

Comparative Psychotherapy Process Scale (CPPS): analysis of the validity and reliability of its adaptation into Spanish / Escala Comparativa del Proceso Psicoterapéutico (CPPS): análisis de la validez y confiabilidad de su adaptación al castellano

Juan-Martín Gómez-Penedo, Juan-Carlos Barrientos, Ariana Martínez & Andrés Roussos

To cite this article: Juan-Martín Gómez-Penedo, Juan-Carlos Barrientos, Ariana Martínez & Andrés Roussos (2016): Comparative Psychotherapy Process Scale (CPPS): analysis of the validity and reliability of its adaptation into Spanish / Escala Comparativa del Proceso Psicoterapéutico (CPPS): análisis de la validez y confiabilidad de su adaptación al castellano, Estudios de Psicología, DOI: [10.1080/02109395.2016.1189207](https://doi.org/10.1080/02109395.2016.1189207)

To link to this article: <http://dx.doi.org/10.1080/02109395.2016.1189207>



Published online: 29 Jul 2016.



Submit your article to this journal [↗](#)



View related articles [↗](#)



View Crossmark data [↗](#)

Comparative Psychotherapy Process Scale (CPPS): analysis of the validity and reliability of its adaptation into Spanish / *Escala Comparativa del Proceso Psicoterapéutico (CPPS): análisis de la validez y confiabilidad de su adaptación al castellano*

Juan-Martín Gómez-Penedo^a, Juan-Carlos Barrientos^b, Ariana Martínez^c,
and Andrés Roussos^a

^aUniversidad de Buenos Aires and CONICET; ^bUniversidad de San Francisco Xavier de Chuquisaca; ^cUniversidad de Belgrano

(Received 11 August 2015; accepted 29 April 2016)

Abstract: The study of psychotherapeutic interventions and their link with process and outcome variables has become a popular topic of great interest in psychotherapy research. This paper presents the adaptation into Spanish of the Comparative Psychotherapy Process Scale (CPPS), a 20-item scale that measures the degree to which therapists use Cognitive-Behavioural or Psychoanalytic-Interpersonal interventions. A hundred and one therapists (50 cognitive-behavioural and 51 psychoanalytic) completed the CPPS for the last patient they had treated. In a second sample of 15 patient-therapist dyads, both participants completed the CPPS regarding the same session. The subsequent analyses showed preliminary evidence of reliability (internal consistency and homogeneity) and validity (of construct and criterion) in the adaptation of the CPPS to Spanish. The implications of having a scale of these characteristics in Spanish and future lines of research are discussed.

Keywords: Comparison Psychotherapy Process Scale; CPPS; validity; reliability; adaptation

Resumen: El estudio de las intervenciones psicoterapéuticas y su vínculo con variables de proceso y resultado se ha convertido en uno de los tópicos de mayor interés en la investigación en psicoterapia. Este trabajo presenta la adaptación al castellano de la Escala Comparativa del Proceso Psicoterapéutico (CPPS), una escala de 20 ítems que mide el grado en que terapeutas utilizan intervenciones Cognitivo-Conductuales o Psicoanalíticas-Interpersonales. 101 terapeutas (50 cognitivos-conductuales y 51 psicoanalíticos) completaron la CPPS respecto del último paciente que habían atendido. En una segunda muestra de 15 díadas paciente-terapeuta, ambos participantes completaron la CPPS respecto de la misma sesión. Los

English version: pp. 1–10 / *Versión en español*: pp. 11–20

References / *Referencias*: pp. 20–22

Translated from Spanish / *Traducción del español*: Liza D'Arcy

Authors' Address / *Correspondencia con los autores*: Juan-Martín Gómez-Penedo, Universidad de Buenos Aires y CONICET, Junín 1137 Piso 5 Departamento A, Buenos Aires, Argentina. E-mail: juanmartin.gomez@comunidad.ub.edu.ar

análisis conducidos muestran evidencias preliminares de la confiabilidad (consistencia interna y homogeneidad) y validez (de constructo y de criterio) en la adaptación de la CPPS. Las implicancias de contar con una escala de estas características en castellano y futuras líneas de investigación son discutidas.

Palabras clave: Escala Comparativa del Proceso Psicoterapéutico; CPPS; validez; confiabilidad; adaptación

There is a strong presumption in clinicians, academics and researchers that interventions — the verbal actions that therapists perform during sessions aimed at patients (Roussos, Etchebarne, & Waizmann, 2005) — are one of the main mechanisms of change in psychotherapy (McCarthy & Barber, 2009). This assumption has found partial support through empirical research in different theoretical frameworks (Owen & Hilsenroth, 2011; Strunk, Brotman, & DeRubeis, 2010).

Due to the value attributed to interventions, the availability in Spanish of instruments is essential for clinical practice and research in Latin America; these tools facilitate, through simple procedures and at low cost, an assessment of their use in natural treatments within the most widespread theoretical frameworks. The availability of instruments of this nature can contribute significantly to clinical research and the training and supervision of novice therapists in the region.

In recent decades, a wide range of instruments that focus on the study of interventions have been developed (for a comprehensive review see Hilsenroth, Blagys, Ackerman, Bonge, & Blais, 2005). However, many of the measures created are circumscribed to a specific type of approach or a specific manual, having little use in the exploration of natural or integrationist treatments (Hilsenroth et al., 2005). Furthermore, most instruments have developed a large number of items, reducing their feasibility in large-scale studies (Hilsenroth et al., 2005). Also, most of these instruments were developed in other languages, with few adaptations to Spanish and the Latin American context. It is worth noting that there have been endeavours carried out in this direction in the region: (1) the Multi-Dimensional Classification of Psychotherapeutic Interventions (Roussos et al., 2005), created in Argentina, studied four levels in the analysis of interventions (descriptive, content, space-temporal and strategic) through external judges and observation of clinical material; (2) Observation and Classification Guide of Therapists' Verbal Behaviour (Fernández-Álvarez et al., 2015), also developed in Argentina, to analyse three types of verbalizations in therapists (questions, statements and indications) and identify their personal style through independent judges; (3) the Coding System of Therapeutic Activity (Valdés, Tomicic, Pérez, & Krause, 2010) is a method of encoding speech through external judges, developed in Chile, that analyses the content of the activity and the type of communication actions during the therapy.

These three systems require recording clinical material and training coders; this is sometimes not feasible as it multiplies the resources needed to conduct a study. We believe alternative instruments in Spanish validated in Latin America

are necessary; tools that use simple but reliable procedures to evaluate the therapeutic action and which use fewer resources, facilitating their incorporation and complementing existing systems.

Following that, this paper presents the adaptation to Spanish and analysis of psychometric properties of the Comparative Psychotherapy Process Scale (CPPS, Hilsenroth et al., 2005), an instrument that explores the degree of adherence to Cognitive-Behavioural (CB sub-scale, which includes cognitive, cognitive-behavioural and behavioural techniques) and Psychoanalytic-Interpersonal interventions (PI sub-scale, which includes psychoanalytic, psychodynamic interpersonal and interpersonal interventions) in non-manualized treatments. A recent study by De la Parra (2013) on 640 clinicians, academics and students from more than 17 Latin American countries found that most participants self-proclaimed belonging to psychoanalytic/psychodynamic (44.8%) or cognitive behavioural (31.9%) frameworks, showing the relevance of both these frameworks in the region. Items in this scale attempt to assess the distinctive characteristics of these two approaches by analysing the extent to which a delivered therapy has used the technique prescribed by one model and proscribed by others (Hilsenroth et al., 2005). Unlike other methods, CPPS was not created to study adherence to a specific therapy or manual, but was developed as a tool that can be applied to different natural treatments (Hilsenroth et al., 2005). Finally, the CPPS is presented as a brief and simple scale (20 items on a Likert scale) that can be completed by the patient, the therapist or external raters, facilitating its application for conducting empirical studies on large samples.

