



Ciencias Psicológicas

ISSN: 1688-4094

cienciaspsi@ucu.edu.uy

Universidad Católica del Uruguay

Dámaso Antonio Larrañaga

Uruguay

Daguerre, Leticia; Cordero, Soledad; Costa-Ball, Daniel  
PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL PBQ-SF EN SU VERSIÓN EN ESPAÑOL, EN  
POBLACIÓN URUGUAYA

Ciencias Psicológicas, núm. 9, septiembre, 2015, pp. 163-175

Universidad Católica del Uruguay Dámaso Antonio Larrañaga

Montevideo, Uruguay

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=459545410006>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

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

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

## PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL PBQ-SF EN SU VERSIÓN EN ESPAÑOL, EN POBLACIÓN URUGUAYA

### PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE PBQ-SF IN ITS SPANISH VERSION, IN URUGUAYAN POPULATION

**Leticia Daguerre**

**Soledad Cordero**

**Daniel Costa-Ball**

*Facultad de Psicología, Universidad Católica del Uruguay*

**Resumen:** El objetivo principal de esta investigación fue la realización de un estudio preliminar de las propiedades psicométricas del Personality Beliefs Questionnaire –Short Form (PBQ-SF, Beck y Beck, 1991) en su versión validada al contexto colombiano por Londoño, Calvete y Palacio (2012). El cuestionario evalúa las creencias disfuncionales de personalidad asociadas a los trastornos de personalidad: antisocial, narcisista, histriónico, límite, dependiente, evitativo, obsesivo-compulsivo, pasivo-agresivo, paranoide y esquizoide. Se administró en una muestra no clínica de 523 estudiantes universitarios uruguayos de Montevideo. Los resultados muestran una buena consistencia interna, así como una asociación significativa entre las escalas. En el análisis factorial exploratorio (AFE) se obtuvo un acercamiento a la estructura factorial original, encontrándose más similitudes que diferencias. Asimismo, se asentaron las bases para la ejecución de un futuro análisis factorial confirmatorio de la técnica.

**Palabras Clave:** *Cuestionario de creencias de personalidad; psicometría; trastornos de la personalidad; PQB-SF*

**Abstract:** The purpose of this study was to evaluate the psychometric properties of the “Personality Belief Questionnaire-short form” (Beck & Beck, 1991) in its Spanish version validated in Colombia by Londoño et al. (2012). The PBQ-SF measures core dysfunctional beliefs related to personality disorders: antisocial, narcissist, histrionic, border, dependent, avoidant, obsessive-compulsive, passive-aggressive, paranoid and schizoid. A sample of 523 Uruguayan university students in Montevideo completed the questionnaire. The findings showed good internal consistency and a high correlation between the scales. Exploratory factor analysis (EFA) indicates more similitude than differences with the original instrument. Results provide the basis for carrying out future confirmatory factor analysis.

**Key Words:** *Personality Beliefs Questionnaire; psychometry; personality disorders; PQB-SF*

### Introducción

El modelo cognitivo de los trastornos de personalidad de Beck et al. (2010) “enfatisa la importancia de los esquemas y creencias nucleares del paciente como estructuras organizacionales y representaciones mentales globales que guían el proceso de información y la conducta” (p.82). Asimismo Beck (2000), indica que las creencias centrales “...constituyen el nivel más esencial de creencia. Son globales, rígidas y se generalizan en exceso” (p. 34). Estos esquemas se van desarrollando y auto perpetuando desde la infancia, aportándole al sujeto una forma particular de verse a sí mismo, a los demás y al mundo. Son conceptos fundamentales, considerados como verdades

absolutas y muy difíciles de cambiar; entre otras razones, porque se trata de creencias ego-sintónicas, que el propio sujeto no llega a identificarlas como problemáticas (Beck, 2000).

