

ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO DE LA VERSIÓN CORTA PORTUGUESA DEL CUESTIONARIO DEL ESTILO PERSONAL DEL TERAPEUTA (EPT-C)¹

Helena Moura de Carvalho*
Sergi Corbella**
y Paula Mena Matos*

Resumen

La validez factorial de la versión abreviada de 21 ítems del Cuestionario del Estilo Personal del Terapeuta (EPT-C) ha sido analizada mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC) en una muestra de 384 psicoterapeutas portuguesas. Los resultados indicaron que los datos no se ajustaban al modelo hipotético de cinco factores de la versión breve de 21-ítems del EPT-C. El modelo se evaluó de nuevo después de analizar los datos relativos a la especificación de modelo erróneo y a las cargas factoriales estandarizadas. La versión en portugués del EPT-C reveló propiedades psicométricas satisfactorias con respecto a su consistencia interna, aunque los valores alfa fueron ligeramente inferiores. Se comentarán los resultados concernientes al proceso de adaptación del EPT-C a la población portuguesa y las bases teóricas que subyacen a las cinco dimensiones del EPT-C de este constructo.

Palabras clave: EPT-C, terapeuta, validez del constructo, muestra portuguesa.

Key words: PST-Q, therapist, construct validity, Portuguese sample.

Introducción

Actualmente se considera que el terapeuta es un factor importante en el proceso terapéutico (Beutler, Malik, Alimohamed, Harwood, Talebi, Noble y Wong, 2004; Norcross, 2002; Wampold, 2001, 2006) y que tiene la capacidad de aumentar o reducir los efectos de la terapia (Luborsky, McLellan, Woody, O'Brien y Auerbach, 1985). Aun así, las características y las contribuciones profesionales y personales del psicoterapeuta han sido áreas descuidadas de la investigación en psicoterapia (Garfield, 2006; Orlinsky y Ronnestad, 2005; Wampold, 2001). Reupert (2006) refiere que "no parece haber ningún concepto de qué es lo que los terapeutas traen personalmente a sus pacientes, o cómo estas cualidades personales pueden impactar en los procesos y resultados terapéuticos" (p.101). El Estilo Personal del Terapeuta (EPT) es un constructo multidimensional que contri-

buye a describir las características estables del terapeuta que subyacen a la forma peculiar de significar y construir el acto terapéutico.

La investigación empírica sobre el EPT es uno de los principales temas de investigación de trabajo colaborativo desarrollado por la *Fundación AIGLE* en Buenos Aires, Argentina y el *Servei d'Assessorament i Atenció Psicològica* de la Universidad Ramon Llull en Barcelona, España. Otros grupos de investigación también han desarrollado o están desarrollando actualmente estudios sobre la aplicación del EPT a la investigación en psicoterapia (por ejemplo, Brasil, Cuba, Ecuador, Alemania, Guatemala y Estados Unidos, véase Fernández-Álvarez y García (1998) para un análisis más detallado).

Los autores definen el EPT como el conjunto de características que cada terapeuta aplica en cada situación psicoterapéutica, características que a la vez dan forma a sus atributos básicos. Éstas consisten en las condiciones específicas que conducen a los terapeutas a comportarse de una manera particular en el transcurso de su trabajo profesional (Fernández-Álvarez y García, 1998; Fernández-Álvarez, García y Sherb, 1998; Fernández Álvarez, García, Lo Bianco y Corbella, 2003), lo que determina el al-

* Helena Moura de Carvalho y Paula Mena Matos, University of Porto, Portugal

** Sergi Corbella, Ramon Llull University, Barcelona, Spain

E-Mail: helena.mrmc@gmail.com

E-Mail: pmmatos@fpce.up.pt

REVISTA ARGENTINA DE CLÍNICA PSICOLÓGICA XX p.p. 91-98

© 2011 Fundación AIGLÉ.

(1) Título original en inglés: Confirmatory factor analysis of the Portuguese brief version of the Personal Style of the Therapist Questionnaire (PST-Q). Traducción: Verónica Hopp. Investigación financiada por la beca de investigación de doctorado de la primera autora (SFRH/BD/22333/2005) y por el proyecto de investigación (PTDC/PSI/65416/2006) financiado por la Fundación Portuguesa para la Ciencia y la Tecnología (FCT).

cance del modelo teórico usado y las técnicas específicas aplicadas en cada proceso terapéutico. El EPT se refiere a la “forma global en que cada terapeuta lleva a cabo su tarea, dejando su propia marca individual” (Fernández-Álvarez et al., 2003, p. 118). Por lo tanto, el EPT se considera una variable de proceso moderadora y afecta a los resultados de la acción terapéutica, aunque en diferente grado según el tipo de paciente, la patología que se está tratando y el contexto específico en el que se aplica el concepto (Castañeiras, Ledesma, García y Fernández-Álvarez, 2008).

Aunque el EPT se define como estable en el tiempo, no es necesariamente constante. Puede sufrir cambios menores originados por la formación recibida por el terapeuta, transformaciones en las condiciones de trabajo u otros factores evolutivos (por ejemplo, circunstancias relacionadas con la vida personal del terapeuta) (Fernández-Álvarez et al., 2003). Dependiendo de su intensidad, estos cambios pueden causar transformaciones temporales o permanentes en el EPT (Fernández-Álvarez et al., 2003). Varios estudios han abordado la relación entre el EPT y otras variables relacionadas con el proceso terapéutico, es decir, las asociaciones entre el EPT y (i) el grado de experiencia y la orientación teórica del terapeuta (Castañeiras, García, Bianco Lo, Fernández-Álvarez, 2006), (ii) la alianza terapéutica y los resultados terapéuticos (Corbella y Botella, 2003, 2004; Soares, 2007) y (iii) el estilo de apego del terapeuta (Botella et al, 2008; Carvalho y Matos, 2008).

A pesar de la necesidad de un mayor desarrollo teórico de este concepto, estos estudios mostraron asociaciones significativas entre la operacionalización del constructo usando el EPT-C y las medidas de terapeuta, relación y resultados.

Desarrollo del cuestionario y validación inicial

Para evaluar el EPT, los autores construyeron un cuestionario de auto-informe (EPT-C) con cinco funciones terapéuticas dirigidas a definir el acto terapéutico, a saber: (a) instruccional (establecimiento del encuadre), (b) expresiva (comunicación emocional), (c) de compromiso (grado de compromiso), (d) atencional (recogida de información) y (e) operativa (implementación instrumental) (Fernández-Álvarez y García, 1998). El perfil del EPT se obtuvo de la combinación de las puntuaciones en una escala tipo Likert de 7 puntos sobre las cinco dimensiones mencionadas anteriormente. Aunque no existe una combinación ideal de estilo personal, esto no significa que todos los perfiles sean equivalentes (Fernández-Álvarez et al., 2003).