Methodology

Two bilingual researchers translated the items from the original instrument (therapist version) to Spanish independently. A third expert researcher selected the most appropriate translation for each item, creating a first version of the instrument in Spanish. A bilingual researcher conducted a back translation of that version (from Spanish into English), which was compared with the original, without finding substantive differences.

The Spanish version was then sent to four experts therapists (two cognitive-behavioural and two psychoanalysts), asking them to rate on a scale of 0 to 6 the extent to which each item was representative of their framework and provide comments on its clarity. The experts' scores on the scale showed evidence of theoretical validity (Cognitive: CB = 5.65, PI = 2.4; Psychoanalysts: CB = 0.3, PI = 4.7). Based on the comments from two experts, the item on the CB scale 'The therapist interacts with the patient in a teacher-like (didactic) manner' was modified (see the final version of the scale as [Appendix 1](#)). Subsequent to that, the items were adapted to build a patient version.

Participants

Through a non-probability sampling (snowball) a sample of 101 therapists who self-labelled themselves as either cognitive or psychoanalytical therapists was

collected (Sample 1), and they were asked to complete the CPPS with data from the last session they had with an adult patient. Sixty-seven percent were women, with an average clinical experience of 16.16 years ($SD = 13.40$). Thirty therapists were cognitive-behavioural, 49 psychodynamic-psychoanalytic, 20 cognitive-integrative and two psychoanalytic-integrative. 57.4% of patients whose sessions were studied were women, with an average age of 36.27 years ($SD = 10.78$). 15.8% were initiating treatment, 76.2% were at an intermediate stage and 7.9% in their final stages. The diagnosis of patients according to their therapists was: 26.7% anxiety disorders, 17.8% mood disorders, 13.9% personality disorders, 9.9% neurosis, 9.9% borderline disorder, 3% life/personal development crisis and 18.8% other.

Through a non-probability snowball sampling a 15 therapist-patient dyad sample was collected (Sample 2) where the patient and therapist had to complete the CPPS. Therapists could be from other theoretical frameworks, beyond psychoanalysis and cognitive-behaviourism. Of the therapists, 47% were women, with an average clinical experience of eight years. Nine were cognitive, four were psychoanalysts and two were from other frameworks.

Patients had an average age of 35.33 years ($SD = 8.18$), with 60% being women. 26.7% were initiating treatment, 40% at an intermediate stage and 33.3% in their final stages. The diagnoses of patients were: 40% anxiety disorders, 20% life issues/personal development crisis, 13% personality disorders, 13% mood disorder, 7% neurosis and 7% other.

Instruments

CPPS

The CPPS is a 20-item instrument (10 CB and 10 PI) presented in a Likert scale of seven points (0 = 'Not characteristic', 6 = 'Extremely characteristic'), which assesses the extent to which cognitive-behavioural and psychodynamic-interpersonal interventions are representative of what occurred during a session (Hilsenroth et al., 2005). For this study the therapist and patient version was used.

The original scale presented good psychometric properties (Hilsenroth et al., 2005) with appropriate levels of inter-judge reliability and internal consistency ($\alpha = .92-.94$; r corrected item-scales $> .30$). Furthermore, it showed concurrent validity with regard to other scales and criterion validity, significantly differentiating psychodynamic from not psychodynamic treatments (Hilsenroth et al., 2005).

Procedures

For Sample 1, therapists were contacted through personal emails with information about the objectives of research and asked to participate. Those therapists who gave their consent were sent a link to an online page where the scale had been uploaded. Therapists had to complete the form based on the last adult patient they had attended. In turn, the therapists were asked to suggest other potential participants.

The therapists from Sample 2 were given scales on a hard copy, the patient and therapist version. The therapist had to select a patient and ask them if they wanted to participate in the study. In the event they gave their informed consent, both needed to complete the scale after finishing a specific session. Here, the therapists are also asked to suggest new participants. In both samples the anonymity of the subjects was respected.

Strategies for the analysis of data

For the analysis of the construct validity of the scale, an exploratory factor analysis (EFA) was carried out using polychoric correlation matrix, suggested for the analysis of ordinal variables (such as the Likert scales), and not Pearson correlation matrices as is usual (Freiberg Hoffmann, Stover, de la Iglesia, & Fernández Liporace, 2013). Those matrices were also used to calculate Cronbach's alpha ordinals (internal consistency) and corrected item-scale correlations (homogeneity of the items). The polychoric correlations and analysis derived were performed using the Software Factor 8 (Lorenzo Seva & Ferrando, 2012).

Criterion validity was analysed using the SPSS 19, through two procedures: (1) Logistic Regression seeking to predict the theoretical framework based on the sub-scales CB and PI (predictive validity); (2) Spearman's *Rho* correlations (used due to observed evidences of asymmetry and kurtosis) between the patients and therapists' scores (concurrent validity).

The construct validity, internal consistency and homogeneity of items were analysed from Sample 1. Samples 1 and 2 were used to study the criterion validity.

Results

Descriptive analysis (Sample 1)

Table 1 shows the mean and standard deviation of the items in Sample 1, together with statistical asymmetry $z(G1)$ and kurtosis $z(G2)$. Scores lower than -1.96 or above 1.96 allow us to reject the hypothesis of a symmetric and/or mesokurtic distribution (González, Abad, & Lévy, 2006). The hypothesis of a symmetric distribution is rejected in six items and a mesokurtic distribution is rejected in 11 items.

Construct validity (Sample 1)

The EFA used Parallel Analysis (PA) as the procedure to determine the number of dimensions, suggesting a two-factor solution (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). The Unweighted Least Squares (ULS) method was used as a method of extracting factors, recommended for small samples (Freiberg Hoffmann et al., 2013), with a Promin rotation (Lorenzo-Seva, 1999). Although the best ULS method performance has been observed in dichotomous variables, the procedure

Table 1. Descriptive analysis of the CPPS items, therapist version (Sample 1).

Item	Mean	Standard deviation	zG ₁	zG ₂
(1) Exploration of uncomfortable feelings	5.20	1.45	-3.92	2.16
(2) Explicit advice or direct suggestions	3.55	1.65	1.24	-1.75
(3) Proposes subjects and activities.	3.57	1.86	0.27	-2.62
(4) Connects feelings with past or current perceptions.	4.80	1.30	-1.19	-0.28
(5) Focuses on similarities in relationships.	5.23	1.27	-2.52	1.03
(6) Focuses on irrational or illogical beliefs	4.34	1.88	-1.38	-2.32
(7) Focuses dialogue on the therapeutic relationship.	3.52	1.65	0.96	-1.55
(8) Encourages experimenting with and expressing feelings in session.	4.81	1.72	-2.04	-1.15
(9) Specific activities or tasks external to the session.	4.05	2.42	-0.31	-3.44
(10) Addresses the avoidance of issues and changes in mood.	4.67	1.70	-1.36	-1.56
(11) Explains criteria, techniques or treatment.	4.03	2.06	-0.31	-2.73
(12) Focuses on future situations.	3.71	1.53	0.24	-2.06
(13) Suggests alternative forms of understanding.	4.75	1.45	-2.14	-0.90
(14) Identifies recurring patterns.	5.57	0.94	-2.13	1.89
(15) Information on symptoms, disorders or treatment.	4.34	1.87	-0.99	-2.17
(16) Allows the patient to start the dialogue.	5.58	1.32	-2.50	-1.21
(17) Suggests practice of behaviours learnt between sessions	3.53	2.49	0.96	-3.55
(18) Teaches techniques to deal with their symptoms.	3.89	2.29	0.24	-3.27
(19) Exploration of desires, fantasies, dreams or memories.	3.66	1.94	1.16	-2.37
(20) Interacts didactically.	3.42	1.98	0.87	-2.53
CB scale	3.84	1.65	0.37	-2.91
PI scale	4.78	0.80	0.23	-0.15

has shown adequate performance in ordinal variables (Forero, Maydeu Olivares, & Gallardo Pujol, 2009).