Al hablar de trastornos de personalidad, se pone el énfasis principalmente en el funcionamiento de la persona en cuatro áreas: cognición, afectividad, funcionamiento interpersonal y estrategias de comportamiento (Beck et al., 2010; Caballo, 2004; Millon & Davis, 2000). El modelo cognitivo de los trastornos de personalidad de Beck et al. (2010) enfatiza la importancia en las creencias básicas que identifican a cada uno de los trastornos. Si bien cada persona tendrá su matiz particular, estos autores, identificaron el contenido específico de ciertas creencias para cada trastorno de personalidad, basándose en

la clasificación del momento del DSM-III-R (APA, 1987). De esta manera, cada trastorno tendrá ciertas creencias centrales características (e.g. las creencias presentes en el trastorno obsesivo compulsivo de la personalidad se relacionarán entre otras, con la intolerancia al error o la falla). El poder identificar estas creencias centrales le brinda al clínico una valiosa información, que lejos de categorizar al paciente, le permite conceptualizar las temáticas disfuncionales presentes en la vida de la persona, alineando la teoría con el modelo dimensional de los trastornos de personalidad (Beck et al., 2010). Esto ofrece una herramienta más para la evaluación diagnóstica diferencial y en la propia aplicación terapéutica, ya que se accede a las principales cogniciones que marcan la forma que tiene la persona de vincularse, sentir y actuar.

Con el objetivo de evaluar las cogniciones disfuncionales asociadas a los trastornos de personalidad, Beck, A.T. y Beck, J.S. (1991), crearon el *Personality Beliefs Questionnaire* (PBQ), del cual refieren "...el PBQ es una prolongación natural de la teoría cognitiva de los trastornos de personalidad" (Beck et al., 2010, p.85). Dicha técnica engloba las diferentes creencias disfuncionales características y asociadas a cada trastorno de personalidad según la clasificación psicopatológica de su momento, el DSM-III-R (APA, 1987). En su primera versión se trató de un cuestionario de escala tipo Likert, de 126 ítems agrupados en 9 sub-escalas de 14 ítems cada una, las cuales evaluaban las creencias vinculadas a los siguientes trastornos: dependiente, evitativo, paranoide, histriónico, narcisista, obsesivo-compulsivo, esquizoide, pasivo-agresivo y antisocial. En el caso del trastorno límite su evaluación se deriva de 14 ítems que ya estaban presentes en el cuestionario pero en referencia a otros trastornos (evitativo, dependiente y paranoide). Esta integración de creencias relacionadas con otros trastornos de personalidad, que le brinda un matiz contradictorio, es consistente con las características específicas del trastorno límite (Beck et al., 2010; Bhar, Brown, & Beck, 2008).

Si bien el instrumento fue construido en inglés y validado en Estados Unidos, en la actualidad ya se han realizado diversas traducciones y validaciones en diferentes países como Alemania (Fydrich, Schmitz, Hennch & Bodem, 1996), Turquía (Turkcapar et al. 2007) y más recientemente en España (Albein-Urios, Martínez-González, Lozano-Rojas & Verdejo-

García, 2011), Colombia (Londoño, Calvete & Palacio, 2012) y Brasil (Tadeu Leite, Lopes & Ferrarez Fernandes Lopes, 2012).

Al realizar una revisión sistemática no exhaustiva del tema, a través de las siguientes bases de datos: PsycINFO, Medline, Sciencedirect y Pubmed con los siguientes criterios "PBQ", "*personality beliefs questionnaire*", "*personality disorders beliefs*" se encontraron diversas investigaciones, en las que se demostraron las propiedades psicométricas del cuestionario tanto en población clínica como general, así como su correlación con diferentes variables.

La primera reseña sobre las propiedades psicométricas del instrumento se remonta a 1993, en una investigación llevada a cabo por Trull, Goodwin, Schopp, Hillenbrand y Schuster quienes aplicaron la técnica a una muestra de 188 estudiantes, destacándose una alta consistencia interna en sus escalas con un alfa de Cronbach entre .77 y .93. Asimismo, se encontró una modesta correlación entre el PBQ y el "Inventario de Personalidad de Minnesota" (*Minnesota Multiphasic Personality Inventory*, MMPI; Morey, Waugh & Blashfield, 1985) y el "Cuestionario de trastornos de la personalidad revisado" (*Personality Diagnostic Questionnaire-Revised*, PDQ-R) creado por Hyler, Skodol, Oldham, Kellman y Doidge. Posteriormente Beck et al. (2001) encontraron una alta correlación entre cinco de las sub-escalas del PBQ (evitativo, dependiente, obsesivo-compulsivo, narcisista y paranoide) y su correspondiente trastorno de personalidad medido por la "Entrevista clínica estructurada para el DSM, Eje II" (*Structured Clinical Interview for DSM, Axis II*, SCID-II; First, Gibbon, Spitzer, Williams & Benjamin, 1997). De igual manera en 2007, Jones, Burrell-Hodgson y Tate encontraron asociaciones significativas entre el PBQ y el "Inventario Clínico Multiaxial de Millon III" (*Millon Clinical Multiaxial Inventory-III*; Millon, Davis & Millon, 1997) para las escalas de evitación, dependencia, pasivo-agresivo y esquizoide en una muestra clínica de 164 pacientes. En una de las investigaciones consideradas más completas, Butler, Beck y Cohen (2007) comprobaron las propiedades psicométricas de la versión abreviada del cuestionario. Para ello, se eligieron los 7 ítems que tenían mejor representatividad en cada escala y se validó en un estudio de dos fases con una muestra psiquiátrica de 920 pacientes. Se reportaron coeficientes de consistencia interna entre .80 y .91. De esa manera se desarrolló el *Personality*