La construcción de la medida de auto-informe (EPT-C) y de la validación para evaluar el EPT se inició en 1998 (ver Fernández-Álvarez et al., 2003). Las propiedades psicométricas del instrumento se

evaluaron fundamentalmente en una muestra de 189 psicoterapeutas de diversas orientaciones teóricas. Para evaluar la validez factorial del instrumento, se llevó a cabo un análisis factorial de los componentes principales con rotación Varimax. La solución factorial final se componía de 36 ítems de un grupo inicial de 61. La composición factorial obtenida sugirió una adecuada validez teórica de las dimensiones, aunque las funciones atencional y operativa contribuían al mismo factor. Por lo tanto, la solución factorial final presentó cuatro factores en lugar de los cinco que se habían propuesto teóricamente. Los autores sugirieron que esta asociación podría explicarse por la fuerte conexión entre los fenómenos atencionales y las acciones (intervenciones) que el terapeuta pone en práctica más adelante. Sugirieron que las cinco funciones podrían ser incluidas en dos dominios: uno predominantemente cognitivo (compuesto por las funciones atencional y operativa) y otro predominantemente de motivación-atención (compuesto por el compromiso y las funciones expresivas). Se supone que la función instruccional es una combinación de ambos dominios. Sin embargo, los autores argumentan que es útil mantener esta diferenciación conceptual entre la función operativa y la atencional en vista de sus aplicaciones prácticas (Fernández-Álvarez et al., 2003). Además, el EPT-C mostró propiedades satisfactorias con respecto a su fiabilidad, en lo que se refiere a la consistencia interna y a la estabilidad en el tiempo. El alfa de Cronbach reportado fue de 0,80 para la función atencional, 0,76 para la función operativa, 0,75 para las funciones de compromiso y expresiva y 0,69 para la función instruccional.

Las propiedades psicométricas de la escala también fueron examinadas en un análisis preliminar realizado en la adaptación de la versión española del EPT-C al portugués de Brasil, pero sólo se indicó el alfa de Cronbach de las cinco funciones (Oliveira, Nunes, Fernández-Álvarez, y García, 2006). Las funciones expresiva e instruccional en esta muestra (N = 225 psicoterapeutas) revelaron bajos niveles de consistencia interna, con $\alpha = 0,52$ y $\alpha = 0,55$, respectivamente.

En 2008, un equipo argentino realizó un análisis factorial confirmatorio en una muestra de 461 terapeutas y propuso una versión abreviada de 21 ítems del EPT-C (Castañeiras et al., 2008). El estudio refuerza la estructura penta factorial del modelo, en representación de las cinco funciones subyacentes al EPT. El alfa de Cronbach reveló niveles aceptables de consistencia interna, desde 0,60 a 0,75. Los índices fueron coherentes en sugerir que el modelo hipotetizado representa un ajuste aceptable a los datos (CFI = 0,91, GFI = 0,93, IFI = 0,93, AGFI = 0,90). Las correlaciones entre los factores fueron positivas para las funciones atencional y operativa ($r = 0,75$, $p < 0,01$) y para las funciones expresiva y de compromiso ($r = 0,25$, $p < 0,01$), pero negativas

para las funciones de compromiso e instruccional ($r = -0,27, p < 0,01$).

En conclusión, en estudios previos sobre el EPT se han encontrado soluciones tanto de cuatro como de cinco factores, llamando la atención sobre la necesidad de comprobar la relevancia empírica de las funciones atencional y operativa. Dada la prometedora relevancia clínica y científica del concepto del estilo personal del terapeuta, es necesario no sólo desarrollar instrumentos de evaluación válidos y fiables, sino también poner a prueba las medidas existentes del componente “persona del terapeuta”, para así probar empíricamente las asociaciones entre las variables del terapeuta y de resultado. El propósito del presente estudio es analizar el ajuste de la estructura propuesta de 21 ítems del EPT-C versión breve (Castañeiras et al., 2008) dentro de una muestra de psicoterapeutas portugueses. En concreto, se utilizó el análisis factorial confirmatorio (AFC) para probar el ajuste del modelo de cinco factores.

Método

Participantes

Nuestra muestra incluyó a 384 terapeutas, 73 hombres y 311 mujeres, con una edad media de 33,3 años ($SD = 8,055$). Sus años de experiencia oscilaban entre 6 meses a 40 años, con una media de 7,8 años ($SD = 6,22$). Entre los profesionales que participaron había 358 psicólogos, 11 psiquiatras, 8 médicos y 7 profesionales que se consideraban a sí mismos psicoterapeutas, pero que no especificaron su título/formación o experiencia profesional.

Les pedimos a los terapeutas que caracterizaran el nivel en el que se identificaban con seis diferentes orientaciones teóricas (cognitivo-comportamental, constructivista, humanista/existencial, integrativa, psicoanalítica, sistémica y otras), de acuerdo a una escala Likert de cinco puntos (desde 1 – “no me identifico en absoluto” – a 5 – “me identifico completamente”). A los efectos del análisis descriptivo, se consideraron los participantes que respondieron con un 4 o un 5 (“Me identifico con esta orientación” y “Me identifico totalmente con esta orientación”, respectivamente) por tener una identificación teórica más destacada con la orientación elegida. Las distribuciones porcentuales de la orientación teórica más destacada que se reportaron fueron: 48,9% para la cognitivo-comportamental, 50,0% para la constructivista, 48,2% para la humanista/existencial y 38,8% para la terapia integrativa. Las distribuciones suman más de 100% porque los terapeutas podían elegir más de una orientación para identificar su práctica.

Medidas

La versión breve del Cuestionario del Estilo Personal del Terapeuta (EPT-C; Fernández-Álvarez et

al., 2003) es una medida de autoinforme diseñada para evaluar las cinco funciones terapéuticas que se postulan en la definición del constructo: instruccional, expresiva, de compromiso, atencional y operativa. Consta de 21 ítems valorados en una escala tipo Likert de 7 puntos que van de 1 (muy en desacuerdo) a 7 (muy de acuerdo). Se obtiene una puntuación para cada una de las funciones, que puede ser expresada como un perfil del EPT. Cada función terapéutica representa diferentes acciones terapéuticas y se caracteriza por dimensiones bipolares. De acuerdo con Fernández-Álvarez et al. (2003), las características principales de cada función son las siguientes:

Instruccional (3 ítems): “Los diversos comportamientos definidos por el terapeuta con el fin de establecer y regular el encuadre de la terapia. Establecimiento de regulaciones acerca de las tareas que se llevarán a cabo durante las sesiones, así como la definición de un sistema de normas y reglas que se mantendrán durante todo el tratamiento: a saber, horarios, tarifas, dónde serán las sesiones, formas de negociar los cambios y todas las demás acciones relacionadas con el contrato terapéutico” (p. 118). Ejemplos de ítems: “Nunca cambio la duración de una sesión, a menos que sea absolutamente necesario”.

Expresiva (5 ítems): “Las acciones llevadas a cabo por el terapeuta para garantizar una comunicación emocional con el paciente. El tema central explorado por esta dimensión es la distancia de comunicación que cada terapeuta prefiere establecer con sus pacientes. Se ve, por ejemplo, en la profundidad del intercambio emocional fomentado, en el nivel de tolerancia respecto a la exposición de sus propios estados de ánimo o en las reacciones de los pacientes” (p. 118). Ejemplos de ítems: “Los cambios reales tienen lugar en sesiones altamente emocionales”.

De compromiso (4 ítems): “El conjunto de comportamientos explícitos e implícitos relacionados con el compromiso del terapeuta hacia su tarea en general y, en particular, hacia sus pacientes. Incluye tanto la medida en que el terapeuta se siente involucrado con ellos como el lugar que el trabajo ocupa en el resto de su vida” (p.119). Ejemplos de ítems: “Pienso en los problemas de los pacientes incluso después de las sesiones”.

