío en la capacidad de mi terapeuta para ayudarme.
6. Mi terapeuta y yo estamos trabajando con metas que hemos acordado ambos.
7. Siento que mi terapeuta me aprecia.
8. Mi terapeuta y yo estamos de acuerdo en cuáles son las cosas importantes en que debería trabajar en la terapia.
9. Mi terapeuta y yo confiamos el uno en el otro.
10. Mi terapeuta y yo tenemos ideas diferentes respecto a cuáles son mis problemas.
11. Mi terapeuta y yo hemos llegado a una buena comprensión del tipo de cambios que serían buenos para mí.
12. Creo que la forma en que estamos trabajando con mi problema es la correcta.

Tracey y Kokotovic (1989) administraron el WAI a una muestra de 124 parejas de terapeuta-cliente al final de la primera sesión y realizaron un análisis factorial del WAI. En su estudio encontraron un factor general de la alianza y otros tres factores explicables por las tres sub-escalas o dimensiones del WAI. De este análisis factorial surgió el WAI-S que obtuvo una alfa de Cronbach de .98 en el WAI-S para clientes y de .95 en el WAI-S para terapeutas. En el mismo estudio, la fiabilidad teniendo en cuenta la consistencia interna del WAI-S fue de .90; .84 y .88 para las sub-escalas de tareas, vínculo y objetivos de la versión para el cliente (Tracey y Kokotovic, 1989). Hatcher y Gillaspay (2006) analizaron la estructura factorial del WAI y el WAI-S y encontraron que los datos no confirmaron la adecuación a las estructuras hipotetizadas (tres factores de la alianza terapéutica) según el planteamiento teórico en ninguno de los dos instrumentos.

Este estudio pretende proporcionar información sobre algunas de las características psicométricas de la versión española para el paciente del *Working Alliance Inventory-Short* (WAI-S). Centramos el estudio en la versión para el paciente debido a que la valoración del paciente acerca de la alianza terapéutica parece tener mayor peso que la del terapeuta para la predicción del resultado final de la psicoterapia (Bachelor, 1991; Barber et al., 1999; Henry y Strupp, 1994).

Método

Participantes

La muestra está formada por 229 sujetos mayores de edad (140 mujeres y 89 hombres) que estaban recibiendo tratamiento psicoterapéutico en dos centros privados donde trabajan en total 9 psicólogos psicoterapeutas. La asignación de los pacientes a los terapeutas fue en función de la disponibilidad horaria de ambos para facilitar el seguimiento del proceso terapéutico por parte del paciente. La edad media de los participantes fue de 29.2 (SD= 8.84). Los motivos de demanda de los participantes fueron los siguientes: el 43.8% acudieron al centro con una demanda relacionada con la ansiedad, el 37.9% con una vinculada al estado de ánimo, el 16.8% con una demanda relacionada con problemas y/o dificultades interpersonales y un 1.5% con otras demandas.

Procedimiento e instrumento

Se empezó el estudio con la traducción y adaptación del instrumento considerando la equivalencia semántica con respecto a la versión original. Para la traducción al español del WAI-S se utilizó la técnica de traducción-retraducción. Se procedió a traducir al español la versión original en inglés. El segundo paso fue tomar la versión española y traducirla de nuevo al inglés por un recurso independiente y sin acceso a la versión original. El tercer paso fue comparar cada uno de los reactivos de las distintas versiones teniendo en cuenta

los criterios de equivalencia semántica, conceptual, cultural y de contenido. Una vez revisada la traducción y adaptación del WAI-S se procedió a administrar la versión española del WAI-S a los pacientes participantes al finalizar la tercera sesión de psicoterapia con la indicación que los terapeutas no podrían tener acceso a las respuestas.

Resultados

La prueba Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación muestral ($KMO = .91$) y la de esfericidad de Bartlett indicaron la adecuación de los datos para el análisis. Se realizó un análisis factorial exploratorio de ejes principales (con rotación Varimax ya que se esperaba independencia de los factores), y se extrajeron dos factores (autovalores por encima de 1). El primer factor tiene un autovalor de 6.98, mientras que el segundo tiene un autovalor de 1.12. Los dos factores explican el 61.47% de la variancia total. En la Tabla 2 se muestra el análisis factorial.