*Belief Questionnaire-Short Form* (PBQ-SF, Butler et al., 2007), de 65 ítems que permite una aplicación más eficiente para la investigación y la clínica pero manteniendo la misma calidad psicométrica. En una investigación llevada a cabo por Fournier, DeRubeis y Beck (2012) se realizó un análisis factorial del PBQ-SF en dos muestras clínicas ( $n=438$ ,  $n=683$ ) en donde se encontraron 7 factores: 5 de los cuales mantenían la estructura original (esquizoide, histriónico, paranoide, pasivo-agresivo y obsesivo-compulsivo). Los restantes 2 factores quedaron compuestos por la combinación de 4 escalas, la dependiente con la evitativa y la narcisista con la antisocial. A pesar de indentificar dicho solapamiento, también reportaron su validez para discriminar entre pacientes con diferente patología de personalidad. En un metanálisis realizado por Bridges y Harnish (2010) se informó que entre 25 escalas identificadas para evaluar creencias dentro del modelo teórico de Beck y Ellis, el PBQ presentaba los niveles más altos de fiabilidad (test-retest y consistencia interna), validez concurrente (con escalas clínicas), validez discriminante (con mediciones teóricamente relacionadas) así como validez de constructo. Por otra parte el PBQ, ha sido utilizado en diferentes investigaciones sobre comorbilidad entre trastornos de personalidad y trastornos alimentarios (Connan et al., 2009), así como para evaluar la eficacia de los tratamientos con terapia cognitiva de diferentes patologías que incluían diagnóstico de Eje II (Brown, Newman, Charlesworth, Crits-Christoph & Beck, 2004; Ng, 2005; Kuyken, Kurzer, DeRubeis, Beck & Brown, 2001).

Con respecto a sus versiones en castellano, la primera reseña de la adaptación del instrumento se remite al año 2011 (Albein-Urios et al., 2011) en la que los investigadores realizaron un estudio preliminar para la validación de la versión española del PBQ. El estudio se realizó con una muestra de 63 estudiantes y se reportan adecuadas propiedades psicométricas. Posteriormente, Londoño, Calvete y Palacio (2012) validaron el PBQ en su versión abreviada en población no clínica colombiana. El estudio se llevó a cabo con una muestra de 665 personas (estudiantes universitarios y personas laboralmente activas con distintos niveles de formación). Los resultados del análisis factorial confirmaron el modelo teórico propuesto habiéndose encontrado coeficientes adecuados, si bien inferiores a los obtenidos en

el estudio de Butler et al. (2007). Los autores afirman que su estudio, en consistencia con la denominación del cuestionario y la muestra estudiada no clínica, hace énfasis en las creencias de personalidad y no en los trastornos de la personalidad.

Dado el cambio propuesto por el DSM-5 (APA, 2013), en la conceptualización de los trastornos de personalidad hacia un modelo dimensional, el PBQ puede ser considerado un instrumento útil para evaluar los componentes cognitivos que integran la personalidad (Bhar, Beck & Butler, 2012; Hopwood, Schade, Krueger, Wright & Markon, 2013).

Comprendiendo la importancia de identificar dichas creencias, tanto para la clínica como para la investigación, se encontró que en Uruguay no se ha creado ni adaptado ningún instrumento que evalúe las creencias disfuncionales características de la personalidad. Dada esta situación, al momento de realizar investigaciones, es necesario recurrir a cuestionarios, escalas, e inventarios en castellano que han sido validados y adaptados a otra población de habla hispana. Es así que el objetivo de esta investigación consiste en realizar un estudio preliminar sobre las propiedades psicométricas del PBQ-SF (Beck et al., 2001) en su versión validada al contexto colombiano por Londoño et al. (2012), en una muestra no clínica de estudiantes universitarios uruguayos. Dicho objetivo implica analizar la fiabilidad y la estructura factorial del instrumento, así como analizar la validez de contenido de los ítems mediante expertos bilingües.

