



Psychologia. Avances de la disciplina

ISSN: 1900-2386

psychologia@usb.edu.co

Universidad de San Buenaventura

Colombia

Martín Casari, Leandro; Morán, Valeria; Ison, Mirta Susana  
CUESTIONARIO DE ESTILO PERSONAL DEL TERAPEUTA : ANÁLISIS FACTORIAL  
CONFIRMATORIO DE MODELOS RIVALES CON PSICOTERAPEUTAS ARGENTINOS  
Psychologia. Avances de la disciplina, vol. 11, núm. 2, julio-diciembre, 2017, pp. 69-84  
Universidad de San Buenaventura  
Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=297254053005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

# CUESTIONARIO DE ESTILO PERSONAL DEL TERAPEUTA: ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO DE MODELOS RIVALES CON PSICOTERAPEUTAS ARGENTINOS

## PERSONAL STYLE OF THE THERAPIST QUESTIONNAIRE: CONFIRMATORY FACTOR ANALYSIS WITH ARGENTINIAN PSYCHOTHERAPIST

LEANDRO MARTÍN CASARI<sup>\*1,2,3</sup>, VALERIA MORÁN<sup>4,5,6</sup>, MIRTA SUSANA ISON<sup>1,2,7</sup>

<sup>1</sup> INSTITUTO DE CIENCIAS HUMANAS, SOCIALES Y AMBIENTALES

<sup>2</sup> CONSEJO NACIONAL DE INVESTIGACIONES CIENTÍFICAS Y TÉCNICAS

<sup>3</sup> PONTIFICA UNIVERSIDAD CATÓLICA ARGENTINA, MENDOZA – ARGENTINA

<sup>4</sup> CENTRO DE INVESTIGACIONES DE LA FACULTAD DE PSICOLOGÍA

<sup>5</sup> CENTRO DE INVESTIGACIONES Y ESTUDIOS SOBRE CULTURA Y SOCIEDAD

<sup>6</sup> UNIVERSIDAD NACIONAL DE CÓRDOBA, CÓRDOBA – ARGENTINA

<sup>7</sup> CENTRO CIENTÍFICO TECNOLÓGICO MENDOZA – ARGENTINA

FECHA RECEPCIÓN: 18/11/2016 • FECHA ACEPTACIÓN: 7/6/2017

Para citar este artículo: Casari, L., Morán, V., & Ison, M. (2017). Cuestionario de estilo personal del terapeuta: análisis factorial confirmatorio de modelos rivales con psicoterapeutas argentinos. *Psychologia*, 11(2), 69-84. doi: 10.21500/19002386.2725

### Resumen

El objetivo fue evaluar las propiedades psicométricas de cinco versiones distintas del *Cuestionario de Estilo Personal del Terapeuta* (ETP-C), el cual indaga cinco funciones de la actividad terapéutica: Atencional (búsqueda de información), Operativa (intervenciones terapéuticas), Instruccional (establecimiento del encuadre terapéutico), Expresiva (grado de expresividad emocional) y de Involucración (compromiso). Para este estudio participaron 471 terapeutas de Argentina, quienes completaron la versión original del ETP-C, compuesta por 36 ítems. Luego

\* Instituto de Ciencias Humanas, Sociales y Ambientales (INCIHUSA), Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) Centro Científico Tecnológico Mendoza. Av. Dr. Ruiz Díaz Leal s/n. Parque General San Martín, Mendoza (5500), Argentina. Correo electrónico: lmcasari@mendoza-conicet.gov.ar

se compararon los indicadores de ajuste de los cinco modelos disponibles del cuestionario. Se obtuvo que la versión portuguesa del EPT-C compuesto por 20 ítems, es el que mejores indicadores de ajuste presenta a pesar de que la confiabilidad del mismo no fue satisfactoria. Se discuten implicaciones teóricas y prácticas para la investigación en psicoterapia.

*Palabras claves:* psicoterapia; psicoterapeutas; análisis estadístico; análisis factorial confirmatorio; estilo personal del terapeuta

## Abstract

The objective was to evaluate the psychometric properties of five different versions of the Personal Style Therapist Questionnaire (PST-Q), which evaluate five functions of therapeutic activity: Attentional (seeking information), Operational (therapeutic interventions), Instructional (establishment of the therapeutic setting), Expressive (degree of emotional expressiveness) and Involvement (commitment). 471 therapist participate in this study, who completed the original version of the PST-Q, consisting of 36 items. Adjustment indicators of the five models PST-Q available were then compared. As a result, the version of the PST-Q with best adjustment indicator was the Portuguese one made of 20 items, although the reliability was not satisfactory. Theoretical and practical implications were discussed for psychotherapy research.

*Keywords:* psychotherapy; psychotherapists; statistical analysis; confirmatory factor analysis; personal style of the therapist.

## Introducción

La psicoterapia como práctica de salud y servicio profesional es efectiva y recomendable en términos de costo – beneficio, por lo que se justifica su inclusión como prestación en el sistema de salud al ser una práctica basada en principios científicos (American Psychological Association [APA], 2012). Esto se ha demostrado a través de diversos estudios de eficacia, realizados durante varias décadas donde se examinaron diferentes formatos de terapia para distintos trastornos psicológicos (Lambert, 2013).

Entonces, los debates actuales no están centrados en demostrar la eficacia de la psicoterapia sino en tratar de comprender cómo se produce el cambio en los pacientes, cuáles son los principios responsables de los resultados de tratamiento, cómo operan los moderadores y mediadores del cambio y, qué factores tiene mayor peso en el éxito terapéutico (Beutler, Someah, Kimpara, y Miller, 2016; Heinonen, 2014; Moldovan y Pinteá, 2015; Sánchez-Bahillo, Aragón-Alonso, Sánchez-Bahillo, y Birtle, 2014; Wampold y Imel, 2015). Entre los factores que se han sugerido, se encuentran las técnicas específicas, alianza terapéutica, variables del terapeuta y pacientes.

Los meta análisis han reflejado diversidad de porcentajes en sus estudios, por lo que no puede afirmarse de un modo definitivo cuál es el factor de mayor peso, pero sí puede considerarse que dichas variables estarían implicadas (Baldwin y Imel, 2013; Del Re, Flückiger, Horvath, Symonds, y Wampold, 2012; Duncan, Miller, Wampold,

y Hubble, 2010; Elliot, Bohart, Watson, y Greenberg, 2011; Heinonen, 2014; Horvath, Del Re, Flückiger, y Symonds, 2011; Nissen-Lie, Havik, Høglend, Monsen, y Rønnestad, 2013; Norcross y Lambert, 2011). Esta disparidad de resultados en los meta-análisis se debe a que a pesar de ser los métodos de mayor confiabilidad a nivel científico (Basler y Medrano, 2011), también son propensos a tres principales errores metodológicos: la tendencia a que estudios con pequeño o nulo tamaño del efecto no sean publicados, la mezcla en el análisis de estudios con diferente grado de rigurosidad metodológico y, la combinación de artículos que investigan distintos grados del fenómeno (Lambert, 2013).

Tal como se mencionó, el terapeuta y sus dimensiones serían entonces una de las variables señaladas como influyentes en el cambio en psicoterapia. Las investigaciones nos muestran que existen resultados diferenciales de acuerdo al terapeuta (Baldwin y Imel, 2013).

A nivel de variables del terapeuta, se han encontrado evidencias de aspectos profesionales y personales que influirían en el resultado. Entre ellas, la empatía (quizás la más importante), entrenamiento clínico, años de experiencia, respeto por el paciente, ciertas conductas no verbales, optimismo, sentido del humor, capacidad de auto cuestionarse, habilidades interpersonales y estilo terapéutico (Elliot et al., 2011; Heinonen et al., 2013; Holdsworth, Bowen, Brown, y Howat, 2014; Watson, Steckley, y McMullen, 2014).