A suitable sample fit ($KMO = .875$; $X^2 = 1,375$; $gl = 190$; $p < .00001$) and Goodness of Fit Index ($GFI = .99$) was observed. The solution of two factors explained 53.5% of the total variance. Rotated factor loadings showed a good fit in regard to the original formulation, with all items presenting their main load in their respective sub-scale (see Table 2). In turn all items except two had loads higher than .4 in their sub-scales. Items 7 and 13, both psychodynamic, presented loads of .347 and .359 respectively in the PI factor. Moreover, item 19 of the PI factor, in addition to presenting a positive load on PI, presented a negative load of similar magnitude in CB.

Table 2. Rotated factorial matrix solution of the CPPS, therapist version (Sample 2).

Item	Scale	CB-Load Factor	PI-Load Factor	Item-scale correlation
Item 1	IP	-.018	.611	.548
Item 2	CB	.535	.066	.522
Item 3	CB	.602	.130	.594
Item 4	IP	-.249	.544	.437
Item 5	IP	-.294	.625	.479
Item 6	CB	.432	.352	.502
Item 7	IP	-.102	.347	.318
Item 8	IP	.214	.584	.496
Item 9	CB	.782	.125	.769
Item 10	IP	.273	.445	.383
Item 11	CB	.675	.150	.670
Item 12	CB	.499	.127	.509
Item 13	IP	.251	.359	.284
Item 14	IP	.036	.592	.484
Item 15	CB	.633	.190	.653
Item 16	IP	-.245	.634	.519
Item 17	CB	.795	.060	.752
Item 18	CB	.761	.140	.755
Item 19	IP	-.488	.425	.312
Item 20	CB	.630	.107	.614

Note: Extraction method: Unweighted least squares (ULS); Method for determining the number of factors: Parallel analysis (PA); Rotation: Promin.

Internal consistency (Sample 1)

Statistical Cronbach alpha ordinals were adequate both in the scale of interventions CB (ordinal $\alpha = .887$) and in the PI (ordinal $\alpha = .734$).

Homogeneity (Sample 1)

All items except one presented item-scale corrected correlations superior to 3 (in the range of .312–.769; see Table 2). Item 13 (PI sub-scale) presented an item-scale correlation of .284.

Criterion validity: predictive validity (Sample 1)

Using logistic regression, both sub-scales were able to predict whether the therapists were psychoanalysts or cognitive ($\chi^2 = 97.491$, $p < .001$, degrees of freedom = 2), showing a strong relationship between predictors and grouping (Nagelkerke $R^2 = .826$). Based on the model, 91.1% of therapists were classified within their theoretical framework, both sub-scales contributing significantly (CB: $p < .001$; PI: $p = .027$).

Criterion validity: concurrent validity (Sample 2)

The Spearman's *Rho* correlations between the scores of patients and therapists were .435 ($p < .001$) in the total scale, .441 ($p < .001$) in PI and .422 ($p < .001$) in CB.

Discussion

This research aimed to present the Argentine adaptation of the CPPS and perform an initial analysis of its psychometric properties. The conducted EFA showed evidence in favour of the construct validity of the scale, all items presenting their main loads on their respective sub-scales and explaining 53.5% of the factors of the total variance. However, some limitations in its factorial structure have been observed. Items 7 and 13, of the PI subscale, presented loads below the threshold of .4 (.347 and .359, respectively). However, they were not eliminated because of the structure of the original scale and their theoretical importance in psychoanalysis: they represent the focus on the patient-therapist relationship (item 7), essential by the development of the transference, and the suggestion of alternative understanding (item 13) as equivalent to the use of interpretations. These items with low saturation factor must be assumed as factorially complex, with small but non-zero loads that are close to the cut-off point (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014). Item 19 (exploration of dreams, desires and fantasies), in addition to presenting a positive load on its factor (PI), also had a negative load of an important magnitude ($\geq .3$) in the CB factor. Strictly speaking, this double load represents a threat to the factorial stability of the scale. However, it should be noted that negative saturation means that the item has an inverse relationship with regard to the items of this sub-scale (CB), implying that the greater the exploration of dreams, desires and fantasies, the less therapists use CB interventions, and vice versa. As both sub-scales represent a prescribed set of interventions within a theoretical framework, but also proscribed in the other, the result is expected and consistent with the theory underlying the instrument.

This study also observed evidence of internal consistency and homogeneity of the items. Both scales obtained α values that exceeded .7. With the exception of one item (13) all corrected item-scale correlations were greater than .3 and less than .8, indicating an adequate level of homogeneity without the items being redundant (Rattray & Jones, 2007). Item 13, which obtained a correlation of .284, represents interpretation, an intervention that, despite being prototypical of psychoanalysis, is not recommended for use in conditions such as borderline disorders in this framework (Grupo de trabajo OPD, 2006/2008). In psychoanalysis there is a tendency to see borderline disorder, in a broader sense, as a personality structure that encompasses different personality disorders and characteropathies (Bernardi, 2010; PDM Task Force, 2006). Given this perspective, 23.8% of patients from Sample 1 fall into the category of borderline disorders. This significant percentage of participants may have undermined the association of this item with other PI items.

Likewise, evidence of predictive validity was observed, reliably predicting, using the CB and PI scores, the theoretical framework of the participants. Correlations between scores of patients and therapists oscillated in the range of .422–.441 with a medium effect size (Cohen, 1992). This result would indicate a partial evidence of concurrent validity of the CPPS. Considering they measure the same construct, a stronger relationship between the two versions would have been expected. An equivalent phenomenon was observed in the validation of the original scale when comparing therapists with their supervisors, with a Pearson r_s in the range of .47–.48 (Hilsenroth et al., 2005). It could be stated that the complexity of clinical phenomena and asymmetric weighting that the various participants (therapists, patients and supervisors) perform from the various elements of therapy, favour this variability in observations.

Comparing the results of this adaptation with the original scale is difficult because this study used the therapist version and the original used independent judges. Also, the original study of the scale does not perform factorial analysis. Considering these caveats, the original scale had higher levels of reliability ($\alpha = .92-.94$; mean r corrected item-scale = .73) than this adaptation ($\alpha = .73-.88$; mean r corrected item-scale = .52). It is possible that the classification of independent judges with extensive training in the CPPS increased the internal consistency, compared to therapists who were unaware of the scale. In the original scale, the association between therapists and their supervisors' scores was also explored, finding moderate correlation ($r = .47-.48$), as occurred in this study between therapists and patients scores ($r = .42-.44$).