## Método

### Participantes

La muestra estuvo compuesta por 523 estudiantes universitarios, 375 mujeres (71,6%) y 148 hombres (28,4%). Se realizó un tipo de muestreo por conveniencia con estudiantes universitarios uruguayos de las carreras de Psicología, Ciencias de la Comunicación, Fisioterapia, Nutrición e Ingeniería de la Universidad Católica del Uruguay en Montevideo. Para el tamaño de la muestra se siguió el criterio de un número no menor a cinco participantes por cada ítem para poder realizar el análisis factorial, tal como es recomendado por Nunnally y Bernstein (1995). La media de edad fue de 23,03 con una desviación de 4,6. La mayoría de los participan-

tes eran solteros (87%), luego en concubinato (8%), casados (3,4%), divorciados (0,8%), viudo (0,2%) y sin información (0,6%). En la Tabla 1 se presentan los datos de la distribución de la muestra.

Tabla 1

*Distribución de la muestra*

Características sociodemográficas	Hombres (n = 148)	Mujeres (n = 375)	Total (N = 523)
<b>Edad</b>			
M	23.13	23.00	23.03
DE	4.56	4.64	4.61
18 - 21 años	67 (45.27%)	162 (43.2%)	229 (43.79%)
22 - 25 años	53 (35.81%)	141 (37.6%)	194 (37.1%)
26 - 35 años	24 (16.22%)	62 (16.54%)	86 (16.44%)
36 - 45 años	3 (2.03%)	8 (2.13%)	11 (2.10%)
46 - 69 años	1 (0.67 %)	2 (0.53%)	3 (0.57%)
<b>Carrera</b>			
Psicología	75 (50.7%)	279 (74.4%)	354 (67.69%)
Cs. de la Comunicación	32 (21.6%)	41 (11.0%)	73 (13.96%)
Nutrición	0 (0%)	34 (9.1%)	34 (6.5%)
Fisioterapia	19 (12.8%)	16 (4.3%)	35 (6.69%)
Ingeniería	22 (14.9%)	5 (1.2%)	27 (5.16%)
<b>Estado Civil</b>			
Soltero	134 (90.5%)	321 (85.6%)	455 (87%)
Casado	3 (2.0%)	18 (4.8%)	21 (4.01%)
Concubinato	10 (6.8%)	32 (8.5%)	42 (8.03%)
Divorcio	1 (0.7%)	3 (0.8%)	4 (0.76%)
Viudo	0 (0%)	1 (0.3%)	1 (0.2%)
<b>Ocupación</b>			
Empleo estable	45 (30.4%)	111 (29.6%)	156 (29.8%)
Empleo inestable	14 (9.5%)	22 (5.9%)	36 (6.9%)
Trabajo independiente	23 (15.5%)	32 (8.5%)	55 (10.5%)
Desempleado	66 (44.6%)	202 (53.9%)	268 (51.3%)
Ama de casa	0 (0%)	8 (2.1%)	8 (1.5%)

la muestra según edad, estado civil, carrera y ocupación. Junto con la ficha se presentó el Personality Belief Questionnaire-Short Form (PBQ-SF, de Beck, A. T. & Beck, J. S., 1991), en su versión adaptada al español de Londoño et al. (2012), en estudio con un N de 665. El instrumento evalúa las creencias disfuncionales de personalidad desde el modelo cognitivo de Beck et al. (2010). Se trata de un cuestionario de autoinforme, con 65 ítems, que mide el grado con que una persona se identifica con ciertas creencias vinculadas con trastornos de personalidad.

El tipo de respuesta es estilo Likert, con 5 valores posibles: 4 = lo creo totalmente; 3 = lo creo mucho; 2 = lo creo moderadamente; 1 = lo creo levemente, y 0= no lo creo nada. El cuestionario está conformado por 9 subescalas, de 7 ítems cada una correspondientes a los trastornos de personalidad: dependiente, evitativo, paranoide, histriónico, narcisista, obsesivo-compulsivo, esquizoide, pasivo-agresivo y antisocial. Además, incluye una última subescala correspondiente al trastorno límite que incluye ítems presentes en las anteriores subescalas y agrega dos nuevos específicos (ver Tabla 2).