En este sentido, el estilo terapéutico es un concepto que se ha desarrollado desde la década del 90, por

autores reconocidos en el campo de la investigación en psicoterapia, como Larry Beutler y David Orlinsky. Para este último, se trataría de rasgos establecidos vinculados a la personalidad del terapeuta que tienen un impacto en la relación terapéutica e influyen los resultados del tratamiento (Orlinsky et al., 1999). Mientras que para Beutler, Machado y Allstetter Neufeldt (1994), el estilo del terapeuta sería un estado objetivo altamente estable en el tiempo y que modula la forma específica en que cualquier procedimiento o técnica es aplicada. Es con base en estos postulados que, en el año 1998, Fernández Álvarez y García definen el Estilo Personal del Terapeuta (EPT) como el factor más idiosincrático del profesional, relacionado a modos particulares de comunicación que se plasman en una serie de funciones que imponen un sello personal a la hora de ejercer la práctica. Estos modos de comunicación están influidos por las características de personalidad del terapeuta y también por su orientación teórica. Para estos autores, el EPT se compone de cinco funciones: Atencional (búsqueda de información), Operativa (intervenciones terapéuticas), Instruccional (establecimiento del encuadre terapéutico), Expresiva (grado de expresividad emocional) y de Involucración (compromiso) (Fernández-Álvarez et al., 2003).

Desde su surgimiento como constructo formal en 1998 hasta la actualidad, se encuentran alrededor de 40 publicaciones sobre aplicaciones teóricas y prácticas (Casari, 2017). Siempre ha existido un interés en relacionar el constructo a una forma de evaluación empírica, a través de un cuestionario psicométrico específico: Cuestionario de Estilo Personal del Terapeuta (EPT-C) (Castañeiras, Ledesma, García, y Fernández-Álvarez, 2008; Fernández-Álvarez et al., 2003).

De las diversas publicaciones puede concluirse la relevancia del EPT como variable importante para el estudio de proceso y resultado terapéutico. Se sabe que ciertos perfiles del EPT, al interactuar con pacientes con mayor o menor grado de resistencia, están relacionados con resultados terapéuticos positivos (Botella y Corbella, 2005; Corbella et al., 2007; Hermosa, 2010); también existe relación entre dicho constructo con variables del terapeuta y de su actividad profesional, como su personalidad, orientación teórica, años de experiencia, duración predominante de sus tratamientos, entrenamiento, población asistida, sexo y edad (Casari, Albanesi, Ma-

ristany, y Ison, 2016a, Castañeiras, García, Lo Bianco, y Fernández-Álvarez, 2006; Corbella et al., 2009; Genise, 2015; Vázquez y Gutiérrez, 2015). Asimismo, el EPT-C se encuentra disponible en diferentes idiomas y ha sido aplicado en diversos países (Da Silva et al., 2006; García y Fernández-Álvarez, 2007; Lee, Neymar, y Rice, 2013; Vides-Porra, García, y Grazioso, 2012).

Publicaciones recientes destacan el EPT-C como una de las formas principales para evaluar la actividad terapéutica (Heinonnen, 2014). El mismo posee dos versiones: la versión original de 36 ítems (Fernández-Álvarez et al., 2003) y una versión abreviada de 21 ítems (Castañeiras et al., 2008), pero que evalúan las cinco funciones antes descriptas.

Sin embargo, a pesar de la utilidad del instrumento, no puede afirmarse que exista un consenso definitivo sobre el mismo a nivel de propiedades psicométricas (Casari, Albanesi, Maristany, y Ison, 2016b). Hasta el momento se han realizado diversos estudios de análisis factoriales exploratorios y confirmatorios.

El primer estudio de propiedades psicométricas fue realizado por Fernández-Álvarez et al. (2003), con 189 terapeutas de Argentina, empleando la versión original. Utilizando el método de extracción Componentes Principales, rotación Varimax y normalización Kaiser, se encontró un valor *KMO* de .756 ( $p < .001$ ). Mientras que el test de esfericidad de Barlett obtuvo valores significativos también ( $\chi^2(630) = 2255,687, p < .001$ ). Como resultado se encontraron 4 factores que explicaban en su conjunto un 40 % de la varianza. El primer factor reúne ítems de las funciones Atencional ( $\alpha = .80$ ) y Operativa ( $\alpha = .76$ ); los restantes, uno por cada función: Instruccional ( $\alpha = .69$ ), Expresiva ( $\alpha = .75$ ) e Involucración ( $\alpha = .75$ ). A su vez, se encontraron correlaciones significativas entre las funciones: Instruccional con Expresiva ( $r = -.271$ ) y de Involucración ( $r = -.268$ ); Atencional con Operativa ( $r = .596$ ); Expresiva con Involucración ( $r = .486$ ); y esta última correlacionó también de manera directa con la función Operativa ( $r = .152$ ). Los autores, a pesar de haber encontrado una solución factorial de 4 dimensiones, y del hallazgo de fuertes correlaciones entre las funciones Atencional y Operativa, consideraron mantener la discriminación entre ambas por criterios teóricos.

El siguiente estudio psicométrico publicado se realizó en el año 2005 (Fernández-Álvarez, García, Castañeiras, y Rial, 2005). Allí se trabajó con una muestra de 366 terapeutas. En el análisis factorial (análisis de Componentes Principales, método de rotación: Varimax), se encontró una solución de 4 factores que explicaban en su conjunto un 38,48 % de la varianza ( $KMO = .808$ ,  $p < .001$ ). Nuevamente, las funciones Atencional y Operativa aparecen juntas en el análisis. El análisis de confiabilidad arrojó valores aceptables en las cinco funciones a través del alfa de Cronbach: Atencional ( $\alpha = .80$ ), Operativa ( $\alpha = .76$ ), Instruccional ( $\alpha = .69$ ), Involucración ( $\alpha = .75$ ) y Expresiva ( $\alpha = .75$ ). A nivel de correlaciones, aquellas significativas fueron: Instruccional con Expresiva ( $r = -.279$ ) e Involucración ( $r = -.224$ ); Expresiva con Involucración ( $r = .425$ ), Atencional ( $r = .172$ ) y Operativa ( $r = .156$ ); Atencional con Operativa ( $r = .673$ ). Se encontraron resultados similares a la investigación (solución de 4 factores y correlaciones fuertes entre las funciones Atencional – Operativa), optando nuevamente por un modelo de 5 funciones.

Un similar resultado encontró Quiñones, Melipillán y Ramírez, (2011), quienes trabajaron con 92 terapeutas de Chile y emplearon análisis de Ejes Principales como método de extracción, con rotación oblicua Promax. Si bien los resultados fueron similares en cuanto a la obtención de 4 factores, los estudios argentinos decidieron conservar la estructura teórica de cinco funciones, mientras que los autores chilenos propusieron que el constructo del EPT estaría formado por cuatro dimensiones: Atencional-Operativa ( $\alpha = .79$ ), Expresión Emocional ( $\alpha = .78$ ), Involucración ( $\alpha = .64$ ) e Instruccional ( $\alpha = .75$ ). A nivel de correlaciones, solo se encontraron dos significativas: Expresión Emocional con Instruccional ( $r = -.25$ ) y con Involucración ( $r = .21$ ).