Atencional (4 ítems): Esta dimensión está relacionada con la forma en que los terapeutas utilizan su atención para obtener y recopilar la información necesaria para operar terapéuticamente (Castañeiras et al., 2008). “Las futuras intervenciones que promuevan cambios terapéuticos y el resultado del tratamiento dependen de eso. El terapeuta puede centrar su atención de acuerdo con el funcionamiento regular de esta función psicológica, ya sea haciendo hincapié en su capacidad receptiva de la información que el paciente da o tomando un pa-

pel más activo para obtener información específica” (Fernández-Álvarez et al., 2003, p.119). Para esta dimensión son básicos los actos de escuchar y preguntar (idem). Ejemplos de ítems: “Desde el comienzo de la sesión, dejo flotar a mi atención”.

Operativa (5 ítems): “Las acciones directamente relacionadas con intervenciones terapéuticas específicas. Se explora la forma en que cada terapeuta se prepara para causar un impacto en el paciente durante el curso de la terapia. No se debe confundir con las técnicas, a pesar de que está directamente relacionada con ellas. Ejemplos de esta función son el grado de influencia o de directividad con el que el terapeuta trabaja o su elección de procedimientos más planificados o más espontáneos” (p.119). Ejemplos de ítems: “Prefiero los tratamientos en los que todo está programado”.

Cada una de las funciones antes mencionadas opera de acuerdo a un continuo cuyos extremos son los siguientes:

- Instruccional: flexibilidad – rigidez
- Expresiva: distancia – cercanía
- Compromiso: menor grado – mayor grado
- Atencional: con foco amplio – con foco estrecho
- Operativa: espontánea - planificada.

Versión portuguesa del EPT-C

Tres investigadores sociales bilingües tradujeron el EPT-C del original en español al portugués. Cada ítem de la versión en español fue traducido al portugués de forma independiente. Estas tres versiones fueron analizadas y comparadas por el equipo de investigación EPT-C portugués. Después de haber acordado una traducción final, le pedimos a un profesional independiente, no familiarizado con el EPT, que llevara a cabo una traducción inversa de los ítems del portugués al español. Por último, comparamos la versión original con la traducción inversa e hicimos algunos cambios para mejorar el texto portugués. Además, comparamos nuestra versión en portugués con la versión en portugués de Brasil (Oliveira et al., 2006). La versión final surgió después de un debate oral entre 10 psicoterapeutas de diferentes orígenes teóricos y profesionales y grados de experiencia. Este método nos ha permitido tener en cuenta las posibles interpretaciones de los ítems, específicamente en términos del acto psicoterapéutico. Los ítems que se consideraban ambiguos y difíciles de entender fueron analizados y discutidos, centrándose en sus fundamentos teóricos.

Procedimiento

Se utilizaron dos métodos diferentes para obtener la muestra. En primer lugar, se estableció con-

tacto con varias sociedades de psicoterapia portuguesas y asociaciones de diferentes orientaciones teóricas, hospitales, facultades, grupos de supervisión e instalaciones de capacitación en psicoterapia con el fin de anunciar el estudio y hacer un llamamiento a la participación. A continuación, contactamos a aquellos que accedieron a colaborar en el estudio. Se administró un número de cuestionarios *in loco* y en sesiones de grupo, mientras que otros fueron entregados en centros de formación formal, utilizando un sobre con destinatario y franqueo pagado. Del total de 512 cuestionarios entregados, 55,01% fueron devueltos. En un segundo intento de reunir una muestra más amplia, se utilizó la técnica de muestreo de bola de nieve: el cuestionario se colocó *online* y se enviaron correos electrónicos con el enlace a psicólogos y psiquiatras de todo el país. Les pedimos que completaran el cuestionario y luego reenviaran el mensaje a otros colegas. Las técnicas de evaluación basadas en la *web* produjeron 154 (40,1%) cuestionarios, mientras que los métodos tradicionales basados en papel dieron 230 (59,9%). Los datos fueron recogidos durante un período de seis meses de mayo a noviembre de 2008. El cuestionario fue anónimo y se aseguró a los participantes que los datos serían confidenciales y tratados solo con fines de investigación científica.

Resultados

Análisis estadísticos

Se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC, EQS versión 6.1 para Windows, Bentler, 2005) con el fin de determinar la bondad de ajuste del modelo de cinco factores a los datos de la muestra portuguesa. Para el pre-análisis de los datos se incluyó la eliminación por orden de lista* para cualquier dato faltante y el análisis de la distribución de la normalidad a través de la estimación del coeficiente normalizado de Mardia (se asume que la normalidad está dentro del intervalo de -3 a 3). Los datos revelaron una sustancial curtosis multivariante y los coeficientes normalizados de Mardia superaron este rango (coeficiente de Mardia = 45,16; estimación normalizada = 14,38). Por lo tanto, con el fin de reducir la influencia de la no-normalidad, se utilizaron estadísticas sólidas (RMSEA** y CFI***) siempre que fue posible. Los modelos presentados en este estudio se obtuvieron mediante la estimación de máxima verosimilitud (EMV). La EMV es considerada por varios autores como más sensible a errores de especificación del modelo (Olsson, Troye y Howell, 1999). Las cinco funciones terapéuticas del EPT-C se especificaron como variables latentes (variables no observadas) y los ítems correspondientes a cada una

(*) NT: listwise deletion

(**) Root Mean Square Error of Approximation

(***) Confirmatory Fit Index

de las funciones como variables medidas (variables observadas, ítems). Cada ítem se trabajó de modo de ser cargado en un solo factor y se les permitió a los factores correlacionarse entre sí. Además, se estimaron los coeficientes de regresión estandarizada entre las variables latentes y los ítems, así como el error de medición asociado a cada elemento. Con el fin evaluar errores de especificación del modelo e identificar los parámetros que contribuirían a un descenso significativo en el chi-cuadrado (χ^2) si se estimaban libremente en análisis posteriores EQS (Byrne, 1994), también se llevó a cabo la Prueba Múltiple de Lagrange (*LM Test*).

Se generó una serie de índices de ajuste para proporcionar una indicación global de ajuste. En primer lugar, se evaluó el ajuste del modelo usando las estadísticas χ^2 para probar el ajuste entre la covarianza de la muestra de la matriz y la matriz que implica el modelo. Un alto valor de χ^2 y un resultado estadísticamente significativo indicarían un mal ajuste, teniendo en cuenta que una proporción sustancial de la varianza en los datos no es explicada por el modelo. Sin embargo, dado que las estadísticas χ^2 son muy sensibles al tamaño de la muestra (Hu y Bentler, 1995), se consideraron tres índices de ajuste adicionales: la raíz cuadrada del residual estandarizado medio (SRMR), la raíz cuadrada del error medio robusto de aproximación (RMSEA) y el índice de ajuste comparativo robusto (TFI). El SRMR es el promedio de los residuales estandarizados entre los elementos de la matriz de covarianza y los de la matriz de covarianza implícita en el modelo (Jöreskog y Sörbom, 1996). El RMSEA es una medida de ajuste entre la matriz de covarianza real y el modelo implicado en la matriz de covarianza ajustada a la complejidad del modelo (Browne y Cudeck de 1993, Kahn, 2006). Valores por debajo de 0,08 y 0,06 indican un ajuste del modelo aceptable para SRMR y RMSEA, respectivamente (Hu y Bentler, 1998). El CFI es considerado un índice de ajuste incremental (Hu y Bentler, 1995, 1999) y se deriva de las comparaciones entre el modelo hipotetizado y el de la independencia. Hu y Bentler (1999) sugirieron que para que los valores CFI indiquen un ajuste adecuado del modelo deben exceder 0,95. Sin embargo, Byrne, Baron, Larsson y Melin (1995) consideraron valores CFI > 0,90 como indicadores razonables de ajuste aceptable del modelo. Estos tres índices (SRMR, RMSEA y CFI) se encuentran entre los recomendados por Hu y Bentler (1999), ya que resultan en bajas tasas de error de tipo II (Kahn, 2006).