In a German adaptation of the instrument (using independent judges), high levels of internal consistency (r corrected item-scale = .72–.75) were also found, along with evidence of criterion validity: the PI items were significantly higher in psychoanalytic therapies and CB in cognitive therapies (Kallenbach, Will, Kaufhold, & Leuzinger-Bohleber, 2015). Thompson-Brenner and Westen (2005) used CPPS therapists forms but adapted them in 41 items for the treatment of bulimia. Through an EFA they found three factors (PI, CB and complementary treatments) explaining 44.9% of the total variance. Cronbach's alpha of factors showed a greater variability than in this study ($\alpha = .67-.91$). Cognitive therapists had significantly higher scores in CB and lower in PI than psychoanalysts. Other studies exploring the psychometric properties of other adaptation of the instrument have not been found.

In summary, the results of this research show the CPPS as a simple and useful instrument for the study of psychoanalytic-interpersonal and cognitive-behavioural interventions, with preliminary evidence of validity and reliability. As the study of interventions is one of the main focuses of clinical research, an instrument with these characteristics represents a valuable contribution to the development of research on large samples, reducing the need to use many resources. It can also help train therapists, by verifying adherence of novice clinicians to the theoretical framework, serving for both therapists' personal records and for use in supervision and training.

Limitations and future research

The size of Sample 1 is an important limitation of this study. While for traditional EFA studies using five subjects per item with a minimum of 100 subjects is recommended (Gorsuch, 1983), criteria that this study complies with, current authors such as Ferrando and Anguiano-Carrasco (2010) argue that at least 200 cases are necessary to ensure optimal conditions. This limitation may reduce the accuracy of the analysis, such that the results of this study should be interpreted with caution, as preliminary evidence of the validity and reliability of this adaptation, whose properties we should continue exploring.

As for the size of Sample 2, correlations for studies where a large effect size is expected, 28 subjects are recommended as an optimum sample number (Cohen, 1992). Having used a smaller sample reduces the statistical power of the analysis, increasing the likelihood of false negatives (not observing existing correlations). Therefore, the results from Sample 2 should also be interpreted with caution. Future research should explore the association of CPPS therapist version with the patient version in larger samples, as well as its association with the version of external judges and with other interventions scales. Moreover, a confirmatory factor analysis would provide further evidence to evaluate the factorial structure of the CPPS.

Some authors consider that beyond the specific interventions of each framework, the common factors of the different therapies are the main agent of change (Barber, 2009). Empirical research supports this view, showing that the use of general interventions, based on strengthening or resolving ruptures in the therapeutic alliance, favours change (Safran, Muran, & Eubanks-Carter, 2011). While the CPPS does not have an exploration of common interventions, parsimonious and simple instruments might be developed, along the same lines as this scale, to assess common forms of intervention that fall under different frameworks.

Escala Comparativa del Proceso Psicoterapéutico (CPPS): análisis de la validez y confiabilidad de su adaptación al castellano

Existe una presunción arraigada en clínicos, académicos e investigadores de que las intervenciones, es decir las acciones verbales que los terapeutas realizan en sesión dirigidas a sus pacientes (Roussos, Etchebarne, & Waizmann, 2005), son uno de los principales mecanismos de cambio en psicoterapia (McCarthy & Barber, 2009). Este supuesto ha encontrado sustento parcial mediante investigación empírica en distintos marcos teóricos (Owen & Hilsenroth, 2011; Strunk et al., 2010).

Debido al valor atribuido a las intervenciones, es fundamental, para la práctica e investigación clínica en Latinoamérica, contar con instrumentos en castellano que permitan, mediante procedimientos sencillos y a bajo costo, evaluar su utilización en tratamientos naturales de los marcos teóricos más difundidos. La disponibilidad de instrumentos de esta naturaleza puede contribuir significativamente a la investigación clínica, así como también al entrenamiento y supervisión de terapeutas noveles en la región.

En las últimas décadas se ha construido una gran diversidad de instrumentos focalizados en el estudio de las intervenciones (para una revisión exhaustiva ver Hilsenroth, Blagys, Ackerman, Bonge, & Blais, 2005). Sin embargo, muchas de las medidas creadas están circunscriptas a un tipo de abordaje o manual específico, teniendo escasa utilidad en la exploración de tratamientos naturales o integracionistas (Hilsenroth et al., 2005). Por otro lado, en su mayoría los instrumentos desarrollados cuentan con un gran número de ítems, que disminuyen la viabilidad en estudios a gran escala (Hilsenroth et al., 2005). Asimismo, la mayor parte de estos instrumentos fueron desarrollados en otros idiomas, contando con pocas adaptaciones al castellano y al contexto latinoamericano. En la región, cabe señalar tres esfuerzos en esta dirección: (1) La Clasificación Multidimensional de Intervenciones Psicoterapéuticas (Roussos et al., 2005), creada en Argentina, estudia cuatro niveles en el análisis de las intervenciones (descriptivo, contenido, temporo-espacial y estratégico) mediante jueces externos y observación de material clínico; (2) La Guía de Observación del Terapeuta Aiglé — verbal (Fernández-Álvarez et al., 2015) desarrollada, también en Argentina, para analizar tres tipos de verbalizaciones en terapeutas (preguntas, afirmaciones e indicaciones) e identificar su estilo personal, mediante jueces independientes; (3) El Sistema de Codificación de la Actividad Terapéutica (Valdés, Tomicic, Pérez, & Krause, 2010), un método de codificación del lenguaje mediante jueces externos, desarrollado en Chile, que analiza el contenido de la actividad y el tipo de acciones de comunicación en terapia.

Estos tres sistemas requieren de grabación de material clínico y entrenamiento de codificadores, lo que multiplica los recursos necesarios para realizar un estudio, redundando en algunos casos en una merma de su viabilidad. Consideramos que es necesario contar con instrumentos alternativos en castellano validados en Latinoamérica, que mediante procedimientos sencillos pero confiables permitan evaluar el accionar terapéutico, con una menor utilización de recursos, para que puedan ser incorporados y complementados con los sistemas ya existentes.

En este contexto, este artículo presenta la adaptación al castellano y un análisis de propiedades psicométricas de la Escala Comparativa del Proceso Psicoterapéutico (CPPS, por sus siglas en inglés; Hilsenroth et al., 2005), un instrumento que explora el grado de adherencia a intervenciones Cognitivo-Conductuales (sub-escala CB; que incluye técnicas cognitivas, cognitivo-conductuales y conductuales) y Psicoanalíticas-Interpersonales (sub-escala PI; que incluye intervenciones psicoanalíticas, psicodinámicas interpersonales e interpersonales) en tratamientos no manualizados. En un estudio reciente de De la Parra (2013) sobre 640 clínicos, académicos y estudiantes de más de 17 países latinoamericanos, se observó que la mayoría de los participantes se autoproclamaban pertenecientes al marco psicoanalítico/psicodinámico (44.8%) o cognitivo-conductual (31.9%), mostrando la relevancia de estos dos marcos teóricos en la región. Los ítems de esta escala pretenden evaluar las características distintivas de estos dos enfoques analizando el grado en que cualquier terapia ha utilizado técnicas prescritas por un modelo y proscripto por el otro (Hilsenroth et al., 2005). A diferencia de otros métodos, la CPPS no fue creada para estudiar la adherencia a una terapia o manual específico, sino que se desarrolló como un instrumento que puede ser aplicado a diferentes tratamientos naturales (Hilsenroth et al., 2005). Finalmente, la CPPS se presenta como una escala breve y sencilla (20 ítems en una escala de tipo Likert) que puede ser completada por el paciente, el terapeuta u observadores externos, facilitando su aplicación para la realización de estudios empíricos en muestras grandes.