También fueron realizados análisis factoriales confirmatorios. Castañeiras et al., (2008), empleando una muestra de 461 terapeutas de Argentina, propusieron una versión abreviada del EPT-C de 21 ítems que fue analizada a través del método de Máxima Verosimilitud, encontrando un buen ajuste del modelo ( $CFI = .91$ ,  $GFI = .93$ ,  $IFI = .93$ ,  $AGFI = .90$ ,  $RMSEA = .05$ ) con el constructo teórico propuesto. Los índices de confiabilidad fueron aceptables en todos los casos: Atencional ( $\alpha = .71$ ), Operativa ( $\alpha = .75$ ), Expresiva ( $\alpha = .70$ ), e

Involucración ( $\alpha = .72$ ), con excepción de la función Instruccional ( $\alpha = .60$ ), que puede deberse a que la misma quedó representada por solo 3 ítems. A nivel de correlaciones se encontraron tres de carácter significativo: Atencional con Operativa ( $r = .75$ ), e Involucración con Expresiva ( $r = .25$ ) y con Instruccional ( $r = -.27$ ).

A pesar del resultado satisfactorio, un estudio posterior (Moura, Corbella, y Mena, 2011) intentó replicar estos resultados con terapeutas de Portugal ( $n = 384$ ), y encontraron evidencia parcial sobre el ajuste del modelo de cinco factores con la versión breve de 21 ítems, ya que los indicadores dieron por debajo de los valores críticos:  $X^2 (210) = 1548,07$ ,  $p < .001$ ;  $X^2/df = 7,38$ ;  $CFI = .87$ ;  $RMSEA = .049$ ;  $SRMR = .06$ ;  $AIC = 19.47$ . Se propuso re-especificar el modelo efectuando dos modificaciones: 1) se suprimió el ítem 33 (función Atencional), por su bajo valor en la carga factorial ( $\lambda = .13$ ); 2) se correlacionaron los errores del ítem 1 (función Atencional) y 22 (función Operativa). Los índices de ajuste para este modelo re-estimado fueron  $X^2 (190) = 1501,8$ ,  $p < .001$ ;  $X^2/df = 7,90$ ;  $CFI = .90$ ;  $RMSEA = .045$ ;  $SRMR = .06$ ;  $AIC = -9,00$ . Esto indicó que el nuevo modelo propuesto, presentó mejores indicadores de ajuste. A nivel de confiabilidad, los valores para cada dimensión fueron: Atencional ( $\alpha = .45$ ), Operativa ( $\alpha = .74$ ), Expresiva ( $\alpha = .55$ ), Involucración ( $\alpha = .72$ ) e Instruccional ( $\alpha = .62$ ), es decir, solo en dos casos superaron el valor de .70 considerado aceptable (George y Mallery, 2007), lo cual puede estar relacionado al reducido número de ítems en ciertos factores (en las funciones Atencional e Instruccional, existen sólo tres reactivos por dimensión). Por último, en las correlaciones intratest, se encontraron múltiples resultados significativos: Atencional con Operativa ( $r = .68$ ), Involucración ( $r = -.30$ ) y Expresiva ( $r = -.58$ ); Operativa con Involucración ( $r = -.14$ ) e Instruccional ( $r = -.34$ ); en tanto que la función de Involucración presentó dos correlaciones significativas con las dimensiones Expresiva ( $r = .52$ ) e Instruccional ( $r = -.20$ ). Al igual que en estudios anteriores donde los resultados fueron satisfactorios, los autores también recomiendan continuar con los estudios psicométricos del instrumento (Moura et al., 2011).

En síntesis, según Richaud (2005) la aplicación empírica del análisis factorial exploratorio se utiliza muchas veces con el objetivo de identificar constructos o

factores subyacentes por medio del estudio de la covarianza entre variables observadas; sin embargo, su empleo puede conducir al investigador a la identificación de estructuras de carácter empírico, dependientes de las muestras, y no replicables con facilidad (Tornimbeni, Pérez, Olaz, y Fernández, 2004). En este sentido, Carretero-Dios y Pérez (2005) señalaron que el análisis factorial agrupa diferentes variables de acuerdo a las correlaciones que se observan, aunque esta agrupación pueda deberse a circunstancias ajenas a lo conceptual. Por esto, se considera fundamental la realización de estudios que aporten evidencia de estructura interna utilizando técnicas más complejas y precisas como el análisis factorial confirmatorio (Morán, 2017). En base a estos postulados, el propósito de esta investigación fue analizar las propiedades psicométricas de cinco modelos rivales del EPT-C, para evaluar cuál de ellos presenta mejores indicadores de ajuste e índices de confiabilidad.

## Método

### Participantes

La muestra estuvo conformada por 471 psicoterapeutas de Argentina de diferentes provincias (Mendoza: 66.5 %, San Juan: 16.1 %, San Luis: 11.9 %, Córdoba: 3.2 %, Buenos Aires: 1.7 %, Misiones: 0.4 %, Catamarca: 0.2 %), cuya edad promedio fue 32,68 ( $DE = 8.29$ ). En cuanto al sexo, el 83.2 % pertenecían al sexo femenino y 17.8 % al sexo masculino (17.8%). Los psicólogos presentaron un promedio de 5.43 años de experiencia profesional ( $DE = 6.61$ ), y adscribieron a distintas corrientes teórico-técnicas, tales como: psicoanalítico (34.2%), Integrativo (33.5%), Sistémico (11.7%), Humanístico-Existencial (8.7%), Cognitivo-Conductual (8.5%).

### Instrumentos

*Cuestionario de Estilo Personal del Terapeuta (EPT-C)* (Fernández-Álvarez y García, 1998). Es un inventario autoadministrado que propone como consigna indagar la forma en que el profesional lleva adelante su trabajo, aclarando que no existen respuestas correctas y que debe ser espontáneo a la hora de asignar valores a los ítems. Está compuesto por 36 reactivos que son presentados

como afirmaciones a las que cada terapeuta debe responder en una escala tipo Likert que va desde 1 (totalmente en desacuerdo), hasta 7 (totalmente de acuerdo). Las puntuaciones totales de las escalas del EPT se obtienen por sumatoria simple de los ítems que componen cada una de ellas. Las funciones que componen el EPT en su versión original son:

- **Atencional:** relacionada a la búsqueda de información, incluye acciones como escuchar y preguntar. Los terapeutas oscilan en su grado de actividad, entre focalizados (quienes buscan información más específica) o abierta (actitud pasiva y global).
- **Operativa:** acciones que realiza el terapeuta en relación a las intervenciones terapéuticas específicas. De este modo, existen profesionales inclinados a una actitud directiva (propio de quienes se inclinan por tratamientos estandarizados) y otros más cercanos a una actitud espontánea de intervención (donde el paciente tiene mayor participación del proceso terapéutico).
- **Instruccional:** relacionada al establecimiento del encuadre terapéutico y la actitud que toma el profesional con respecto a los límites del mismo. Incluye las reglas acerca de las tareas que se realizarán durante las sesiones, como también a lo largo de la terapia, como por ejemplo horarios, honorarios, lugar, y todos los aspectos relacionados al contrato terapéutico. Esta función fue hipotetizada como la más importante porque estaría vinculada a la alianza terapéutica y a la teoría de la mente (Corbella et al., 2009).
- **Expresiva:** vinculada al grado de tonalidad emocional y a la intensidad de la expresión emocional que facilita el terapeuta, es un aspecto central de la empatía. Esta función explora la distancia comunicacional que cada terapeuta tiende a establecer con su paciente y se refleja en la intensidad de los intercambios emocionales que este fomenta, o en el nivel de tolerancia hacia la exposición de sus propias emociones. Es muy importante en las primeras sesiones para el establecimiento del vínculo terapéutico (Corbella, Fernández-Álvarez, Saúl, García, y Botella, 2008).
- **Involucración:** grado de compromiso que el psicólogo experimenta con su trabajo y su relación con



el resto de las áreas vitales, es el lugar que ocupa su trabajo como terapeuta en el contexto de su vida en general (Fernández-Álvarez y García, 1998). Los terapeutas con bajo nivel de involucración son aquellos que toman una actitud más distante por así decirlo, y que implican pocos aspectos de su vida personal en el trabajo, a nivel de tiempo, relaciones familiares y personales, expectativas económicas y prestigio social en general. Mientras que el otro extremo está dado por terapeutas cuya actividad está mucho más implicada en su vida personal.