Tabla 2: Análisis factorial de ejes principales de la versión española del WAI-S. (Metodo de rotación: Varimax).

Ítem	Subescala	Factor	
		1	2
1	Tareas	.761	.311
2	Tareas	.670	.237
3	Vínculo	.662	
4	Objetivos		-.875
5	Vínculo	.601	.375
6	Objetivos	.780	.286
7	Vínculo	.723	
8	Tareas	.745	.346
9	Vínculo	.768	.248
10	Objetivos		-.678
11	Objetivos	.770	.270
12	Tareas	.759	.363

Nota.- Valores inferiores a .2 se han omitido.

Como se puede ver en la Tabla 2, el primer factor está formado por una combinación de reactivos de las diferentes sub-escalas. De hecho, todos los reactivos excepto dos (de la sub-escala objetivos) cargan sobre este primer factor. Por lo que el primer factor está formado por: a) todos los reactivos de la sub-escala de tareas, b) todos los reactivos de la sub-escala de vínculo, y c) dos reactivos de la sub-escala de objetivos. El segundo factor está formado especialmente por dos reactivos de la sub-escala objetivos (4 y 10) aunque también está formado, con cargas factoriales inferiores, por reactivos de las tres sub-escalas: a) todos los reactivos de tareas, b) todos los reactivos de la sub-escala de objetivos, y c) dos reactivos de la sub-escala de vínculo. Referente al segundo factor, hay los ítems 3 y 7 (vínculo) que no cargan sobre este factor. Los dos factores están formados por reactivos de las tres sub-escalas. En el primero de los factores son dos reactivos de la sub-escala de objetivos los que no cargan en dicho factor, mientras que en el segundo, son dos reactivos de la sub-escala de vínculo. De este modo, el primer factor está formado especialmente por los reactivos de la sub-escala

tareas, vínculo y dos de la sub-escala objetivos, mientras que el segundo factor está formado especialmente por dos reactivos de la sub-escala objetivos que son los que tienen la mayor carga factorial y por reactivos de las sub-escalas de tareas y dos de vínculo. Posteriormente se realizaron análisis factoriales de ejes principales con otros tipos de rotación, pero ninguno de ellos presentó unos resultados significativamente distintos a los obtenidos con la rotación Varimax. Los resultados muestran la existencia de un solo factor o bien dos factores altamente correlacionados entre sí.

La estimación del coeficiente de fiabilidad de la versión española para el paciente del WAI-S basada en la consistencia interna evaluada utilizando el coeficiente alfa de Cronbach fue .91. La consistencia interna para las tres sub-escalas del instrumento dio unas alfas de .88; .86; .85 para acuerdo en tareas, vinculación positiva y acuerdo en objetivos respectivamente; aunque estos últimos resultados por cada sub-escala no resulten relevantes si tenemos el análisis factorial que indica un único factor o dos altamente correlacionados.

Discusión

Nuestros resultados coinciden, parcialmente, con los obtenidos por Hatcher y Barends (1996) que hallaron dos factores en su análisis factorial del WAI sin encontrar una diferencia en carga factorial de los reactivos de la subescala de objetivos y tareas. El coeficiente de fiabilidad de la versión española para el paciente del WAI-S basada en la consistencia interna evaluada utilizando el coeficiente alfa de Cronbach fue buena y de acuerdo con los resultados de Tracey y Kokotovic (1989).

Parece que los tres componentes que fundamentan la teoría sobre la alianza terapéutica de Bordin no reciben el apoyo empírico esperado. No se encuentra diferenciación entre las subescalas. Los resultados obtenidos por el análisis factorial con la rotación Varimax indican que la versión española del WAI-S no se ajusta a la estructura que cabría esperar de la conceptualización teórica de Bordin (1994) sobre la alianza terapéutica. Los factores obtenidos en el análisis no distinguen entre los reactivos de las diferentes sub-escalas.

Es posible diferenciar entre las subescalas de la alianza terapéutica a nivel teórico, pero los datos indican que los reactivos de las subescalas de objetivos, tareas y vínculo positivo están muy asociados. Los resultados sugieren que la alianza terapéutica puede ser un constructo más unificado. Los resultados de nuestro estudio van, en parte, en la dirección obtenida por Tracey y Kokotovic (1989) que encontraron un primer factor formado por reactivos de todas las subescalas. Si bien, apoyan más los resultados de Hatcher y Gillaspay (2006) al no encontrar una estructura con tres factores en el WAI-S. Los datos del presente estudio sugieren que la alianza terapéutica evaluada por la versión española para el paciente del WAI-S es un constructo que plantea dudas sobre la estructura basada en tres sub-escalas, por lo que convendría plantearse la alianza terapéutica (en el WAI-S) formada por un único factor.