Métodos

Dos investigadores bilingües tradujeron los ítems del instrumento original (versión terapeuta) al castellano de manera independiente. Un tercer investigador experto seleccionó la traducción más adecuada de cada ítem, creando una primera versión del instrumento en castellano. Una investigadora bilingüe realizó una traducción cruzada de dicha versión (del castellano al inglés), que fue comparada con la original, sin encontrar diferencias sustantivas.

La versión en castellano fue luego enviada a cuatro terapeutas expertos (dos cognitivo-conductuales y dos psicoanalistas), solicitándoles que puntuaran en una escala de 0 a 6 en qué medida cada ítem era representativo de su marco y que realizaran comentarios sobre su claridad. Los puntajes de los expertos mostraron evidencias de validez teórica en la escala (cognitivos: CB = 5.65, PI = 2.4; psicoanalistas: CB = 0.3, PI = 4.7). En función de los comentarios de dos expertos

el ítem de la escala CB ‘El terapeuta interactúa con el paciente como si fuese un profesor (de manera didáctica)’ fue modificado (ver la versión final de la escala en el Apéndice 1). Luego, los ítems fueron adaptados para construir una versión paciente.

Participantes

Mediante un muestreo no probabilístico (por bola de nieve) se convocó una muestra de 101 terapeutas (Muestra 1) que debían auto-rotularse como cognitivos o psicoanalíticos, para completar la CPPS respecto de la última sesión que habían tenido con un paciente adulto. El 67% eran mujeres, con una experiencia clínica media de 16.16 años ($DS = 13.40$). Treinta terapeutas eran cognitivos-conductuales, 49 psicoanalíticos-psicodinámicos, 20 cognitivo-integrativos y dos psicoanalítico-integrativos. El 57.4% de los pacientes cuyas sesiones fueron puntuadas eran mujeres, con una edad media de 36.27 años ($DS = 10.78$). El 15.8% se encontraba iniciando el tratamiento, el 76.2% en una etapa intermedia y el 7.9% en una etapa final. La distribución por diagnóstico de los pacientes según los terapeutas fue: 26.7% trastornos de ansiedad, 17.8% trastornos del estado de ánimo, 13.9% trastornos de personalidad, 9.9% neurosis, 9.9% trastorno borderline, 3% crisis vitales/de desarrollo personal y 18.8% otros.

Mediante un muestreo no probabilístico por bola de nieve se convocó también una muestra de 15 díadas de tratamientos (Muestra 2) en donde paciente y terapeuta debían completar la CPPS. Los terapeutas podían ser de otros marcos teóricos, más allá del psicoanalítico y cognitivo-conductual. De los terapeutas, el 47% fueron mujeres, con una experiencia clínica media de ocho años. Nueve eran cognitivos, cuatro psicoanalistas y dos de otros marcos.

Los pacientes presentaron una edad media de 35.33 años ($DS = 8.18$), siendo el 60% mujeres. El 26.7% se encontraba en una etapa de iniciación del tratamiento, el 40% en una intermedia y el 33.3% en una etapa final. La distribución por diagnóstico de los pacientes fue: 40% trastornos de ansiedad, 20% crisis vitales/problemáticas de desarrollo personal, 13% trastornos de personalidad, 13% trastornos del estado de ánimo, 7% neurosis y 7% otros.

Instrumentos

CPPS

Es un instrumento de 20 ítems (10 CB y 10 PI) presentados en una escala de tipo Likert de siete puntos (0 = ‘Nada característico’, 6 = ‘Extremadamente característico’), que evalúa en qué medida intervenciones cognitivo-conductuales y psicodinámico-interpersonales, son representativas de lo acontecido en una sesión (Hilsenroth et al., 2005). Para este estudio se utilizaron las escalas versión terapeuta y paciente.

La escala original ha presentado buenas propiedades psicométricas (Hilsenroth et al., 2005) con adecuados niveles de confiabilidad inter-juez y consistencia interna ($\alpha = .92-.94$; r ítem-escalas corregidas $> .30$). Además, ha mostrado

validez concurrente respecto de otras escalas y validez de criterio, diferenciando significativamente tratamientos psicodinámicos de no psicodinámicos (Hilsenroth et al., 2005).

Procedimientos

Para la Muestra 1 se contactaron a terapeutas mediante correos electrónicos personales contándoles los objetivos de la investigación y ofreciéndoles participar. A aquellos terapeutas que dieron su consentimiento, se les envió un *link* a una página *online* en donde se encontraba la escala. Los terapeutas debían completarla en base al último paciente adulto que habían atendido. A su vez, se les pedía a los terapeutas que sugirieran otros potenciales participantes.

A los terapeutas de la Muestra 2 se les entregaron escalas en formato físico versión paciente y terapeuta. El terapeuta debía seleccionar un paciente y proponerle participar en el estudio. En caso de que brindara su consentimiento informado, ambos debían completar la escala luego de terminar una sesión específica. Aquí también se les pedía a los terapeutas la sugerencia de nuevos participantes. En ambas muestras se mantuvo el anonimato de los sujetos.

Estrategias para el análisis de los datos

Para el análisis de la validez de constructo de la escala se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE), usando matrices de correlación policóricas, sugeridas para el análisis de variables ordinales (como es el caso de las escalas de tipo Likert), y no matrices de correlación de Pearson como es habitual (Freiberg Hoffmann, Stover, de la Iglesia, & Fernández Liporace, 2013). Aquellas matrices también se utilizaron para calcular los alfa de Cronbach ordinales (consistencia interna) y las correlaciones ítem-escala corregidas (homogeneidad de los ítems). Las correlaciones policóricas y análisis derivados se realizaron mediante el Software FACTOR 8 (Lorenzo Seva & Ferrando, 2012).

La validez de criterio se analizó usando el SPSS 19, mediante dos procedimientos: (1) regresión logística buscando predecir el marco teórico en base a las sub-escalas CB y PI (validez predictiva); (2) correlaciones *Rho* de Spearman (utilizadas por evidencias de asimetría y curtosis) entre los puntajes de los pacientes y los terapeutas (validez concurrente).

La validez de constructo, consistencia interna y homogeneidad de ítems se analizó a partir de la Muestra 1. Para estudiar la validez de criterio se utilizaron las Muestras 1 y 2.

Resultados

Análisis descriptivos (Muestra 1)

La *Tabla 1* presenta la media y desvío estándar de los ítems en la Muestra 1, junto con estadísticos de asimetría $z(G1)$ y curtosis $z(G2)$. Puntajes inferiores a -1.96 o superiores a 1.96 , permiten rechazar la hipótesis de una distribución

Tabla 1. Análisis descriptos de los ítems de la CPPS versión terapeuta (Muestra 1).