### **Procedimiento**

Los terapeutas fueron contactados por diversos medios: a través instituciones públicas y privadas de diferentes provincias de Argentina, como también en directorios especializados donde figuran los datos de contacto de profesionales psicólogos. A cada cuestionario se le anexó un formulario de consentimiento informado, donde se explicó el propósito de la investigación, el carácter confidencial de la información obtenida y que se realizaría una devolución posterior del resultado. Los participantes no recibieron una retribución económica por su colaboración ni tampoco implicó compromiso económico a su cargo.

Una vez recolectados los datos con la versión original del protocolo (36 ítems), los mismos se plasmaron en una base de datos creada con el paquete estadístico SPSS 22.0 para el tratamiento inicial de los ítems. Para el análisis confirmatorio de modelos rivales se trabajó con el software Amos 18.0. Los modelos a comparar fueron:

- Modelo 1: Compuesto por los cinco factores antes descriptos y 36 ítems (Fernández-Álvarez et al., 2003). Es el modelo que se propone como resultado de los primeros análisis factoriales exploratorios realizados con terapeutas de Argentina, donde se opta por mantener una estructura de cinco factores a pesar de los resultados obtenidos (soluciones de 4 factores) y de las fuertes correlaciones entre las funciones Atencional y Operativa.
- Modelo 2: Versión abreviada del EPT-C que mantiene la estructura de cinco factores, pero con menor cantidad de ítems: 21 (Castañeiras et al., 2008). Se trata de un modelo que arrojó resultados satisfactorios a través del primer análisis factorial confirmatorio donde participaron terapeutas de Argentina.
- Modelo 3: Postulado para la utilización del EPT-C en Chile (Quiñones et al., 2010), obtenido a través de análisis factorial exploratorio. El mismo está compuesto por cuatro factores y 36 ítems, cuya denominación es prácticamente similar: Atencional – Operativa; Expresión Emocional, Instruccional e Involucración, pero la agrupación de los ítems no es similar al Modelo 1. Por ejemplo, en la función de Expresión Emocional hay ítems que originalmente pertenecían a la función de Involucración, y en la función de Involucración hay un ítem cuya procedencia original es de la función Atencional.
- Modelo 4: Comparte con el modelo anterior las características generales: 4 factores y 36 ítems. Solo que nunca fue postulado como un modelo diferente, es el resultado que podría inferirse de los primeros análisis factoriales exploratorios realizados sobre el instrumento (Fernández-Álvarez et al., 2003, 2005). La única diferencia con el Modelo 1 u original, es que las funciones Atencional y Operativa estarían unidas en un único factor aglutinando los ítems de cada una.
- Modelo 5: Es el propuesto por Moura et al. (2011) como una respuesta a la evidencia parcial que arrojó el modelo abreviado de Castañeiras et al. (2008), en el análisis factorial confirmatorio desarrollado con terapeutas de Portugal. La única variante con el Modelo 2 (5 factores y 21 ítems) es que la función Atencional estaría representada por 3 ítems y no 4, quedando un total de 20 ítems. En la tabla 1 se exponen los ítems que contiene cada modelo respectivo.

Tabla 1. Modelos propuestos sobre el EPT-C

Funciones	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Atencional	1, 18, 30, 32, 33, 36	1, 18, 33, 36			1, 18, 36
Expresiva (Expresión Emocional)	6, 8, 11, 12, 15, 17, 24, 28, 29	6, 11, 15, 28, 29	4, 8, 11, 12, 15, 17, 24, 26, 28, 29	6, 8, 11, 12, 15, 17, 24, 28, 29	6, 11, 15, 28, 29
Instruccional	2, 5, 9, 14, 16, 19, 27, 35	9, 27, 35	2, 5, 9, 14, 16, 19, 27, 35	2, 5, 9, 14, 16, 19, 27, 35	9, 27, 35
Involucración	4, 13, 21, 23, 26, 34	13, 21, 23, 43	13, 21, 23, 33, 34	4, 13, 21, 23, 26, 34	13, 21, 23, 34
Operativa	3, 7, 10, 20, 22, 25, 31	3, 10, 22, 25, 31			3, 10, 22, 25, 31
Atencional Operativa			1, 3, 6, 7, 10, 18, 20, 22, 25, 30, 31, 32, 36	1, 3, 7, 10, 18, 20, 22, 25, 30, 31, 32, 33, 36	

## Resultados

Previo al análisis, se evaluó el patrón de valores perdidos para estimar si el mismo respondía a una distribución aleatoria y de este modo evaluar el porcentaje de estos valores en cada variable en estudio. Se utilizó la rutina de *Análisis de Valores Perdidos* de SPSS para detectar los valores ausentes. Se observó que estos valores en ninguna de las variables bajo estudio superaron el 5%. Una vez confirmada la aleatoriedad de los casos perdidos mediante la prueba de MCAR  $\chi^2(831) = 822.060, p = .581$ , se decidió imputar los valores ausentes utilizando el método Estimación -Maximación.

Posteriormente, se identificaron casos atípicos univariados mediante el cálculo de puntuaciones estándar para cada uno de los ítems ( $z > 3,29$ ), encontrando un total de 6 casos. El cálculo de casos atípicos multivariados fue realizado con la distancia de Mahalanobis ( $D^2$ ) ( $p < .001$ ) (Tabachnick y Fidell, 2013), encontrando un total de 12 casos, pero como ninguno presentó valo-

res de influencia superiores a 1, se decidió conservarlos como parte de la muestra, aunque fueron identificados en la base de datos para ser tenidos en cuenta en los análisis posteriores.

El paso siguiente fue analizar la distribución de los ítems para evaluar si la misma era normal. Los valores en asimetría oscilaron entre 1.129 y -1.412, y los valores en curtosis variaron entre -1.345 y .923; en ambos casos se trata de valores adecuados (George y Mallery, 2007). Finalmente, se analizó la multicolinealidad de los ítems, se analizaron los índices de tolerancia, las matrices de intercorrelación entre los ítems, y los índices de condición para cada uno de los reactivos, según los criterios propuestos por Belsely, Kuh y Welsch (1980, citado por Tabachnick y Fidell, 2013). Los resultados en todos los casos fueron satisfactorios ya que no se observaron correlaciones entre ítems iguales o mayores a .90, los índices de tolerancia fueron superiores a .24 y los índices de condición inferiores a 30. A continuación, se presentan las características descriptivas de los ítems (ver tabla 2).



Tabla 2. Estadísticos descriptivos de los ítems del EPT-C (N = 471)

Ítem	Mín.	Máx.	M	DE
1	1	7	2.48	1.2
2	1	7	3.63	1.62
3	1	7	2.58	1.59
4	1	7	4.09	1.75
5	1	7	4.2	1.84
6	1	7	3.85	1.87
7	1	7	2.41	1.52
8	1	7	4.6	1.79
9	1	7	3.92	1.81
10	1	7	5.46	1.59
11	1	7	5.47	1.59
12	1	7	4.5	1.53
13	1	7	3.61	1.7
14	1	7	2.72	1.55
15	1	7	4.11	1.59
16	1	7	2.58	1.48
17	1	7	3.68	1.95
18	1	7	2.5	1.45
19	1	7	5.78	1.74
20	1	7	3.26	1.5
21	1	7	3.49	1.63
22	1	7	3.32	1.64
23	1	7	3.96	1.66
24	1	7	3.01	1.92
25	1	7	2.37	1.53
26	1	7	4.85	1.69
27	1	7	3.3	1.97
28	1	7	3.63	1.89
29	1	7	3.69	1.74
30	1	7	3.21	1.69
31	1	7	2.25	1.44

Ítem	Mín.	Máx.	M	DE
32	1	7	3.62	1.76
33	1	7	2.44	1.39
34	1	7	3.42	1.62
35	1	7	5.04	1.61
36	1	7	3.57	1.83

Nota: Mín. (Mínimo), Máx. (Máximo), M (Media), DE (Desviación estándar)

Seguidamente, se contrastaron los modelos. El primer paso fue la especificación de los cuatro modelos. En segundo lugar, se impusieron ciertas restricciones: a) se fijó el coeficiente de regresión de una de las variables a 1, con el objeto de establecer una escala para el factor común y evitar el problema de indeterminación entre la varianza y las cargas factoriales y, b) se fijaron los coeficientes de regresión de los errores a 1. Según la salida del programa y los criterios establecidos por Jiménez y Manzano (2005), se concluyó que los modelos propuestos estaban sobre identificados ya que presentaban más datos que parámetros a estimar.