Como se observa en la Tabla 2, se destacan las escalas Paranoide, Dependiente, Obsesivo-Compulsivo, Histriónico, Pasivo-Agresivo y Límite con un alfa superior a .75 lo cual es un indicador de una buena confiabilidad. Particularmente las escalas Paranoide, Obsesivo-Compulsivo y Límite obtienen un alfa por encima de .80 lo que indica una confiabilidad alta. De las restantes escalas, no hay ninguna que obtenga un puntaje por debajo de .73, lo cual continúa siendo aceptable (Carretero-Dios & Pérez, 2005).

Si bien existe evidencia de que el PBQ se relaciona con los trastornos de personalidad (Beck et al., 2001; Butler et al., 2007; Jones et al. 2007), este es considerado principalmente una medición de creencias asociadas a ciertos tipos de personalidad por lo que su aplicación no se limita a la población clínica y su utilidad es mucho más amplia que la simple categorización de trastornos (Londoño et al., 2012).

### **Procedimiento**

Esta investigación obtuvo la aprobación del Comité de Ética de la Facultad de Psicología de la Universidad Católica del Uruguay.

Tabla 2

*Escalas del PBQ-SF con sus ítems y coeficientes de confiabilidad*

Trastorno de Personalidad	Ítems	$\alpha$ de Cronbach
Esquizoide	12, 25, 28, 29, 36, 50 y 53	.75
Paranoide	3, 13, 14, 17, 24, 48 y 49	.85
Antisocial	23, 32, 35, 38, 42, 59 y 61	.75
Narcisista	10, 16, 26, 27, 46, 58 y 60	.73
Histriónico	8, 22, 34, 37, 52, 54 y 55	.80
Límite	31, 44, 45, 49, 56, 64, y 65	.81
Evitativo	1, 2, 5, 31, 33, 39 y 43	.75
Dependiente	15, 18, 44, 45, 56, 62 y 63	.77
Obsesivo-compulsivo	6, 9, 11, 19, 30, 40 y 57	.81
Pasivo-Agresivo	4, 7, 20, 21, 41, 47 y 51	.77



En primer lugar, como se recomienda para las adaptaciones de los tests (Muñiz, Elosua & Hambleton, 2013), se solicitó las autorizaciones a los respectivos autores del PBQ-SF tanto en su versión original (Beck, A. T. & Beck, J. S., 1991), como a la versión en español que se aplicó de Londoño et al. (2012).

En todo momento de la investigación la participación fue voluntaria, previa autorización mediante consentimiento informado, donde se consignó que se garantizaría la confidencialidad de los participantes y de los resultados. La administración del cuestionario fue colectiva, dentro del horario de clase en la propia institución educativa y llevó un tiempo aproximado de 15 a 20 minutos.

Siguiendo las recomendaciones de Carretero-Dios y Pérez (2005) y Muñiz, Elosua y Hambleton (2013), para la construcción y adaptación de técnicas, se solicitó a dos expertos del área y bilingües que analizaran ambos cuestionarios, el original y la versión colombiana con el fin de detectar discrepancias en la traducción que pudieran influir en el contexto cultural uruguayo. No detectaron diferencias significativas a nivel lingüístico, psicológico o cultural que pudiera alterar la semántica y comprensión de los ítems. Posteriormente se realizó un primer estudio piloto del instrumento en una muestra de 45 estudiantes universitarios con el fin de detectar dificultades en su comprensión o ambigüedades antes de realizar la aplicación en la muestra mayor. A esta población se le pidió que, conjuntamente con la cumplimentación de los cuestionarios, realizaran todos los comentarios que consideraran pertinentes sobre aquellos aspectos del cuestionario que les generara dudas de contenido, de semántica o formales. En dicha aplicación no se detectaron inconvenientes mayores en la comprensión de la consigna, en la escala Likert ni en la formulación de las preguntas. De esta manera se pasó a la fase de recolección de datos de la muestra seleccionada.