También informaremos sobre los valores del criterio de información de Akaike (AIC, 1978) para el modelo de cinco factores evaluado y para el modelo alternativo propuesto. Esta técnica ha sido cada vez más popular en la comparación de modelos, ya que parece tener varias ventajas en comparación con las pruebas de significación tradicionales (Dayton, 2003). Permite que los modelos con diferente

número de variables latentes se comparen, en lugar de solo los modelos anidados con las mismas variables latentes pero menos flechas (Garson, 2009). De acuerdo a Dayton (2003), el modelo *minimum* (AIC) es considerado el modelo preferido, ya que tiene la menor pérdida esperada de precisión relativa a modelos verdaderos pero desconocidos.

Análisis factorial confirmatorio (AFC)

Los índices de ajuste producidos por el AFC en la versión breve original (Castañeiras et al., 2008) para los datos de Portugal (Modelo 1) fueron: χ^2 (210) = 1548,07, $p < 0,001$; $\chi^2/df = 7,38$; CFI = 0,87; RMSEA = 0,049 (90% CI = 0,048 – 0,064); SRMR = 0,06; AIC = 19,47. El RMSEA y el SRMR mostraron índices de ajuste aceptables pero el índice no alcanzó un nivel aceptable. El valor χ^2 fue significativo, aunque era un resultado esperable debido a la complejidad del modelo.

Con el fin de lograr un mejor factor de ajuste, se re-estimó el modelo después de analizar los datos relativos a errores de especificación del modelo y las cargas factoriales estandarizadas. De acuerdo con la propuesta de Brown (2006) para eliminar malos indicadores de los modelos, se decidió suprimir el ítem 33 (“Puedo prestar atención por completo a todo lo que ocurre durante las sesiones”) teniendo en cuenta su bajo valor de carga factorial ($\lambda = 0,13$). Además, utilizando criterios estáticos (*LM Test*) y sustantivos, se correlacionaron los errores relativos a los ítems 1 y 22. Las aproximaciones léxicas de los elementos, a saber, el uso de la expresión “directivo”, podía dar lugar a una posible agregación semántica. El modelo 2 se puso a prueba a fin de comparar su estructura con la del modelo 1. La figura 1 presenta cargas factoriales e inter-correlaciones entre factores para el modelo re-estimado (modelo 2). La Tabla 1 presenta las cargas factoriales, medias y desviaciones estándar para los ítems del modelo 2. Los índices de ajuste para este modelo re-estimado fueron χ^2 (190) = 1501,8, $p < 0,001$; $\chi^2/df = 7,90$; CFI = 0,90; RMSEA = 0,045 (90% CI = 0,035 - 0,053); SRMR = 0,06; AIC = -9,00. Los resultados indicaron que el modelo 2 produjo un mejor ajuste que el modelo 1, específicamente en lo que concernía al CFI, ya que se acercó a un nivel aceptable para un buen modelo que ajuste. Además, el valor del criterio de información de Akaike (1978 para el modelo 2 (AIC = -9,00) fue menor que para el Modelo 1 (AIC = 19,47), lo que apoyó aún más al modelo 2. Nótese, sin embargo, que la magnitud de las cargas factoriales estandarizadas es muy diversa entre cada factor latente: van desde 0,27 a 0,79. Como se muestra en la tabla 1, los ítems 15 y 28 de la función expresiva, el ítem 36 de la función atencional y el ítem 21 de la función de compromiso tienen las cargas factoriales estandarizadas más bajas, lo que implica un mejor ajuste.

Consistencia interna

A fin de evaluar la consistencia interna de los cinco factores estudiados, se calculó el alfa de Cronbach y la correlación media inter-ítems (MIC), ya que las escalas del EPT-C tienen solo cinco puntos o menos. Briggs y Cheek (1986) consideran que la correlación media inter-ítems es una medida más clara de la homogeneidad de los ítems, porque no está influenciada por la longitud de la escala y, por lo tanto, difiere de una estimación de fiabilidad. Los resultados del alfa de Cronbach oscilaron entre 0,45 y 0,74, pero teniendo en cuenta las puntuaciones de la correlación media inter-ítems se puede considerar que todos los factores han alcanzado un nivel óptimo de homogeneidad, ya que los valores están entre 0,2 y 0,4 (Briggs y Cheek, 1986).

Se presentan en la tabla 2 los índices de consistencia interna y las inter-correlaciones factoriales. Como se puede observar, las tendencias de correlación son las esperadas.

Asociaciones entre el EPT y variables demográficas y profesionales

Se realizaron análisis jerárquicos de regresión múltiple con el fin de investigar la contribución

de dos variables demográficas (sexo y edad) y la información profesional psicoterapéutica (orientación teórica) en las cinco dimensiones del EPT de la muestra total (Tabla 3). La relación participante-a-predicador fue adecuada para el análisis de regresión múltiple, ya que superó el valor de corte propuesto por Howell (1997) de al menos 10 participantes por predicador. La proporción de la variación en las funciones EPT explicada por los predictores se informó con el r^2 múltiple para el modelo inicial y con el cambio en r^2 (Δr^2) para el paso subsiguiente. La contribución de cada variable independiente (predicador) se informó por medio de los valores del coeficiente de regresión (β), betas estandarizadas (B) y error beta estandarizado (SE B). Todas las variables predictoras revelaron valores de tolerancia por encima de 0,20, lo que excluye multicolinealidad (Menard, 1995, citado en Field, 2005). Se calcularon cinco análisis jerárquicos de regresión múltiple. Las puntuaciones totales de las cinco funciones del EPT-C se consideraron como variables dependientes. En lo que concierne a las variables independientes, se introdujo en el primer bloque la información demográfica (sexo y edad), para así controlar los efectos sobre las variables de la información profesional psicoterapéutica añadida en el segundo bloque (años de experiencia (AE) y orientación teórica).