El tercer paso fue el análisis de índices de ajuste de cada modelo, utilizando un procedimiento de estimación directo, por medio del método de estimación Máxima Verosimilitud, teniendo en cuenta que los datos presentaban una distribución normal. Para evaluar el ajuste se obtuvo el estadístico chi-cuadrado, pero debido a que el mismo es muy sensible al tamaño muestral, también se calculó la razón de  $\chi^2$  sobre grados de libertad ( $CMIN/DF$ ). Además, se utilizaron otros coeficientes complementarios, entre ellos el *GFI* (índice de bondad de ajuste) y *CFI* (índice de ajuste comparativo), el *RMSEA* (error cuadrático medio de aproximación) y el *AIC* (*Akaike information criterion*). Los resultados se exponen en la tabla 3.

Tabla 3. Análisis de modelos rivales. Índices de ajuste de los modelos contrastados

Modelo	X <sup>2</sup>	gl	CMIN/DF	GFI	CFI	RMSEA [IC] <sup>1</sup>	AIC	Dif. X <sup>2</sup> <sup>2</sup>
Modelo 1	1734.15**	583	2.97	.79	.66	.06 [.06-.07]	1900.15	1394.87**
Modelo 2	380.76**	177	2.15	.93	.87	.05 [.04-.06]	488.76	41.48**
Modelo 3	1777.95**	588	3.02	.79	.64	.07 [.06-.07]	1933.95	1438.67**
Modelo 4	1876.68**	588	3.19	.78	.62	.07 [.06-.07]	2032.68	1537.34**
Modelo 5	339.281	158	<b>2.15</b>	<b>.93</b>	<b>.88</b>	<b>.05</b> [.04-.06]	443.281	

\*\* $p < .001$

En **negrita** se marcan los índices ajuste aceptables

<sup>1</sup>Intervalo de confianza del estadístico RMSEA para el 90%.

<sup>2</sup>Diferencia en valor Chi cuadrado con respecto al modelo con mejores índices de ajuste (Modelo 5)

Como puede observarse, el modelo 5 y el modelo 2 presentan mejores índices de ajuste ya que los valores de *GFI* y *CFI* fueron cercanos a .90, sugiriendo un ajuste satisfactorio entre las estructuras teóricas y los datos empíricos (Hu y Bentler, 1995). Por otro lado, se observa una reducción considerable y estadísticamente significativa del valor chi cuadrado con respecto a los otros modelos. Con respecto a este estadístico, si bien fue significativo, teniendo en cuenta su sensibilidad al tamaño muestral, se interpretó también la razón de chi cuadrado sobre los grados de libertad, obteniendo un valor cercano a 2, lo

que también indica un buen ajuste (Cupani, 2012). Por otro lado, el índice *RMSEA* es considerado óptimo cuando sus valores son inferiores a .06 (Hu y Bentler, 1995), lo cual también se observa en estos modelos.

Para complementar los resultados hasta aquí expuestos, se calcularon los índices de fiabilidad compuesta ( $\omega$ ) de los factores de cada modelo. Como puede observarse en la Tabla 4, los índices obtenidos para los modelos con mejor ajuste (modelo 2 y modelo 5) fueron similares, encontrando la mayor diferencia entre ambos en el factor Operativa, a favor del modelo 5.

Tabla 4. Coeficientes de fiabilidad compuesta de los factores de cada modelo ( $\omega$ )

Funciones	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Atencional	.58	.55			.52
Expresiva (Expresión Emocional)	.73	.73	.74	.78	.69
Instruccional	.51	.49	.52	.53	.49
Involucración	.68	.71	.69	.61	.71

Funciones	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Operativa	.70	.56			.65
Atencional Operativa			.76	.76	

Si bien los índices de ajuste del modelo 5 son similares a los obtenidos por el modelo 2, el valor de  $\chi^2$  del modelo 5 es ligeramente menor y no solo la diferencia entre ambos es significativa, sino que también este modelo presentó el menor valor *AIC*, lo cual indica que es más parsimonioso y con mayores probabilidades de ser replicado con respecto a los demás (Kline, 2005). A pesar de que estos resultados deben tomarse con cautela a la hora

de determinar que el modelo 5 es el más adecuado, para complementar los análisis aquí presentados se evaluaron los parámetros del mismo, dando como resultado coeficientes de regresión estandarizados significativos y con valores de .41 a .63 para el factor 1, de .47 a .66 para el factor 2, de .40 a .57 para el factor 3, de .50 a .72 para el factor 4, y de .20 a .69 para el factor 5. Los coeficientes  $R^2$  pueden observarse en la tabla 5.

Tabla 5. Coeficientes de regresión del Modelo 5 (2011)

	Coeficientes de regresión (B)	Error estandarizado	Coeficientes de regresión estandarizados ( $\beta$ )	Coeficiente de determinación ( $R^2$ )
ítem1	1.00		.51	.26
ítem18	.98	.18 **	.41	.17
ítem36	1.88	.31 **	.63	.39
ítem6	1.00		.54	.30
ítem11	.94	.11 **	.60	.36
ítem15	.78	.11 **	.50	.25
ítem28	.87	.12 **	.47	.22
ítem29	1.14	.13 **	.66	.44
ítem9	1.00		.57	.33
ítem27	.95	.20 **	.50	.25
ítem35	.62	.14 **	.40	.16
ítem13	1.00		.67	.45
ítem21	.72	.09 **	.50	.25
ítem23	.83	.09 **	.57	.33
ítem34	1.01	.10 **	.72	.51
ítem3	1.00		.65	.42

	Coefficientes de regresión (B)	Error estandarizado	Coefficientes de regresión estandarizados ( $\beta$ )	Coefficiente de determinación ( $R^2$ )
ítem10	.31	.09 **	.20	.04
ítem22	1.10	.11 **	.69	.48
ítem25	.67	.09 **	.45	.20
ítem31	.82	.09 **	.58	.34

\*\* $p < .001$

Finalmente, se calcularon coeficientes de correlación entre los factores (ver tabla 6). Se obtuvieron correlaciones positivas significativas entre los factores Atencional y Operativa con un tamaño del efecto medio y, por otro lado, entre los factores Involucración y Expresiva, Expresiva y Operativa con un tamaño del efecto peque-

ño. Entre los factores Instruccional y Operativa, si bien la correlación fue significativa y positiva, el tamaño del efecto fue cercano al nulo. Por último, se encontraron correlaciones negativas y significativas entre los factores Instruccional e Involucración con un tamaño del efecto pequeño.