### **Análisis de datos**

En este primer estudio preliminar se decidió estudiar el comportamiento psicométrico del cuestionario adaptado por Londoño et al. (2012). El análisis estadístico se llevó a cabo con el programa SPSS 21 para Windows. En primer lugar se realizó el análisis de las escalas de la versión original adaptada por Londoño

et al. (2012). Posteriormente se realizaron los siguientes análisis basándose en las directrices planteadas por Carretero-Dios y Pérez (2005 y 2007): 1) análisis estadístico de los ítems, 2) estudio de la dimensionalidad del instrumento mediante análisis factorial exploratorio (AFE), 3) estudio de la mejor solución dentro de los números de factores extraídos junto con el análisis e interpretación de la estructura factorial y finalmente 4) estimación de la fiabilidad para lo cual se utilizó el estadístico alfa de Cronbach, que brinda una medida del grado en que los ítems correlacionan entre sí.

## **Resultados**

### **Análisis estadístico de los ítems**

El análisis de los ítems se realizó siguiendo los criterios de Streiner y Norman (1995), considerando la posibilidad a futuro de suprimir aquellos ítems que muestren respuestas demasiado unánimes y poco discriminativas. Para ello se consideran los ítems cuya media se encuentre a una distancia superior a una desviación típica, los ítems con una desviación típica reducida ( $DT < 0.5$ ), con una asimetría superior al valor  $\pm 1$ , con un coeficiente de correlación de Pearson entre el ítem y la escala a la que pertenece inferior a .30 (Nunnally & Bernstein, 1995; Carretero-Dios & Pérez, 2005) y aquellos que en caso de eliminarse incrementaría el alfa de Cronbach de la escala en más de .3 puntos (Morales Vallejo, Urosa Sanz & Blanco, 2003). El ítem que alcanzó un menor valor de  $r$ , fue el 53 de la escala Esquizoide con un  $r = .273$  y en caso de descartarlo la escala mejoraría su fiabilidad llegando a un Alfa de .754.

### **Estudio de la dimensionalidad del instrumento**

Se logró una buena adecuación del tamaño muestral ya que se cumplió el criterio expresado por varios autores (Carretero-Dios & Pérez, 2005; Martínez-Arias, 1995; Morales Vallejo et al., 2003), quienes establecen la necesidad de entre 5 y 10 participantes por cada ítem del cuestionario (65 preguntas). Con una muestra de 523 sujetos este criterio fue cumplido con un promedio de 8 participantes por cada ítem. Por otro lado el índice de adecuación muestral de Kaiser, Meyer y Olkin (KMO) arrojó un valor de .935, lo cual implica una muy buena condición para realizar análisis factorial.

Asimismo, en la prueba de esfericidad de Bartlett también se obtuvo un resultado significativo ( $p < 0.001$ ) indicando la posibilidad de realizar el procedimiento factorial (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Finalmente se estudiaron las comunalidades, encontrándose solo 5 ítems por debajo de .40, siendo la mínima .34 en el ítem 33 de la escala evitativa y la máxima se obtuvo en el ítem 13 de la escala paranoide (.68). Los 5 ítems que poseen una baja comunalidad ( $< 0.40$ ) podrían ser considerados a futuro para eliminarse debido a su bajo aporte en la solución factorial.

Se decidió realizar un primer análisis factorial exploratorio (AFE) ya que es la primera vez que se estudia en Uruguay dicha técnica (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Se utilizó el método de extracción de componentes principales con rotación varimax con normalización kaiser. Se utilizó dicho método siguiendo la recomendación de Nunnally y Bernstein (1995) ya que se dispone de más de 20 variables, altas comunalidades (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010) así como una muestra superior a 300 sujetos (Carretero-Dios & Pérez, 2005).

Se consideró la regla de Kaiser-Gutman que plantea como relevante autovalores (*eigenvalues*) mayores a 1 y el gráfico de sedimentación para la interpretación de los factores subyacentes. El criterio utilizado para definir los factores fue que la carga factorial fuera mayor a .30 (Gorsuch, 1983 & McDonald, 1985). En el caso de que dos ítems cargaran en varios factores se siguió el criterio de mantener el ítem en el factor más adecuado de acuerdo al modelo teórico del PBQ-SF siempre que la diferencia entre dichas cargas no superara .10 (Tadeu Leite et al., 2012). Dicho análisis arrojó 12 factores extraídos que explicaban el 46% de la varianza, lo cual es esperable dado que se considera una medida benigna, que tiende a aportar excesivos factores como explican Nunnally y Bernstein (1995). Posteriormente se realizó un análisis factorial de extracción de componentes principales con rotación varimax, pero esta vez forzando a extraer específicamente 10 factores, que explicaría el 53% de la varianza. Al observar que las escalas se encontraban altamente correlacionadas entre sí, como recomiendan Ferrando y Anguiano-Carrasco (2010), se realizó un segundo análisis de factorización de ejes principales con rotación oblimin, que confirmó la estructura encontrada previamente. Como explican Carretero-Dios y Pérez (2005) con variables mayores a 20, interrelación entre ellos y