Ítem	Media	Desvío estándar	zG_1	zG_2
(1) Exploración de sentimientos incómodos	5.20	1.45	-3.92	2.16
(2) Consejos explícitos o sugerencias directas	3.55	1.65	1.24	-1.75
(3) Propone los temas y actividades.	3.57	1.86	0.27	-2.62
(4) Conecta sentimientos o percepciones actuales con pasadas.	4.80	1.30	-1.19	-0.28
(5) Centra la atención en similitudes en las relaciones.	5.23	1.27	-2.52	1.03
(6) Focaliza en creencias irracionales o ilógicos	4.34	1.88	-1.38	-2.32
(7) Centra el diálogo en la relación terapéutica.	3.52	1.65	0.96	-1.55
(8) Anima a experimentar y expresar sentimientos en sesión.	4.81	1.72	-2.04	-1.15
(9) Actividades específicas o tareas fuera de la sesión.	4.05	2.42	-0.31	-3.44
(10) Aborda la evitación de temas y cambios en el ánimo.	4.67	1.70	-1.36	-1.56
(11) Explica los criterios, las técnicas o el tratamiento.	4.03	2.06	-0.31	-2.73
(12) Se centra en situaciones futuras.	3.71	1.53	0.24	-2.06
(13) Sugiere formas alternativas de comprensión.	4.75	1.45	-2.14	-0.90
(14) Identifica patrones recurrentes.	5.57	0.94	-2.13	1.89
(15) Información de síntomas, trastornos o del tratamiento.	4.34	1.87	-0.99	-2.17
(16) Permite al paciente que inicie el dialogo.	5.58	1.32	-2.50	-1.21
(17) Sugiere práctica entre las sesiones de conductas aprendidas	3.53	2.49	0.96	-3.55
(18) Enseña técnicas para afrontar sus síntomas.	3.89	2.29	0.24	-3.27
(19) Exploración de deseos fantasías, sueños o recuerdos.	3.66	1.94	1.16	-2.37
(20) Interactúa de forma didáctica.	3.42	1.98	0.87	-2.53
Escala CB	3.84	1.65	0.37	-2.91
Escala PI	4.78	0.80	0.23	-0.15

simétrica y/o mesocúrtica (González, Abad, & Lévy, 2006). En seis ítems se rechaza la hipótesis de una distribución simétrica y en once de una distribución mesocúrtica.

Validez de constructo (Muestra 1)

En el AFE se utilizó el Análisis Paralelo (PA) como procedimiento para determinar la cantidad de dimensiones, sugiriendo una solución de dos factores (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011). Se utilizó el método de Mínimos Cuadrados no Ponderados (ULS) como método para extracción de factores, recomendado para muestras pequeñas (Freiberg Hoffmann et al., 2013), con una rotación Promin (Lorenzo-Seva, 1999). A pesar de que el mejor desempeño del método ULS se ha observado en variables dicotómicas, el procedimiento ha

mostrado un rendimiento adecuado en variables ordinales (Forero, Maydeu Olivares, & Gallardo Pujol, 2009).

Se observó un adecuado ajuste muestral ($KMO = .875$; $X^2 = 1,375$; $gl = 190$; $p < .00001$) e Índice de Bondad de Ajuste ($GFI = .99$). La solución de dos factores explicó un 53.5% de la varianza total. Las saturaciones factoriales rotadas presentaron un buen ajuste en relación a la formulación original, con todos los ítems presentando sus cargas principales en su sub-escala respectiva (ver [Tabla 2](#)). A su vez todos los ítems menos dos presentaron cargas superiores a .4 en sus sub-escalas. Los ítems 7 y 13, ambos psicodinámicos, presentaron cargas de .347 y .359 respectivamente en el factor PI. Por otra parte, el ítem 19 del factor PI, además de presentar una carga positiva en PI, presentó una carga negativa de similar magnitud en CB.

Consistencia interna (Muestra 1)

Los estadísticos alfa de Cronbach ordinales fueron adecuados tanto en la escala de intervenciones CB (α ordinal = .887) como en la PI (α ordinal = .734).

Tabla 2. Matriz de solución factorial rotada de la CPPS versión terapeuta (Muestra 2).

Ítem	Escala	Carga Factor-CB	Carga Factor-PI	Correlación ítem-escala
Ítem 1	PI	-.018	.611	.548
Ítem 2	CB	.535	.066	.522
Ítem 3	CB	.602	.130	.594
Ítem 4	PI	-.249	.544	.437
Ítem 5	PI	-.294	.625	.479
Ítem 6	CB	.432	.352	.502
Ítem 7	PI	-.102	.347	.318
Ítem 8	PI	.214	.584	.496
Ítem 9	CB	.782	.125	.769
Ítem 10	PI	.273	.445	.383
Ítem 11	CB	.675	.150	.670
Ítem 12	CB	.499	.127	.509
Ítem 13	PI	.251	.359	.284
Ítem 14	PI	.036	.592	.484
Ítem 15	CB	.633	.190	.653
Ítem 16	PI	-.245	.634	.519
Ítem 17	CB	.795	.060	.752
Ítem 18	CB	.761	.140	.755
Ítem 19	PI	-.488	.425	.312
Ítem 20	CB	.630	.107	.614

Nota: Método de extracción: Mínimos cuadrados no ponderados (ULS); Método para determinar la cantidad de factores: Análisis paralelo (PA); Rotación: Promin.

Homogeneidad (Muestra 1)

Todos los ítems menos uno presentaron correlaciones ítem-escala corregidas superiores a .3 (en el rango .312–.769; Ver [Tabla 2](#)). El ítem 13 (sub-escala PI) presentó una correlación ítem-escala de .284.

Validez de criterio: validez predictiva (Muestra 1)

Mediante una regresión logística ambas sub-escalas permitieron predecir si los terapeutas eran psicoanalistas o cognitivos ($\chi^2 = 97.491$, $p < .001$, grados de libertad = 2), mostrando una relación fuerte entre predictores y agrupamiento (R^2 de Nagelkerke = .826). En base al modelo, el 91.1% de los terapeutas fueron clasificados en su marco teórico, contribuyendo significativamente ambas sub-escalas (CB: $p < .001$; PI: $p = .027$).

Validez de criterio: validez concurrente (Muestra 2)

Los coeficientes *Rho* de Spearman entre los puntajes de los pacientes y los terapeutas fueron de .435 ($p < .001$) en la escala total, .441 ($p < .001$) en PI y .422 ($p < .001$) en CB.

Discusión

Esta investigación tuvo por objetivo presentar la adaptación argentina de la CPPS y realizar una exploración inicial de sus propiedades psicométricas. El AFE conducido mostró evidencias en favor de la validez de constructo de la escala, presentando todos los ítems sus cargas principales en sus sub-escalas correspondientes y explicando los factores un 53.5% de la varianza total. Sin embargo, se han observado algunas limitaciones en su estructura factorial. Los ítems 7 y 13, de la escala PI, presentaron cargas por debajo del umbral de .4 (.347 y .359, respectivamente). No obstante, se decidió conservarlos para respetar la estructura de la escala original y debido a su importancia teórica en el psicoanálisis: ellos representan la focalización en la relación paciente-terapeuta (ítem 7), fundamental en la elaboración de la transferencia, y la sugerencia de alternativas de comprensión (ítem 13), como equivalente al uso de interpretaciones. Estos ítems con baja saturación factorial deben asumirse como factorialmente complejos, con cargas pequeñas pero no nulas y cercanas al punto de corte (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014). El ítem 19 (exploración de sueños, deseos y fantasías), además de presentar una carga positiva en su factor (PI), ha tenido también una carga negativa de importante magnitud ($\geq .3$) en el factor CB. En un sentido estricto, esta doble carga del ítem representa una amenaza a la estabilidad factorial de la escala. No obstante, cabe señalar que la saturación negativa significa que el ítem presenta una relación inversa respecto de los ítems de dicha sub-escala (CB), implicando que a mayor exploración de sueños, deseos y fantasías, menor fue el uso de intervenciones CB en los terapeutas, y viceversa. Al representar ambas

sub-escalas un conjunto de intervenciones prescriptas en un marco teórico, pero a la vez proscribas en el otro, el resultado es esperable consistente con la teoría que subyace al instrumento.