Tabla 6. Coeficientes de correlación entre los factores del Modelo 5

	Expresiva	Instruccional	Involucración	Operativa
Atencional	.03	-.05	.00	.36**
Expresiva	1	.03	.18**	.17**
Instruccional		1	-.19**	.09*
Involucración			1	.04
Operativa				1

\* $p < .05$ , \*\* $p < .001$

## Discusión

Tal como se obtuvo en los Resultados, es el Modelo 5 aquel que presentó indicadores de ajuste más aceptables. Es importante resaltar que, si bien este modelo fue considerado más parsimonioso, debe tenerse reserva y reflexionar ciertos aspectos a la hora de interpretar estos resultados. En primer lugar, los índices de ajuste fueron similares a los obtenidos por el modelo 2 de Castañeiras et al. (2008), aunque las diferencias fueron significativas, no debería considerarse este el único dato que sustente que la propuesta de Moura et al. (2011) es la más adecuada, especialmente, teniendo en cuenta que los análisis basados en ecuaciones estructurales solo permiten corroborar la viabilidad de los modelos, dejando abierta la posibilidad de otros posibles modelos

igualmente viables (Cupani, 2012) y es en este punto que se requiere mayor profundización en los estudios de la escala, tal como se expone más adelante.

En segundo lugar, los índices de ajuste obtenidos por el modelo 5, si bien son buenos, no resultan del todo satisfactorios y esto es coincidente con el resto de los estudios que han utilizado análisis factoriales en los procesos de validación de las escalas, por lo que podría hipotetizarse que el constructo parece no replicarse favorablemente de un contexto a otro, y que es posible que ese sea el motivo por el que ninguno de los modelos evaluados aquí obtiene indicadores favorables, lo cual a su vez influye notablemente en las estimaciones de la confiabilidad. Esto puede observarse no solo en las discrepancias entre los modelos propuestos en Argentina, Chile y Portugal, sino también a características culturales

que puedan estar influyendo; de hecho, análisis recientes revelan que inclusive terapeutas del mismo país, pero de distintas provincias de residencia, poseen diferencias significativas en las funciones del EPT (Casari, 2017).

A nivel de confiabilidad, el análisis de fiabilidad compuesta arrojó valores dispares en cada una de las funciones. En las llamadas funciones cognitivas (Atencional y Operativa) (Fernández-Álvarez et al., 2003), se observó que la función Atencional solo obtuvo valores aceptables en el Modelo 3 y 4. Se debe recordar que, en esos casos, los ítems de dicha función están agrupados con los reactivos de la función Operativa. Por lo que la cantidad de ítems influye en los valores de confiabilidad (Gliem y Gliem, 2003; Schimdt, 1996). Entonces, un índice que, si bien resulta menor a lo aceptable en términos generales, puede considerarse útil en situaciones donde el número de ítems es reducido y de este modo, adecuado para tareas de investigación (Loewenthal, 2001). Aquí pudo observarse que los valores inferiores de confiabilidad se obtuvieron en los modelos que, paradójicamente, presentaron los mejores indicadores de ajuste (Modelo 2 y 5), donde la función Atencional quedó representada por 4 y 3 ítems respectivamente. Tener menos de 5 ítems (Costello y Osbourne, 2005) por factor, no solo puede impactar en la consistencia interna del instrumento, sino que también puede implicar que el contenido sea poco representativo del constructo que se pretende medir. Un caso similar ocurrió en la función Operativa, donde se obtuvieron valores aceptables (George y Mallery, 2007) en los Modelos 1, 3 y 4.

Las funciones Expresiva y de Involucración, llamadas también funciones motivacionales – emocionales (Fernández-Álvarez et al., 2003), obtuvieron valores aceptables en los diferentes modelos. La primera de ellas, Expresiva, arrojó valores que oscilaron entre .69 y .78, siendo inferior en el modelo 5 (representada por cinco ítems, al igual que el modelo 2). Mientras que la función de Involucración, también obtuvo valores aceptables (entre .68 y .71). Si bien, en el Modelo 4 el valor fue .61, hay que recordar que dicho modelo no fue postulado como diferente por los autores, sino que podría deducirse por los resultados de sus análisis factoriales (Fernández-Álvarez et al., 2003; 2005).

Por último, la función Instruccional obtuvo valores inaceptables en todos los modelos, más allá de que sean escalas breves (modelo 2 y 5) o extendidas (modelos 1,3,4). En este caso, quizás debería revisarse su contenido teórico, ya que fue señalada como una de las funciones más importantes para el establecimiento de la relación terapéutica (Corbella et al., 2009).

Con respecto a las relaciones entre las funciones que evalúa el modelo 5, se pudo constatar que las cinco funciones son independientes, pero relacionadas entre sí, ya que se obtuvieron correlaciones significativas con magnitudes débiles ( $r < .30$ ), excepto la correlación entre las funciones Atencional y Operativa que arrojó valores moderados ( $r > .30 < .49$ ) (Aron y Aron, 2001).

Aquella función con mayor cantidad de correlaciones significativas fue la Operacional. Las mismas se dieron en sentido positivo con Atencional, Instruccional y Expresiva. Esto implica que mientras los terapeutas se inclinan mayormente hacia abordajes estructurados, tendrán tendencia hacia una atención focalizada, rigidez en la estructuración del encuadre terapéutico y cercanía emocional con sus pacientes. Estas correlaciones fueron pequeñas ( $r < .30$ ) en los últimos dos casos (Instruccional y Expresiva) y moderada entre las funciones Atencional y Operativa ( $r > .30 < .49$ ).

Sobre esta última, los estudios previos señalaban una correlación entre dichas funciones, siempre con magnitudes fuertes ( $r > .49$ ); es por este motivo que también se debatía si ambas funciones serían una sola, sumando a los resultados de los análisis factoriales exploratorios que señalaban la presencia de cuatro factores (Castañeiras et al., 2008; Fernández-Álvarez et al., 2003; 2005; Moura et al., 2011). Este resultado avala la postura de que las mismas están relacionadas, pero al ser moderada la intensidad de la correlación sería adecuado mantener la distinción.

Por otro lado, la función Operativa correlacionó de manera negativa con la función Instruccional, aunque su intensidad fue pequeña ( $r < .30$ ). Solo en uno de los estudios se encontraron resultados similares; sin embargo, la dirección de la correlación fue negativa ( $r = -.34$ ) (Moura et al., 2011). Quizás pueda deberse a la idiosincrasia de terapeutas de diferentes nacionalidades (en este caso, Argentina y Portugal). Los resultados nos indicarían

que la rigidez de los terapeutas para establecer un encuadre terapéutico estaría más relacionada a la preferencia por abordajes espontáneos.

La función Operativa también arrojó resultados significativos en la correlación con la función Expresiva. Este hallazgo coincide con uno de los estudios (Fernández-Álvarez et al., 2005), tanto en el sentido de la misma (positivo) como en la intensidad débil ( $r < .30$ ), señalando que la inclinación de los terapeutas por intervenciones pautadas estaría relacionada con mayor cercanía emocional.

Seguidamente, se encontró una correlación significativa entre las funciones Expresiva y de Involucración. Ocurre un caso similar al reportado por las funciones Atencional y Operativa, se trata de una correlación que fue encontrada en todas las investigaciones psicométricas del EPT-C (Castañeiras et al., 2008; Fernández-Álvarez et al., 2003, 2005; Moura et al., 2011; Quiñones et al., 2010), solo que la intensidad es menor en algunos casos (Fernández-Álvarez et al., 2003, 2005), similar en otros (Castañeiras et al., 2008; Quiñones et al., 2010) y superior en un caso (Moura et al., 2011). La presencia de esta correlación llevó a los investigadores a conjeturar que el EPT estaría dividido en dos grandes componentes: uno cognitivo (formado por las funciones Atencional y Operativo) y otro motivacional-emocional (formado por las funciones Involucración y Expresiva) (Fernández-Álvarez et al., 2003). Este estudio no avalaría dicha afirmación, porque la función Expresiva también correlacionó con Operativa tal como se mencionó, y la función de Involucración con Instruccional.