Tabla 1. Cargas factoriales estandarizadas, promedios y desviaciones estandarizadas

ITEM	CARGA FACTORIAL	P.	D.E.
ATENCIONAL			
1 ^a – Tiendo a ser abierto/a y receptivo/a más que cerrado/a y restrictivo/a.	0,50	2,82	1,21
18 ^a – Me gusta sorprenderme con lo que cada paciente trae a la sesión sin tener nociones preconcebidas.	0,55	2,71	1,28
36 ^a – Desde el comienzo de la sesión, dejo flotar a mi atención.	0,35	3,56	1,58
OPERATIVA			
3 – Como terapeuta, prefiero indicarles a los pacientes qué deberían hacer en cada sesión.	0,62	2,75	1,35
10 ^a – Valoro poco los tratamientos cortos.	0,48	4,32	1,40
22 – Mi intervención es mayormente directiva.	0,55	2,89	1,42
25 – Puedo planear un tratamiento entero desde el mismo comienzo.	0,57	3,15	1,56
31 – Prefiero los tratamientos en los que todo está programado.	0,83	2,45	1,31
COMPROMISO			
13 ^a – No pienso en los pacientes fuera de las sesiones.	0,68	3,88	1,63
21 ^a – Lo que pase con mis pacientes tiene poca influencia en mi propia vida.	0,37	3,99	1,42
23 – Pienso bastante en mi trabajo, incluso en mi tiempo libre.	0,64	3,95	1,56
34 – Pienso en los problemas de mis pacientes, incluso después de las sesiones.	0,81	3,88	1,55
EXPRESIVA			
6 – Las emociones que el paciente suscita en mí son claves en el curso del tratamiento.	0,48	4,42	1,54
11 – Expresar las emociones es una herramienta ponderosa que lleva a realizar cambios.	0,53	4,48	1,50
15 – Los cambios reales tienen lugar en sesiones altamente emocionales.	0,32	4,35	1,36
28 – Si algo me molesta durante una sesión, puedo expresarlo.	0,27	3,08	1,46
29 – La cercanía emocional con los pacientes es esencial para lograr cambio terapéutico.	0,60	3,56	1,60
INSTRUCTIONAL			
9 – Tiendo a requerir un estricto cumplimiento de los horarios.	0,44	3,77	1,71
27 – Nunca cambio la duración de una sesión, a menos que sea absolutamente necesario.	0,52	3,56	1,85
35 ^a – Soy bastante flexible con los horarios.	0,79	4,42	1,60

^a Ítems con puntuaciones inversas.

Figura 1. AFC en el modelo de 5 factores, cargas factoriales e inter-correlaciones entre factores

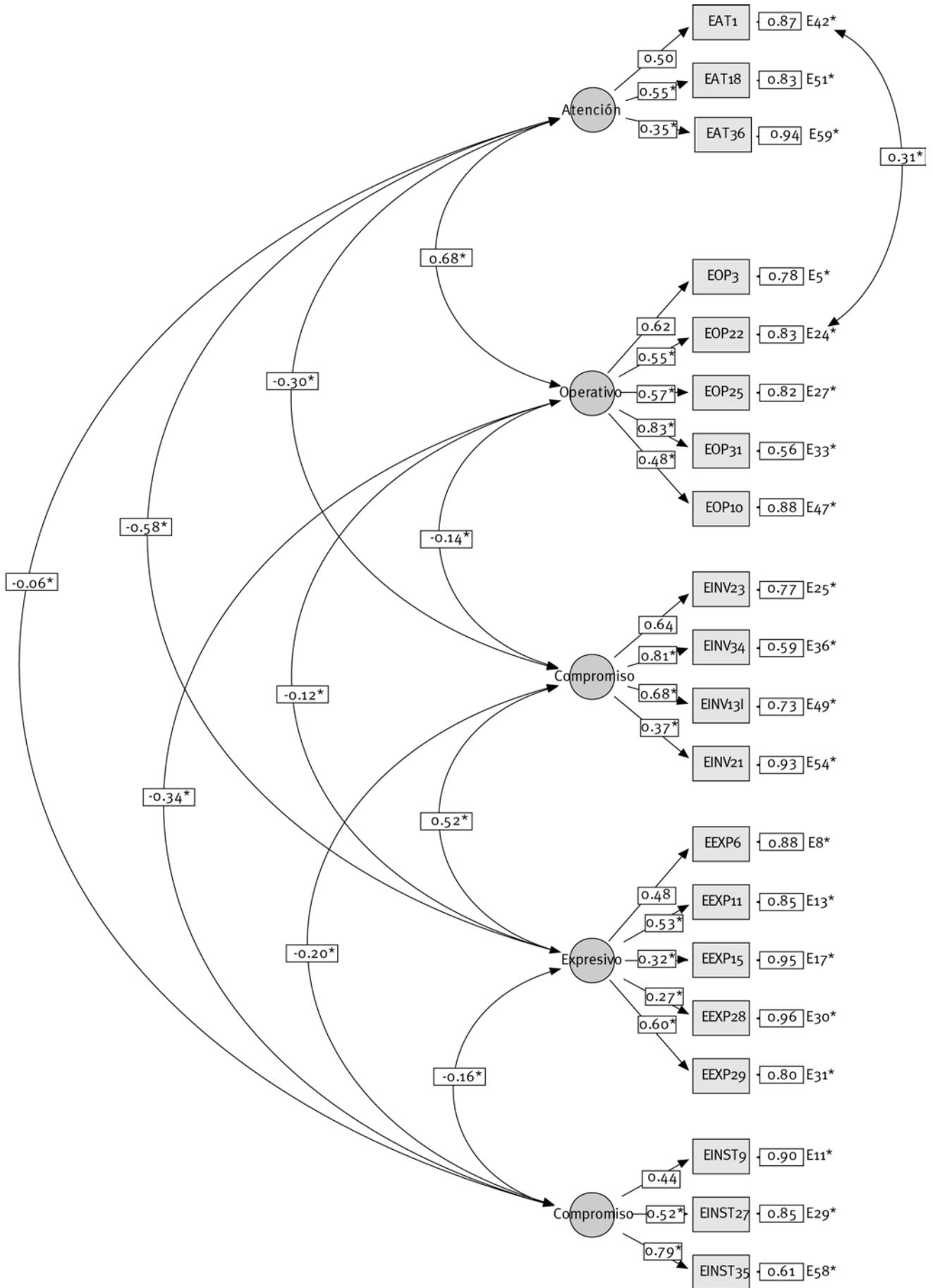


Tabla 2. Índices de consistencia interna e inter-correlaciones entre factores

ÍNDICES DE CONSISTENCIA INTERNA				INTER-CORRELACIONES ENTRE FACTORES					
FACTORES	FUNCIÓNES DEL EPT	ALFA DE CRONBACH	PCI	FACTOR I	FACTOR II	FACTOR III	FACTOR IV	FACTOR V	
I	Atencional	0,45	0,22	-					
II	Operativa	0,74	0,37	0,68**	-	-			
III	Compromiso	0,72	0,38	-0,30**	-0,14*	-			
IV	Expresiva	0,55	0,20	-0,58**	-0,12	0,52**	-		
V	Instruccional	0,62	0,35	-0,06	-0,34**	-0,20*	-0,16	-	

PCI- Promedio de Correlaciones Inter-ítem.

*La correlación es significativa en el nivel 0,05 (de 2 colas).