En el trabajo se observaron también evidencias de consistencia interna y homogeneidad de los ítems. Ambas escalas obtuvieron valores de α superiores a .7. Con excepción de un ítem (el 13) todas las correlaciones ítem-escala corregidas fueron superiores a .3 e inferiores a .8, indicando un adecuado nivel de homogeneidad sin que los ítems sean redundantes (Rattray & Jones, 2007). El ítem 13, que obtuvo una correlación de .284, representa la interpretación, intervención que si bien es prototípica del psicoanálisis, desde este marco no está recomendado su uso en patologías como los trastornos borderline (Grupo de trabajo OPD, 2006/2008). Desde el psicoanálisis existe una tendencia a ver al trastorno límite, en un sentido más amplio, como una estructura de personalidad que engloba los distintos trastornos de personalidad y caracteropatías (Bernardi, 2010; PDM Task Force, 2006). Teniendo en cuenta esta visión, el 23.8% de los pacientes participantes de la Muestra 1 entrarían en la categoría de trastornos borderline. Este porcentaje importante de participantes puede haber menoscabado la asociación de este ítem con el resto de los ítems de PI.

Asimismo, se observaron evidencias de validez predictiva, pudiendo predecir confiablemente, mediante los puntajes en CB y PI, el marco teórico de los participantes. Las correlaciones entre los puntajes de pacientes y terapeutas oscilaron en el rango de .422–.441, con un tamaño de efecto medio (Cohen, 1992). Este resultado indicaría una evidencia parcial de la validez concurrente de la CPPS. Considerando que miden el mismo constructo, se esperaría una asociación más fuerte entre ambas versiones. En la validación de la escala original se observó un fenómeno equivalente, al comparar terapeutas con sus supervisores, con r s de Pearson en el rango de .47–.48 (Hilsenroth et al., 2005). Puede interpretarse que la complejidad de los fenómenos clínicos y la ponderación asimétrica que los distintos participantes (terapeutas, pacientes y supervisores) realizan de los diversos elementos de la terapia, favorecen esta variabilidad en las observaciones.

Comparar los resultados de esta adaptación con la escala original resulta difícil, porque en este estudio se utilizó la versión terapeuta y en la original se usaron jueces independientes. Asimismo, en el estudio de la escala original no se realizaron análisis factoriales. Teniendo en consideración estas salvedades, la escala original presentó mayores niveles de confiabilidad ($\alpha = .92-.94$; media r ítem-escala corregida = .73) que esta adaptación ($\alpha = .73-.88$; media r ítem-escala corregida = .52). Es posible que la clasificación de jueces independientes con un entrenamiento exhaustivo en la CPPS haya aumentado la consistencia interna, en comparación con terapeutas que desconocían la escala. En la escala original también se exploró la asociación entre puntajes de terapeutas y sus supervisores, hallando correlaciones moderadas ($r = .47-.48$), al igual que ocurrió en este estudio entre los puntajes de los terapeutas y los pacientes ($r = .42-.44$).

En una adaptación alemana del instrumento (usando jueces independientes), se encontraron también niveles altos de consistencia interna (r ítem-escala

corregida = .72-.75), junto con evidencias de validez de criterio: los ítems PI fueron significativamente más altos en terapias psicoanalíticas y los CB en cognitivas (Kallenbach, Will, Kaufhold, & Leuzinger-Bohleber, 2015). Thompson-Brenner y Westen (2005), usaron la forma terapeutas de la CPPS pero en una adaptación para el tratamiento de bulimia de 41 ítems. Mediante un AFE encontraron tres factores (PI, CB y tratamientos complementarios) explicando un 44.9% de la varianza total. Los alfa de cronbach de los factores presentaron mayor variabilidad que en este estudio ($\alpha = .67-.91$). Los terapeutas cognitivos tuvieron puntajes significativamente mayores en CB y menores en PI que los psicoanalistas. Al momento, no se han encontrado más estudios que exploren propiedades psicométricas de otras adaptaciones del instrumento.

En síntesis, los resultados de esta investigación presentan a la CPPS como un instrumento sencillo y útil para el estudio de intervenciones psicoanalíticas-interpersonales y cognitivo-conductuales, con evidencias preliminares de validez y confiabilidad. Siendo las intervenciones uno de los principales focos de investigación clínica, un instrumento con estas características representa un aporte valioso para el desarrollo de investigaciones en grandes muestras, reduciendo los recursos necesarios. Asimismo, puede ayudar al entrenamiento de terapeutas, mediante el chequeo de la adherencia de clínicos noveles a su marco teórico, sirviendo tanto para registros personales de los terapeutas, como para utilizarse en supervisiones y estructuras de formación.

Limitaciones y futuras investigaciones

El tamaño de la Muestra 1 es una importante limitación de este trabajo. Si bien para AFEs estudios clásicos recomiendan utilizar cinco sujetos por ítem con un mínimo de 100 sujetos (Gorsuch, 1983), criterio que cumple este trabajo, en la actualidad autores como Ferrando y Anguiano-Carrasco (2010) sostienen que al menos 200 casos son necesarios para asegurar condiciones óptimas. Esta limitación puede reducir la precisión de los análisis, por lo cual los resultados de este estudio deben ser interpretados con cautela, como una evidencia preliminar de la validez y confiabilidad de esta adaptación, cuyas propiedades deberán continuar siendo exploradas.

En cuanto al tamaño de la Muestra 2, para estudios correlaciones en donde se espera un tamaño de efecto grande, se recomiendan 28 sujetos como número muestral óptimo (Cohen, 1992). El haber usado una muestra inferior, reduce el poder estadístico de los análisis, aumentando la probabilidad de falsos negativos (no observar correlaciones existentes). Por ende, los resultados derivados de la Muestra 2 deben también ser interpretados con cautela. Futuras investigaciones deberían explorar la asociación de la CPPS versión terapeuta con la versión paciente en muestras más grandes, así como su asociación con la versión de jueces externos y con otras escalas de intervenciones. Por otra parte, un análisis factorial confirmatorio aportaría mayor evidencia para evaluar la estructura factorial de la CPPS.

Algunos autores consideran que por sobre las intervenciones específicas de cada marco, los factores comunes a las distintas terapias son el principal agente de cambio (Barber, 2009). Investigaciones empíricas sustentan esta postura, mostrando que el uso de intervenciones generales, basadas en fortalecer o resolver rupturas en la alianza terapéutica favorecen el cambio (Safran, Muran, & Eubanks-Carter, 2011). En tanto la CPPS no cuenta con una exploración de intervenciones comunes, deberían desarrollarse instrumentos parsimoniosos y sencillos, al estilo de esta escala, para evaluar formas de intervención comunes a distintos marcos.

Disclosure statement

No potential conflict of interest was reported by the authors / Los autores no han referido ningún potencial conflicto de interés en relación con este artículo.