Disponemos de un instrumento en español que permite evaluar la alianza terapéutica a partir de las puntuaciones del paciente proporcionando una información que puede resultar de interés para los psicólogos que trabajen en el ámbito clínico por su fácil administración. Mientras que a nivel teó-

rico puede resultar coherente dividir la alianza terapéutica en tres dimensiones, a nivel empírico los resultados obtenidos por la investigación clínica con pacientes indican que las tres sub-escalas están muy relacionadas y resulta difícil su diferenciación.

Referencias

- Bachelor, A. (1991). Comparison and relationship to outcome of diverse dimensions of the helping alliance as seen by client and therapist. *Psychotherapy*, 28, 534-549.
- Barber, J., Luborsky, L., Crits-Christoph, P., Thase, M., Weiss, R., Onken, L. y Gallop, R. (1999). Therapeutic alliance as a predictor of outcome in treatment of cocaine dependence. *Psychotherapy Research*, 1, 54-73.
- Bordin, E. S. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, research, and practice*, 16, 252-260.
- Bordin, E. S. (1994). Theory and research therapeutic working alliance: New Directions. In A. O. Horvath y L. S. Greenberg (Eds.), *The Working Alliance. Theory, Research, and Practice* (pp. 13-37). Nueva York: Wiley.
- Corbella, S. y Botella, L. (2003). La alianza terapéutica: historia, investigación y evaluación. *Anales de Psicología*, 19, 205-221.
- Corbella, S. y Botella, L. (2004). Investigación en Psicoterapia: Proceso, Resultado y Factores Comunes. Madrid: Vision Net.
- Gelso, C. J., y Carter, J. A. (1985). The Relationship in counseling and psychotherapy: Components, consequences and theoretical antecedents. *The Counseling Psychologist*, 13, 155-244.
- Gelso, C. J., y Carter, J. A. (1994). Components of the psychotherapy Relationship: Their interaction and unfolding during treatment. *Journal of Counseling Psychology*, 41, 296-306.
- Greenson, R. R. (1967). *Technique and practice of psychoanalysis*. New York: International University Press.
- Hatcher, R. L., y Barends, A. W. (1996). Patients' view of the alliance in psychotherapy: Exploratory factor analysis of three alliance measures. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 64(6), 1326-1336.
- Hatcher, R. y Gillaspay, J. (2006). Development and validation of a revised short version of the working alliance inventory. *Psychotherapy Research*, 16(1), 12- 25.
- Henry, W. P. y Strupp, H. H. (1994). The therapeutic alliance as interpersonal process. En Horvath, Adam O. (Ed); Greenberg, Leslie S. (Ed), *The working alliance: Theory, research, and practice. Wiley series on personality processes* (pp. 51-84). Nueva York: John Wiley and Sons.
- Horvath, A.O., y Greenberg, L.S. (1986). The development of the working alliance inventory. En L.S. Greenberg y W.M. Pinsoff (Eds.), *The Psychotherapeutic Process: A Research Handbook* (pp. 529-556). Nueva York: Guilford Press.
- Horvath, A. O. y Luborsky, L. (1993). The role of the therapeutic alliance in psychotherapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 51(4), 561-573.
- Horvath, A. O. y Symonds, B. D. (1991). Relation between alliance and outcome in psychotherapy: A metaanalysis. *Journal of Counseling Psychology*, 38, 139-149.
- Lambert, M. J. (1992). Implications of psychotherapy outcome research for eclectic and integrative psychotherapies. En J. C. Norcross y M. V. Goldfried (Eds.), *Handbook of Psychotherapy Integration*. Nueva York: Basic Books.
- Tracey, T. J., y Kokotovic, A. M. (1989). Factor structure of the Working Alliance Inventory. *Psychological Assessment*, 1, 207-210.

(Artículo recibido: 12-4-2010; revisión: 26-11-2010; aceptado: 28-11-2010)