** La correlación es significativa en el nivel 0,001 level (de 2 colas).

Tabla 3. Análisis jerárquicos de regresión múltiple que predicen las funciones operativa, de compromiso e instruccional

	OPERATIVA			COMPROMISO			INSTRUCCIONAL		
	B	SE B	β	B	SE B	β	B	SE B	β
Bloque 1									
Constante	3,85	0,37							
Sexo									
Edad	-0,02	0,01	-0,15*	-0,02	0,01	-0,12*	0,04	0,01	0,23**
Bloque 2									
Constante	2,78	0,47							
Sexo									
Edad									
Años de experiencia									
C-C	0,35	0,04	0,46**						
CONS	0,13	0,05	0,16*						
HUM	-0,13	0,04	-0,15*				-0,13	0,06	-0,11*
INT									
PSI	-0,10	0,04	-0,14*				0,24	0,06	0,26**
SIST									
r ²	0,02*			0,02*			0,06**		
r ² Δ	0,40**			0,03*			0,15**		

Sex (0- male, 1- female); YE- Years of experience, Theoretical orientation BH-CG- Behavioral cognitive; CONS- Constructivist; HUM- Humanistic; INT- Integrative; PSY- Psychoanalytical; SYS-Systemic; r²- R square computed for the first step; r² Δ - change in the R square computed for the second step. *Correlation is significant at the .05 level (2-tailed); **Correlation is significant at the .001 level (2-tailed)

Las funciones atencional (Modelo 1 [F (2,319) = 1,33, p = 0,27]; Modelo 2 [F (9, 319) = 0,98, p = 0,45]) y expresiva (Modelo 1 [F (2,318) = 0,99, p = 0,37]; Modelo 2 [F (9,311) = 1,63, p = 0,11]) no fueron predichas de manera significativa por ninguno de los modelos. En cambio, las funciones operativa (Modelo 1 [r² = 0,02; F (2,316) = 3,47, p < 0,05]; Modelo 2 [Δ r² = 0,40; F (9, 309) = 22,44, p < 0,001]), de compromiso (Modelo 1 [r² = 0,02; F (2,315) = 3,55, p < 0,05]; Modelo 2 [Δ r² = 0,03; F (9,308) = 1,97, p < 0,05]) e instruccional (Modelo 1 [r² = 0,06; F (2,313) = 10,39, p < 0,001]; Modelo 2 [Δ r² = 0,15; F (9,306) = 9,19, p < 0,001]) fueron predichas de manera significativa en ambos modelos.

A diferencia de la variable del sexo, la edad predijo de manera significativa las funciones operativa

(β = -0,15, p < 0,05), de compromiso (β = -0,12, p < 0,05) e instruccional (β = 0,23, p < 0,05) cuando se computó el primer bloque. No obstante, cuando se añadió el segundo bloque al modelo, la edad dejó de ser significativa para las tres funciones.

La orientación teórica humanista predijo de manera negativa las funciones operativa (β = -0,15, p < 0,05) e instruccional (β = -0,11, p < 0,05). La orientación teórica psicoanalítica también predijo negativamente la función operativa (β = -0,14, p < 0,05) y positivamente la función instruccional. Además, la función operativa fue predicha positivamente por las orientaciones cognitivo-comportamental (β = 0,46, p < 0,001) y constructivista (β = 0,16, p < 0,05).

En síntesis, el segundo modelo, que contenía todos los predictores, explicó una cantidad moderada

de variación en la función operativa (40,0%) y una pequeña cantidad de variación en las funciones de compromiso (3,0%) e instruccional (15,0%).

Discusión

El objetivo principal de este estudio fue usar técnicas de análisis factorial confirmatorio para explorar el ajuste del modelo de la versión breve de 5 factores del Cuestionario del Estilo Personal del Terapeuta. Utilizando una muestra de 384 terapeutas portuguesas, solo hemos encontrado evidencia parcial que apoya el ajuste del modelo de 5 factores con la versión breve de 21 ítems, ya que el CFI dio por debajo de los valores críticos. Los resultados obtenidos no son sorprendentes dada la complejidad del modelo. Como sabemos, mientras que χ^2 es sensible al tamaño de la muestra, el número de ítems por factor y el número de factores en el modelo afectan a la mayoría de los índices de bondad de ajuste, de lo que el RMSEA constituye la única excepción (Cheung y Rensvold de 2002).

Con el fin de volver a especificar el modelo y encontrar una solución de mejor ajuste para los datos portugueses, se re-estimó el modelo después de analizar la información relativa a errores de especificación del modelo y cargas factoriales estandarizadas. La supresión del punto 33 y la introducción de una correlación entre los errores (ítems 1 y 22) resultaron en un mejor ajuste en términos de CFI. Sin embargo, cabe señalar que, aunque ha mejorado, el modelo todavía presenta algunas limitaciones que deben tenerse en cuenta para un mayor desarrollo del instrumento. Las cargas factoriales estandarizadas sugieren que algunos ítems pueden ser mejorados con el fin de contribuir mejor a la explicación de la variable latente. Además, si bien las correlaciones inter-ítems sugirieron que todos los factores habían alcanzado un nivel óptimo de homogeneidad (Briggs y Cheek, 1986), tenemos que reconocer que algunos problemas de consistencia interna pueden persistir, a la luz de los resultados de este estudio y de estudios previos que utilizan el alfa de Cronbach. La función expresiva puede estar capturando diferentes aspectos que probablemente estén relacionados con diferentes variables latentes. Se podría argumentar que una cuestión es la importancia que los terapeutas atribuyen a la expresividad emocional de sus pacientes en el encuadre terapéutico (por ejemplo, ítem 15: "Los cambios reales tienen lugar en sesiones altamente emocionales"), mientras que otra cuestión es la importancia atribuida a la auto-revelación emocional del terapeuta (por ejemplo, ítem 28: "Si algo me preocupa durante una sesión, lo puedo expresar"). Este resultado podría indicar posibles caminos para la mejora de la función expresiva, es decir, en lo que se refiere a la diferenciación de la expresividad emocional del terapeuta y la del paciente. Los bajos valores del alfa de Cronbach

obtenidos para la función atencional pueden ser el resultado del número reducido de ítems que componen esta función.

En lo que concierne a la correlación entre los factores, se observaron valores y tendencias similares entre las funciones atencional y operativa, y entre la instruccional y de compromiso, al igual que en estudios anteriores (Castañeiras et al, 2008; Fernández-Álvarez et al, 2003). Además, hemos encontrado niveles más altos de correlación entre las funciones expresiva y de compromiso en comparación al estudio de Castañeiras et al. (2008) y una correlación negativa significativa entre las funciones atencional y expresiva evidenciada sólo en el presente estudio. Se podría argumentar que los psicoterapeutas portugueses tienden a asociar con mayor claridad la importancia de la expresividad emocional en el encuadre psicoterapéutico (función expresiva) con su propio compromiso y su compromiso como psicoterapeutas (función de compromiso). En otro sentido, y de nuevo hipotéticamente, este resultado podría sugerir que los psicoterapeutas portugueses atribuyen una relación más estrecha entre procesos atencionales con foco amplio o estrecho y una mayor disponibilidad para la expresividad emocional en el encuadre psicoterapéutico.

El análisis jerárquico de regresión de las variables demográficas y profesionales psicoterapéuticas en las funciones del EPT arrojó resultados interesantes y apuntaron a dos temas importantes merecedores de reflexión para el desarrollo futuro de estas escalas.