muestras grandes (mayores a 300 sujetos) no se encuentran diferencias significativas en las soluciones factoriales con los diversos métodos, lo cual justifica la utilización del método de componentes principales.

### **Estudio de la mejor solución factorial obtenida**

En la tabla 3 se presenta la estructura de 10 factores obtenidos luego del AFE, utilizando los análisis explicados anteriormente. Se observó que algunos factores quedaban agrupados de igual manera que en la versión original, como fue el caso del factor "obsesivo-compulsivo" (7 ítems originales, alfa de Cronbach = .814), el "histriónico" (7 ítems, alfa de Cronbach = .797). Luego se observó que tanto el factor "narcisista" (alfa de Cronbach = .750) como el "esquizoide" (alfa de Cronbach = .739) se agrupaban con 6 de los ítems originales, pero con la salvedad que este último mejoraría su consistencia interna al eliminar la pregunta 53, aumentando su alfa de Cronbach a .754. En los restantes factores, se observó una combinación de los ítems de las escalas. Cada una de las nuevas escalas conformadas se presenta con una breve descripción del contenido común a los ítems agrupados, así como una frase que resumiría la creencia central característica.

**FACTOR 1: Las personas son peligrosas** (9 ítems, alfa de Cronbach = .875). En este factor se encuentran los 7 ítems comunes a la escala paranoide original del PBQ-SF, pero se agregan dos ítems: P59 ANT y P64 LIM. Esta misma estructura junto con otros ítems fueron encontradas también en la investigación de Tadeu Leites et al. (2012) así como en la investigación de Fournier et al. (2012). Todas las afirmaciones pertenecientes a la escala Paranoide tuvieron las mayores cargas factoriales dentro del mismo factor, manteniendo el criterio de la coherencia teórica en caso de que la diferencia de carga no fuera mayor a .10. Por otra parte, el ítem 64 que correspondería específicamente a la escala límite se encuentra dentro de este factor únicamente. Al analizar el contenido de la frase *no puedo confiar en los demás* (P64) se entiende claramente que va en la misma línea de la desconfianza propia de los asgos paranoides. De la misma manera la P59 perteneciente a la escala Antisocial versa, *si no desplazo a los demás, ellos me desplazarán a mí*. Es así que en este

factor es posible encontrar creencias sobre los demás como personas maliciosas, abusivas, que motiva por su parte a comportamientos de desconfianza, hipervigilancia y conductas de contraataque como se explica en el modelo cognitivo de las creencias de personalidad (Beck et al., 2010).

**FACTOR 2: *Se debe rendir al máximo*** (7 ítems, alfa de Cronbach =.814) En este factor se encuentran los 7 ítems correspondientes a la escala

original Obsesivo-Compulsivo, se obtuvo un alfa de .814 con unas buenas cargas factoriales cuyo rango se encuentra entre .47 (P57) y .75 (P11). Los resultados coinciden con el factor encontrado en la investigación de Tadeu Leite et al. (2012).

Si bien se encontró en el análisis de los ítems una asimetría mayor a 1 en los ítems 6, 9 y 57, no se hallaron otros indicadores problemáticos en el  $r$ , alfa, relación de la media y el desvío.