En este último caso (Involucración con Instruccional), se encontró con la única correlación negativa, que coincide tanto en dirección como en intensidad con la mayoría de los estudios previos similares (Castañeiras et al., 2008; Fernández-Álvarez et al., 2003; 2005; Moura et al., 2011). Esto implica que, a mayor compromiso con la tarea, el terapeuta tiende a adoptar un encuadre de trabajo más flexible.

A modo de conclusión, tanto el análisis factorial exploratorio y el análisis factorial confirmatorio, se constituyen como dos de los estudios más rigurosos y complejos que se utilizan en psicometría. La principal ventaja que presentan es que permiten que un instrumento de

medición obtenga medidas representativas de los constructos teóricos que reflejan, no solo sobre su contenido sino también sobre las relaciones entre ellos y la estructura subyacente que a nivel teórico se enuncia. No obstante, existen algunas consideraciones metodológicas que no deben pasarse por alto a la hora de emplearlo; por ello es que se sugiere considerar los resultados del presente trabajo como un punto de partida para la realización de nuevos estudios que optimicen la escala y analicen con mayor profundidad sus propiedades psicométricas.

Por un lado, resulta necesario realizar nuevos análisis factoriales exploratorios y confirmatorios utilizando estadísticos basados en matrices policóricas que tienen mayor adecuación a datos de naturaleza ordinal, no necesitan supuestos de distribución, son más robustos y tienden a proveer estimaciones menos sesgadas de los verdaderos valores de los parámetros (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2013). Por otro lado, también deberían incluirse estudios de invariancia estructural para indagar sobre esta inconsistencia de la estructura interna entre diversos contextos. Finalmente, otra sugerencia es la modificación de la escala original, redactando nuevos ítems para los factores encontrados y posteriormente obtener evidencia de validez de contenido mediante juicio de expertos, realizar análisis factoriales exploratorios y confirmatorios para la nueva versión y obtener otras evidencias de validez externa tales como validez test-criterio.

A nivel de fortalezas de la presente investigación, se destaca el aporte que el presente análisis permite, para poder comparar psicométricamente los distintos modelos disponibles y resaltar la necesidad de continuar investigando la consistencia de la escala, no solo a nivel estadístico, sino también de manera conceptual. Ya que, de las más de 40 publicaciones sobre el EPT, solo una de ellas aborda la validez de contenido (Fernández-Álvarez y García, 1998). También se debería reflexionar sobre el posible efecto que pueda estar teniendo la orientación teórica de los terapeutas y sus años de experiencia profesional, ya que son variables que la literatura ha señalado como relacionadas al EPT (Casari, 2017; Vázquez y Gutiérrez, 2015) y pueden estar de algún modo influyendo sobre las propiedades psicométricas de los instrumentos.



## Referencias

- American Psychological Association (2012). *Recognition of Psychotherapy Effectiveness*. Recuperado de <http://www.apa.org/about/policy/resolution-psychotherapy.aspx>
- Aron, A., y Aron, E. N. (2001). *Estadística para psicología* (2° Ed). Buenos Aires: Prentice Hall.
- Baldwin, S.A., y Imel, Z. E. (2013). Therapist effects: findings and methods. En M. Lambert (Ed.), *Bergin and Garfield's Handbook of Psychotherapy and Behavior Change* (6th Ed). (pp. 258 - 296). New Jersey: Wiley.
- Basler, H. D., y Medrano, L. A. (2011). Criterios para la Evaluación de Estudios de Evidencia. En L. A. Medrano (Comp.) *Prácticas en Salud Basadas en Evidencia* (pp. 45 – 62). Córdoba: Brujas.
- Beutler, L.E., Machado, P.P.P., y Allstetter Neufeldt, S. (1994). Therapist variables. En A., Bergin, y S., Garfield (Eds), *Handbook of psychotherapy and behavior change* (pp. 229–269). New York: Wiley.
- Beutler, L.E., Someah, K., Kimpara, S., y Miller, K. (2016). Selecting the most appropriate treatment for each patient. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 16(1), 99-108. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijchp.2015.08.001>
- Botella, L., y Corbella, S. (2005). Neurobiología de la autorregulación afectiva, patrones de apego y compatibilidad en la relación terapeuta-paciente. *Revista de Psicoterapia*, 61, 77-104.
- Carretero-Dios, H., y Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5 (3), 521-551.
- Casari, L. M., Albanesi, S., Maristany, M., y Ison, M. (2016 a). Estilo Personal del Terapeuta en Psicoterapeutas de Adicciones. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, XXV (1), 17-26.
- Casari, L. M., Albanesi, S., Maristany, M., y Ison, M. (octubre, 2016 b). *Estilo Personal del Terapeuta: Estado actual y perspectivas de investigación*. Presentación realizada en el 2° Congreso Latinoamericano para el Avance de la Ciencia Psicológica. Buenos Aires, Argentina.
- Casari, L.M. (2017). *Estilo Personal del Terapeuta en profesionales que trabajan en el campo de las adicciones*. Tesis de doctorado en psicología (inédita). Facultad de Psicología, Universidad Nacional de San Luis.
- Castañeiras, C., García, F., Lo Bianco, J., y Fernández-Álvarez, H. (2006). Modulating effect of experience and theoretical-technical orientation on the personal style of the therapist. *Psychotherapy Research*, 16, 595-603. doi: 10.1080/10503300600802867
- Castañeiras, C., Ledesma, R., García, F., y Fernández-Álvarez, H. (2008). Evaluación del estilo personal del terapeuta: presentación de una versión abreviada del Cuestionario EPT-C. *Terapia Psicológica*, 26 (1), 5-13. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-48082008000100001>
- Corbella, S., Balmaña, N., Fernández-Álvarez, H., Saúl, L., Botella, L., y García, F. (2009). Estilo personal del terapeuta y teoría de la mente. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 18(2), 125-133.
- Corbella, S., Fernández-Álvarez, H., Botella, L., García, F., LoBianco, J., y Canizzarro, A. (2007). *Compatibility between Therapist's Personal Style and Patient's Personality*. Presentación realizada en 38th Annual Meeting of S.P.R: Madison, Wisconsin, USA.
- Corbella, S., Fernández-Álvarez, H., Saúl, L., García, F., y Botella, L. (2008). Estilo personal del terapeuta y dirección de intereses. *Apuntes de Psicología*, 26(2), 281-289.
- Costello, A. B., y Osborne, J. W. (2005). Best Practices in Exploratory Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the Most from Your Analysis. *Assessment*, 10(7), 1-9.
- Cupani, M. (2012). Análisis de Ecuaciones Estructurales: conceptos, etapas de desarrollo y un ejemplo de aplicación. *Revista Tesis*, 2(1), 186-199.
- Da Silva, M., Tellet, M., Fernández-Álvarez, H., y García, F. (2006). Estilo pessoal do terapeuta: Dados preliminares da versão brasileira do EPT-Q. *Revista Psico*, 37 (3), 241-247.
- Del Re, A. C., Flückiger, C., Horvath, A. O., Symonds, D., y Wampold, B. E. (2012). Therapist effects in the therapeutic alliance–outcome relationship: A restricted-maximum likelihood meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 32(7), 642-649. doi: 10.1016/j.cpr.2012.07.002