References / Referencias

- Barber, J. (2009). Toward a working through of some core conflicts in psychotherapy research. *Psychotherapy Research*, 19, 1–12. doi:10.1080/10503300802609680
- Bernardi, R. (2010). DSM-5, OPD-2 y PDM: Convergencias y divergencias entre los nuevos sistemas diagnósticos psiquiátrico y psicoanalíticos. *Revista de Psiquiatría del Uruguay*, 74, 179–205.
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112, 155–159. doi:10.1037/0033-2909.112.1.155
- De la Parra, G. (2013). Psychotherapy research in developing countries: The case of Latin America. *Psychotherapy Research*, 23, 609–623. doi:10.1080/10503307.2013.830794
- Fernández-Álvarez, H., Castañeiras, C., Curtarelli, A., García, F., Gómez, B., Lichtenberger, A., & Corbella, S. (2015). Presentación de una guía para la observación y clasificación de la conducta verbal de los terapeutas. *Terapia Psicológica*, 33, 23–34. doi:10.4067/S0718-48082015000100003
- Ferrando, P. J. F., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31, 18–33.
- Forero, C. G., Maydeu Olivares, A., & Gallardo Pujol, D. (2009). Factor analysis with ordinal indicators: A Monte Carlo study comparing DWLS and ULS estimation. *Structural Equation Modeling*, 16, 625–641. doi:10.1080/10705510903203573
- Freiberg Hoffmann, A. F., Stover, J. B., de la Iglesia, G., & Fernández Liporace, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7, 151–164.
- González, N., Abad, J., & Lévy, J. P. (2006). Normalidad y otros supuestos en análisis de covarianzas. In J. P. Lévy (Ed.), *Modelización con estructuras de covarianza* (pp. 31–57). La Coruña: Netbiblo.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Grupo de trabajo OPD. (2006/2008). Selección del foco y planificación de la terapia. En *Diagnóstico psicodinámico operacionalizado (OPD-2). Manual para el diagnóstico, indicación y planificación de la psicoterapia*. Barcelona: Herder.
- Hilsenroth, M. J., Blagys, M. D., Ackerman, S. J., Bonge, D. R., & Blais, M. A. (2005). Measuring Psychodynamic-Interpersonal and Cognitive-Behavioral Techniques: Development of the Comparative Psychotherapy Process Scale. *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training*, 42, 340–356. doi:10.1037/0033-3204.42.3.340
- Kallenbach, L., Will, A., Kaufhold, J., & Leuzinger-Bohleber, M. (2015) *The LAC depression study - The effectiveness of psychoanalytic and cognitive-behavioral therapy of chronic depressed patients: Measuring the therapeutic adherence using the*

- comparative psychotherapy process scale (CPPS)*. Paper presented at the 8th European Conference on Psychotherapy Research, Klagenfurt.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de psicología*, *30*, 1151–1169. doi:10.6018/analesps.30.3.199361
- Lorenzo Seva, U., & Ferrando, P. J. (2012). *Manual of the Program FACTOR*. Retrieved from: <http://psico.fcep.urv.es/utilitats/factor/>
- Lorenzo-Seva, U. (1999). Promin: A method for oblique factor rotation. *Multivariate Behavioral Research*, *34*, 347–365. doi:10.1207/S15327906MBR3403_3
- McCarthy, K. S., & Barber, J. P. (2009). The Multitheoretical List of Therapeutic Interventions (MULTI): Initial report. *Psychotherapy Research*, *19*, 96–113. doi:10.1080/10503300802524343
- Owen, J., & Hilsenroth, M. J. (2011). Interaction between alliance and technique in predicting patient outcome during psychodynamic psychotherapy. *Journal of Nervous & Mental Disease*, *199*, 384–389. doi:10.1097/NMD.0b013e31821cd28a
- PDM Task Force. (2006). *Psychodynamic diagnostic manual*. Silver Spring, MD: Allia.
- Rattray, J., & Jones, M. C. (2007). Essential elements of questionnaire design and development. *Journal of Clinical Nursing*, *16*, 234–243. doi:10.1111/jcn.2007.16.issue-2
- Roussos, A. J., Etchebarne, I., & Waizmann, V. (2005). Un esquema clasificatorio para las intervenciones en psicoterapia cognitiva y psicoanalítica. *Anuario de Investigaciones de la Facultad de Psicología de la Universidad de Buenos Aires*, *XVIII*, 51–61.
- Safran, J. D., Muran, J. C., & Eubanks-Carter, C. (2011). Repairing Alliance Ruptures. *Psychotherapy*, *48*, 80–87. doi:10.1037/a0022140
- Strunk, D. R., Brotman, M. A., & DeRubeis, R. J. (2010). The process of change in cognitive therapy for depression: Predictors of early inter-session symptom gains. *Behaviour Research and Therapy*, *48*, 599–606. doi:10.1016/j.brat.2010.03.011
- Thompson-Brenner, H., & Westen, D. (2005). A Naturalistic Study of Psychotherapy for Bulimia Nervosa, Part 2. Therapeutic Interventions in the Community. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, *193*, 585–595. doi:10.1097/01.nmd.0000178883.82580.18
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, *16*, 209–220. doi:10.1037/a0023353
- Valdés, N., Tomicic, A., Pérez, J. C., & Krause, M. (2010). Sistema de codificación de la actividad terapéutica (scat-1.0): Dimensiones y categorías de las acciones comunicacionales de pacientes y psicoterapeutas. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, *XIX*, 117–130.

Appendix 1 / Apéndice 1**CPPS – Versión Terapeuta y Juez externo**

Consigna: Utilizando la escala presentada a continuación, por favor puntúe cuán característica es cada una de las siguientes afirmaciones respecto de las acciones llevadas a cabo en la sesión. Por favor escriba el puntaje correspondiente en la línea en blanco que se encuentra al lado de cada ítem.

Escala:

0	1	2	3	4	5	6
Nada característica		Poco característica		Bastante característica		Extremadamente característica

- (1) El terapeuta alienta la exploración de sentimientos percibidos como incómodos para el paciente (e.g., enojo, envidia, excitación, tristeza o alegría).
- (2) El terapeuta da consejos explícitos o sugerencias directas al paciente.
- (3) El terapeuta propone activamente los temas de discusión y actividades terapéuticas.
- (4) El terapeuta conecta sentimientos o percepciones actuales del paciente con experiencias del pasado del paciente.
- (5) El terapeuta centra la atención en similitudes entre las relaciones del paciente que se repiten en el tiempo, situaciones o personas.
- (6) El terapeuta centra el diálogo en los sistemas de creencias irracionales o ilógicos del paciente.
- (7) El terapeuta centra el diálogo en la relación entre el terapeuta y el paciente.
- (8) El terapeuta anima al paciente a experimentar y expresar sentimientos en la sesión.
- (9) El terapeuta sugiere actividades específicas o tareas (tareas para la casa) para que el paciente realice fuera de la sesión.
- (10) El terapeuta aborda la evitación del paciente sobre temas importantes y cambios en el estado de ánimo.
- (11) El terapeuta explica los criterios que existen tras sus técnicas o su enfoque de tratamiento.
- (12) El terapeuta centra el diálogo en situaciones futuras de la vida del paciente.
- (13) El terapeuta sugiere formas alternativas de comprensión de experiencias o acontecimientos no reconocidos previamente por el paciente.
- (14) El terapeuta identifica patrones recurrentes en las acciones, sentimientos y/o experiencias del paciente.
- (15) El terapeuta aporta datos e información al paciente respecto de sus síntomas, su trastorno o del tratamiento.
- (16) El terapeuta permite al paciente que inicie el dialogo a partir de aspectos, eventos o experiencias significativas.
- (17) El terapeuta sugiere explícitamente que el paciente practique entre las sesiones la(s) conducta(s) aprendida(s) en terapia.
- (18) El terapeuta le enseña al paciente técnicas específicas para afrontar sus síntomas.
- (19) El terapeuta alienta la exploración de los deseos del paciente, fantasías, sueños o recuerdos tempranos de la infancia (positivos o negativos).
- (20) El terapeuta interactúa con el paciente de forma didáctica (como un docente).