En primer lugar, las variables dependientes de las funciones atencional y expresiva no fueron dichas de manera significativa por ninguno de los modelos. Por lo tanto, a diferencia del estudio realizado por Castañeiras et al. (2008), las funciones atencional y expresiva de la versión portuguesa breve del EPT-C no se asociaron con otras variables del terapeuta (demográficas o profesionales). Teniendo en cuenta los problemas estadísticos que subyacen a estas funciones, es decir, los bajos niveles de consistencia interna en relación con el alfa de Cronbach, es evidente que no se pueden atribuir las diferencias encontradas en el presente estudio a las muestras objeto de análisis. De tal modo, este resultado podría sugerir diferencias de muestreo entre los estudios argentinos (Castañeiras et al., 2008) y portugueses o indicar problemas estructurales de estas funciones en lo que concierne a su propia capacidad para detectar diferencias entre los terapeutas.

En segundo lugar, en el primer modelo, la edad fue un factor predictivo negativo para las funciones operativa y de compromiso y un predictor positivo para la función instruccional. Sin embargo, cuando se añadieron las orientaciones teóricas al modelo, esta asociación ya no fue significativa.

Aunque el segundo bloque fue significativo para las funciones operativa, de compromiso e instruc-

cional, en lo que se refiere a la función de compromiso ninguna de las variables agregadas en el segundo bloque alcanzó ningún nivel de significación. Con respecto a la función operativa, por una parte, los terapeutas cognitivo-comportamentales y constructivistas tienden a asociarse con procedimientos más planificados que espontáneos. Por otra parte, las orientaciones teóricas humanista y psicoanalítica parecen estar más asociadas con una actitud más espontánea hacia las acciones subyacentes a la función operativa. Este resultado parece apoyar las conclusiones de Castañeiras et al. (2008) en lo que se refiere a las diferencias entre la orientación teórica observada en la función operativa. En cuanto a la función instruccional, aunque la cantidad total de variación explicada por los modelos es menor, las orientaciones humanista y psicoanalítica parecen estar diferencialmente asociadas con esta función. La orientación teórica humanista parece estar asociada a una representación más flexible de la importancia que se atribuye al cumplimiento de las normas que regulan el encuadre terapéutico. Por el contrario, la orientación teórica psicoanalítica parece estar más asociada a una postura menos flexible y más rígida hacia la importancia atribuida a las tareas y normas establecidas dentro del encuadre terapéutico. Esta asociación no se encontró en el estudio de Castañeiras et al. (2008). Sin embargo, estos resultados son consistentes con las especificidades que caracterizan a los enfoques teóricos analizados. Además, estos resultados apoyan la capacidad de discriminación de las funciones operativa e instruccional para capturar las diferentes características de la práctica terapéutica, es decir, aquellas causadas por la orientación teórica.

En resumen, las orientaciones teóricas parecen jugar un papel importante en la definición de las funciones específicas del estilo personal del terapeuta, a saber, en lo que se refiere a la función operativa e instruccional. Sin embargo, como se dijo anteriormente, no se puede afirmar claramente que las funciones atencional y expresiva sean más resistentes a cambios causados por la orientación teórica del terapeuta.

Debido a los problemas subyacentes a la validez de constructo de la escala y en un esfuerzo para comprender mejor y más completamente los resultados diferenciales entre los estudios psicométricos del EPT-C, pensamos que valdría la pena para articular (a) una metodología cuantitativa a través de un análisis factorial confirmatorio multigrupo* entre las diferentes culturas (por ejemplo, las muestras argentina, brasileña y portuguesa) con el fin de analizar si las diferencias encontradas podrían atribuirse a las características específicas de la muestra o a sesgos del método y de los ítems, tales como problemas de traducción y (b) metodología cualitativa a través del debate oral de los ítems con una muestra

mayor de psicoterapeutas de diferentes orígenes teóricos y culturales para evaluar la validez de los ítems, ya que esto podría ayudarnos a entender los posibles efectos interculturales en la interpretación de los mismos.

Tenemos que reconocer por lo menos dos limitaciones del presente estudio. En primer lugar, aunque se ha tratado tanto la validez factorial como la consistencia interna, no se han recogido datos para evaluar la fiabilidad *test-retest* de la escala. Los estudios longitudinales asumen la importancia fundamental de abordar las cuestiones relativas a la estabilidad del EPT-C a través de diferentes encuadres y estados de ánimo de los pacientes y los psicoterapeutas. Solo a través de un estudio longitudinal podríamos recopilar información sobre la operacionalización del constructo EPT como un rasgo de la personalidad del psicoterapeuta. Además, consideramos que un diseño óptimo debería abordar lo que Teyber y McClure (2000, cit. en Beutler et al., 2004) llaman la perspectiva ATI (actitud por la interacción del tratamiento), que considera a los pacientes, las influencias de intervención y el ajuste entre ellos cuando se estudian los factores del terapeuta. La inclusión de datos de pacientes y observadores podría ayudarnos a entender más claramente los factores que subyacen al desarrollo del estilo personal del psicoterapeuta.

La segunda limitación de este estudio se refiere a uno de los métodos utilizados para la recogida de la muestra, a saber, la encuesta en línea (*online*), que representa el 40,1% de la muestra. Este método presenta varias ventajas en comparación con los métodos *offline*, tales como el acceso a una población mayor (que permite una mayor validez externa y la posibilidad de generalizar fácilmente los resultados obtenidos), costos más bajos de experimentación, así como el hecho de que la participación sea totalmente voluntaria, lo que por lo general mejora la motivación de los encuestados (Rivas, Teruel y Anolli, 2009). Sin embargo, también hay que señalar varias desventajas, como la incapacidad para controlar la muestra, lo que implica que el investigador no puede estar seguro de la información recogida, así como el sesgo de la muestra, ya que los individuos que participan en los experimentos en línea se auto-seleccionan y de ninguna manera constituyen representantes al azar de la población en general (Rivas et al., 2009).

Para concluir, consideramos que aunque la versión breve del EPT-C puede enriquecerse con estudios adicionales que contribuyan a una mejora de la escala, el EPT-C es una escala prometedora que puede ayudarnos a entender mejor la manera personal del terapeuta de conducir la terapia como un factor no desdeñable en la investigación en psicoterapia.

(*) De acuerdo con French y Finch (2008), el análisis factorial confirmatorio multigrupo (MCFCA) es un método común para examinar la invariancia factorial. El MCFCA permite probar una teoría de estructura latente a priori entre grupos (Alwin y Jackson, 1981) o en el tiempo (Golembiewski, Billingsley y Yeager, 1976), lo que permite comparaciones de rasgos de factores específicos de los modelos.