- Duncan, B.L., Miller, S. D., Wampold, B. E., y Hubble, M.A. (2010). *The heart and soul of change: Delivering what works in therapy* (2<sup>nd</sup> Ed.). Washington: American Psychological Association.
- Elliot, R., Bohart, A. C., Watson, J. C., y Greenberg, L. S. (2011). Empathy. En J. C. Norcross (Ed.), *Psychotherapy relationships that work: Evidence-based responsiveness* (2<sup>nd</sup> Ed.) (pp. 132-151). New York: Oxford University Press.
- Fernández-Álvarez, H., y García, F. (1998). El estilo personal del terapeuta: Inventario para su evaluación. En S. Gril, A. Ibañez, I. Mosca y P.L.R. Sousa (Eds.), *Investigación en Psicoterapia* (pp. 76-84). Pelotas: Educat.
- Fernández-Álvarez, H., García, F., Castañeiras, C., y Rial, V. (noviembre, 2005). *Normalización del cuestionario de evaluación sobre el estilo personal del terapeuta (EPT) en una población de psicoterapeutas de Argentina*. Presentación realizada en XII Jornadas de Investigación de la Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires. Buenos Aires, Argentina.
- Fernández-Álvarez, H., García, F., Lo Bianco, J., y Santoma, S. C. (2003). Assessment questionnaire on the personal style of the therapist PST-Q. *Clinical Psychology y Psychotherapy*, 10, 116 – 125. doi: 10.1002/cpp.358.
- Ferrando, P. J., y Lorenzo-Seva, U. (2013). *Unrestricted item factor analysis and some relations with item response theory. Technical report*. Department of Psychology, Universitat Rovirai Virgili, Tarragona.
- García, F., y Fernández-Álvarez, H. (2007). Investigación empírica sobre el Estilo Personal del Terapeuta: una actualización. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, XVI (II), 121-128.
- Genise, G. (2015). Relación entre el estilo personal del terapeuta, estilo de apego y factores de personalidad del terapeuta. *Psicodebate*, 15 (1), 9-22.
- George, D., y Mallery, P. (2007). *SPSS for Windows: Step by step 14.0 update* (7 Ed.). Boston: Allyn y Bacon.
- Gliem, J. A., y Gliem R. R. (2003). *Calculating, Interpreting, and Reporting Cronbach's Alpha Reliability Coefficient for Likert-Type Scales*. Paper presentado en Midwest Research-to-Practice Conference in Adult, Continuing, and Community Education. The Ohio State University, Columbus, Estados Unidos.
- Heinonen, E. (2014). *Therapists' professional and personal characteristics as predictors of working alliance and outcome in psychotherapy*. Accademic Dissertation. Research/ National Institute for Health and Welfare.
- Heinonen, E., Lindfors, O., Härkänen, T., Virtala, E., Jääskeläinen, T., y Knekt, P. (2013). Therapists' Professional and Personal Characteristics as Predictors of Working Alliance in Short-Term and Long-Term Psychotherapies. *Clinical Psychology y Psychotherapy*, 21(6), 475-494. doi: 10.1002/cpp.1852.
- Hermosa, C. A. (2010). *Influencia de los Rasgos de Personalidad y el Estilo Personal del Terapeuta Aprendiz sobre las Percepciones de la Alianza Terapéutica*. Tesis de grado de Lic. en Psicología Clínica (inédita). Colegio de Artes Liberales, Universidad de San Francisco de Quito.
- Holdsworth, E., Bowen, E., Brown, S., y Howat, D. (2014). Client engagement in psychotherapeutic treatment and associations with client characteristics, therapist characteristics, and treatment factors. *Clinical Psychology Review*, 34(5), 428-450. doi:10.1016/j.cpr.2014.06.004
- Horvath, A. O., Del Re, A. C., Flückiger, C., y Symonds, D. (2011). Alliance in individual psychotherapy. *Psychotherapy*, 48(1), 9-16. doi: 10.1037/a0022186
- Hu, L. T., y Bentler, P. M. (1995). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 4(3), 424-453. <http://dx.doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424>
- Jiménez, E. U., y Manzano, J. A. (2005). *Análisis Multivariante Aplicado*. Madrid: S.A. Ediciones Paraninfo
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2<sup>nd</sup> Ed.). Nueva York: Guilford.
- Lambert, M. J. (2013). The efficacy and the effectiveness of psychotherapy. En M. Lambert (Ed.), *Bergin and Garfield's Handbook of Psychotherapy and Behavior Change* (6<sup>o</sup> Ed) (pp. 169 - 217). New Jersey: Wiley.
- Lee, J.A., Neimeyer, G.J., y Rice, K.G. (2013). The Relationship between Therapist Epistemology, Thera-

- py Style, Working Alliance, and Interventions Use. *American Journal of Psychotherapy*, 67 (4), 323-345.
- Loewenthal, K. M. (2001). *An introduction to psychological tests and scales*. Londres: Psychology Press.
- Moldovan, R., y Pinteá, S. (2015). Mechanisms of change in psychotherapy: methodological and statistical considerations. *Cognition, Brain, Behavior. An Interdisciplinary Journal*, 19(4), 299 – 311.
- Morán, V. (2017). *Modelo de ansiedad social en estudiantes universitarios*. Tesis doctoral de Psicología (inédita). Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.
- Moura, H., Corbella, S., y Mena, P. (2011). Confirmatory Factor Analysis of the Portuguese Brief Version of the Personal Style of the Therapist Questionnaire (PST-Q). *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 20(1), 79-90.
- Nissen-Lie, H.A., Havik, O.E., Høglend, P.A., Monsen, J.T., y Rønnestad, M.H. (2013). The contribution of the quality of therapists' personal lives to the development of the working alliance. *Journal of Counseling Psychology*, 60(4), 483 – 495. doi: 10.1037/a0033643.
- Norcross, J. C., y Lambert, M. J. (2011). Evidence-based therapy relationships. En J. C. Norcross (Ed.), *Psychotherapy relationships that work: Empirically-based responsiveness* (2<sup>nd</sup> Ed.), (pp. 3–21). New York: Oxford University Press.
- Orlinsky, D.E., Ambuhl, H., Ronestad, M.H., Davis, J., Gerin, P., Davis, M., ... Cierpka, M. (1999). Development of psychotherapists. Concepts, questions and methods of a collaborative international study. *Psychotherapy Research*, 9 (2), 127–153.
- Quiñones, A., Melipillán, R., y Ramírez, P. (2010). Estudio Psicométrico del Cuestionario de Estilo Personal del Terapeuta (EPT-C) en Psicoterapeutas Acreditados en Chile. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 19(3), 273-281.
- Richaud, M.C. (2005). Desarrollos del Análisis Factorial para el estudio de ítems dicotómicos y ordinales. *Interdisciplinaria*, 22(2), 237-251.
- Sánchez-Bahillo, Á., Aragón-Alonso, A., Sánchez-Bahillo, M., y Birtle, J. (2014). Therapist characteristics that predict the outcome of multipatient psychotherapy: Systematic review of empirical studies. *Journal of Psychiatric Research*, 53, 149-156. doi:10.1016/j.jpsychires.2014.01.016
- Schmitt, N. (1996). Uses and Abuses of Coefficient Alpha. *Psychological Assessment*, 8(4), 350-353. doi: 10.1037/1040-3590.8.4.350
- Tabachnick, B. G., y Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6<sup>th</sup> Ed.). Boston: Pearson.
- Tornimbeni, S., Pérez, E., Oláz, F., y Fernández, A. (2004). *Introducción a los Tests Psicológicos*. (3a. Ed. Rev.). Córdoba: Brujas.
- Vázquez, L., y Gutiérrez, M. (2015). Orientación teórico técnica y EPT. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 24(2), 133 - 142.
- Vides-Porras, A., Grazioso, M., y García, C. (2012). El Estilo Personal del Terapeuta Guatemalteco en el interior del país. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 21 (1), 33-43.
- Wampold, B.E., y Imel, Z.E. (2015). *The great psychotherapy debate: The evidence for what makes psychotherapy work* (2<sup>nd</sup> Ed.). New York: Routledge.
- Watson, J. C., Steckley, P. L., y McMullen, E. J. (2014). The role of empathy in promoting change. *Psychotherapy Research*, 24(3), 286-298. doi:10.1080/10503307.2013.802823.