BIBLIOGRAFÍA

- Akaike, H. (1978). A Bayesian analysis of the minimum AIC procedure. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 30, 9-14.
- Alwin, D. F., & Jackson, D. J. (1981). Applications of simultaneous factor analysis to issues of factorial invariance. In D. Jackson & E. Borgatta (Eds.), *Factor analysis and measurement in sociological research: A multi-dimensional perspective* (pp. 249-279). Beverly Hills, CA: Sage.
- Bentler, P.M. (2005). *EQS 6 Structural Equations Program Manual*. Encino, CA: Multivariate Software (www.mvsoft.com).
- Beutler, L.E., Malik, M., Alimohamed, S., Harwood, T.M., Talebi, H., Noble, S., & Wong, E. (2004). *Therapist variables*. In M. J. Lambert (Ed.), *Bergin and Garfield's handbook of psychotherapy and behavior change* (5th ed.) (pp. 227-306). New York: Wiley.
- Botella, L, Saúl, L. A., Corbella, S., Fernández-Álvarez, H. García, F., & Morena, F. (2008, June). Attachment style and personal style of therapist. Paper presented at 39th Annual Meeting of Society for Psychotherapy Research, Barcelona, Spain.
- Byrne, B. (1994). *Structural equation modeling with EQS and EQS/Windows: Basic concepts, applications, and programming*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Byrne, B., Baron, P., Larsson, B., & Melin, L (1995). The Beck Depression Inventory: Testing and cross-validating a second-order factorial structure for Swedish nonclinical adolescents. *Behavior Research and Therapy*, 33, 345-356.
- Brown, T.A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guildford Press.
- Briggs, S. R., & Cheek, J. M. (1986). The role of factor analysis in the development and evaluation of personality scales. *Journal of Personality*, 54, 106-148.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp.136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Carvalho, H. & Matos, P. M. (2008, June). Being a psychotherapist: Contributions of personal history on clinical practices. Paper presented at the 39th Annual Meeting of the Society for Psychotherapy Research, Barcelona, Spain.
- Castañeiras, C., Garcia, F., Lo Bianco, J., & Fernández-Álvarez, H. (2006). Modulating effect of experience and theoretical-technical orientation on the personal style of the therapist. *Psychotherapy Research*, 16, 595-603.
- Castañeiras, C., Ledesma, R., Garcia, F., & Fernández-Álvarez, H. (2008). Evaluación del estilo personal del terapeuta: Presentación de una versión abreviada del Cuestionario EPT-C [Evaluation of the therapist's personal style: Presentation of a brief version of the PST-Q Questionnaire]. *Terapia Psicológica*, 26, 5-13.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9, 233-255.
- Corbella, S., & Botella, L. (2003). La alianza terapéutica: Historia, investigación y evaluación [The therapeutic alliance: History, research and assessment]. *Anales de Psicología*, 19, 205-221.
- Corbella, S., & Botella, L. (2004). *Investigación en psicoterapia: Proceso, resultado, y factores comunes* [Research in psychotherapy: Process, outcome, and common factors]. Madrid: Vision Net.
- Dayton, C. M. (2003). Model comparisons using information measures. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 2, 281-292.
- Fernández-Álvarez, H., Garcia, F., & Sherb, E. (1998). The research program at AIGLE. *Journal of Clinical Psychology*, 54, 343-359.
- Fernández-Álvarez, H., & García, F. (1998). El estilo personal del terapeuta: Inventario para su evaluación [The personal style of the therapist: An assessment inventory]. In S. Gril, A. Ibáñez, I. Mosca & P. L. R. Sousa (Eds.), *Investigación en psicoterapia* (pp. 76-84). Pelotas, Brazil: Educat.
- Fernandez-Álvarez, H., Garcia, F., LoBianco, J., & Corbella, S. (2003). Assessment Questionnaire on the Personal Style of the Therapist PST-Q. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 10, 116-125.
- Field, A. (2005). *Discovering statistics using SPSS (2nd Ed.)*. London: Sage Publications.
- French, B. F., & Finch, W. H. (2008). Multigroup confirmatory factor analysis: Locating the invariant referent sets. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 15, 96-113.
- Garfield, S. L. (2006). The therapist as neglected variable in psychotherapy research. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 4, 40-43.
- Garson, G. D. (2009) *Structural Equation Modeling*. Retrieved December 6, 2009, from <http://www2.chass.ncsu.edu/garson/pa765/structur.htm>.
- Golembiewski, R. T., Billingsley, K., & Yeager, S. (1976). Measuring change and persistence in human affairs:

- Types of change generated by OD designs. *Journal of Applied Behavioral Science*, 12, 133-157.
- Howell, D. C. (1997). *Statistical methods for psychology*. Belmont: Duxbury Press.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp.76-99). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424-453.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). *LISREL 8: User's reference guide*. Chicago: Scientific Software International.
- Kahn, J. H. (2006). *Factor analysis in counseling psychology research, training, and practice: Principles, advances and applications*. *The Counseling Psychologist*, 34, 684-718.
- Luborsky, L., McLellan, A. T., Woody, G. E., O'Brien, C. P., & Auerbach, A. (1985). Therapist success and its determinants. *Archives of General Psychiatry*, 42, 602-611.
- Norcross, J. D. (Ed.). (2002). *Psychotherapy relationships that work*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Oliveira, M. S., Nunes, M. L. T., Fernández-Álvarez, H., & Garcia, F. (2006). Estilo pessoal do terapeuta: Dados preliminares da versão brasileira do EPT-Q [The personal style of the therapist: Preliminary data on the Brazilian PST-Q version]. *Psico*, 37, 241-247.
- Olsson, U. H., Troye, S. V., & Howell, R. D. (1999). Theoretic fit and empirical: The performance of maximum likelihood versus generalized least squares estimation in structural equation models. *Multivariate Behavioral Research*, 34, 31-58.
- Orlinsky, D.E., & Rønnestad, M. H. (2005). *How psychotherapists develop: A study of therapeutic work and professional growth*. Washington D.C: APA.
- Reupert, A. (2006). The counselor's self in therapy: An inevitable presence. *International Journal for the Advancement of Counseling*, 28, 95-105.
- Rivas, G., Teruzzi, T., & Anolli, L. (2003). The use of the internet in psychological research: Comparison of online and offline questionnaires. *Cyberpsychology & Behavior*, 6, 73-80.
- SPSS Inc. (2006). *SPSS Base syntax reference guide*. SPSS Inc.
- Soares, L. (2007). *Parar, pensar e avaliar a psicoterapia - contribuições da investigação de díades de terapeutas e clientes portugueses* [Pausing for, thinking about and evaluating psychotherapy – contributions from an investigation on Portuguese therapy-client dyads.]. Unpublished doctoral dissertation, Universitat Ramon Llull, Barcelona, Spain.
- Wampold, B. E. (2001). *The great psychotherapy debate: Models, methods, and findings*. New Jersey: Lawrence Erlbaum.
- Wampold, B. E. (2006). The psychotherapist. In J. C. Norcross, L. E., Beutler, & R. F. Levant, (Eds.), *Evidence-based practices in mental health* (pp. 200-208). Washington D.C: APA.

Recibido: 21-08-2010
Aprobado: 25-01-2011

Abstract: The factor validity of the 21-item brief version of the Personal Style of the Therapist Questionnaire (PST-Q) was examined using confirmatory factor analysis (CFA) in a sample of 384 Portuguese psychotherapists. The results indicated that the hypothesized five-factor model of the PST-Q's 21-item brief version did not reach the expected fit index levels. Therefore, the model was re-estimated after analyzing data concerning model misspecification and standardized factor loadings. The Portuguese version of the PST-Q revealed satisfactory psychometric properties with regard to its internal consistency, although alpha values were slightly lower for this version. Results concerning the adaptation process of the PST-Q for the Portuguese population and the theoretical background underlying the five dimensions of this construct will be discussed.