Tabla 3  
Resultados del Análisis Factorial Exploratorio

	Ítems	Carga factorial
<b>FACTOR 1</b> $\alpha = .875$		
PAR 3	Si las personas se comportan de forma amigable, quizás traten de usarme o explotarme.	.71
PAR 13	Si no me mantengo alerta, los otros intentarán usarme o manipularme.	.74
PAR 14	La gente actúa por motivos ocultos.	.65
PAR 17	Los demás intentarán menospreciarme a propósito.	.55
PAR 24	Si los demás descubren cosas sobre mí, las usarán en mi contra.	.49
PAR 48	Las personas se aprovecharán de mí si les doy la oportunidad.	.58
PAR 49	Tengo que estar en guardia todo el tiempo.	.56
ANTI 59	Si no desplazo a los demás, ellos me desplazarán a mí.	.50
LIM 64	No puedo confiar en los demás.	.58
<b>FACTOR 2</b> $\alpha = .814$		
OBS 11	Es importante que cualquier tarea se realice a la perfección.	.75
OBS 40	Si no me desempeño al más alto nivel, fracasaré.	.67
OBS 30	Es necesario ceñirse siempre a los estándares más altos, de lo contrario todo se vendrá abajo.	.63
OBS 19	Los detalles son extremadamente importantes.	.58
OBS 9	Si no soy sistemático, todo se derrumbará.	.56
OBS 6	Las imperfecciones, los defectos o los errores son intolerables.	.52
OBS 57	Cualquier imperfección o defecto en mi desempeño podría llevar a la catástrofe.	.47
<b>FACTOR 3</b> $\alpha = .773$		
DEP 44	Soy una persona necesitada y débil.	.77
DEP 45	Cuando me dejan solo, quedo indefenso.	.69
LIM 65	No puedo resolver las cosas tan bien como lo hacen los demás.	.54
EVI 43	Si la gente se acerca a mí, descubrirá mi yo "real" y me rechazarán.	.48
<b>FACTOR 4</b> $\alpha = .815$		
P-AG 20	Si considero a la gente muy mandona, tengo derecho a no tener en cuenta sus exigencias.	.39
P-AG 21	Las figuras con autoridad tienden a ser impertinentes, exigentes, entrometidas y controladoras.	.31
P-AG 47	Si sigo las reglas de la forma en que la gente lo espera, limitaré mi libertad de acción.	.59
P-AG 51	Las reglas son arbitrarias y me asfixian.	.46
ANTI 32	Vivimos en una selva y el más fuerte es quien sobrevive.	.41
ANTI 35	Si quiero algo, debería hacer lo que sea necesario para conseguirlo.	.44
ANTI 42	He sido tratado injustamente y tengo derecho a conseguir por cualquier medio lo que me corresponde.	.39
ANTI 61	La fuerza o la astucia es la mejor manera de hacer las cosas.	.55
NAR 10	Es intolerable que no se me tenga el debido respeto o que no consiga aquello a lo que tengo derecho	.39
ANTI 23	Debo hacer lo que sea para poderme salir con la mía.	.29
<b>FACTOR 5</b> $\alpha = .750$		
NAR 16	Los demás deberían reconocer lo especial que soy.	.42
NAR 26	Solo me comprenden las personas tan brillantes como yo.	.66
NAR 27	Puesto que soy superior, tengo derecho a un trato especial y a privilegios.	.73
NAR 46	Otras personas deberían satisfacer mis necesidades.	.54
NAR 58	Como soy tan talentoso, la gente debería preocuparse por promocionarme.	.56
NAR 60	A mí no me obligan las reglas que aplican para los demás.	.30



Tabla 3

*Resultados del Análisis Factorial Exploratorio (Continuación)*

<b>FACTOR 6</b> $\alpha = .797$		
HIST 8	Debería ser el centro de atención.	.46
HIST 34	Si no atraigo la atención de los demás, no les gustaré.	.66
HIST 37	Si no entretengo o impresiono a la gente, no soy nada.	.65
HIST 22	La forma en que consigo lo que quiero es impresionando o divirtiéndolo a la gente.	.59
HIST 52	Es horrible que la gente me ignore.	.39
HIST 54	Necesito que los demás me pongan atención para ser feliz.	.54
HIST 55	Si entretengo a la gente, no notarán mis debilidades.	.56
<b>FACTOR 7</b> $\alpha = .691$		
EVI 1	Quedar expuesto como inferior o inadecuado sería intolerable.	.54
EVI 2	Debo evitar a toda costa sentimientos desagradables.	.67
EVI 5	No puedo tolerar sentimientos desagradables.	.66
P-AG 4	Busco no ser dominado por personas con autoridad pero al mismo tiempo conservo su aprobación y aceptación.	.38
EVI 33	Debería evitar situaciones en las que llamo la atención o ser lo más discreto posible	.28
<b>FACTOR 8</b> $\alpha = .739$		
ESQ 12	Disfruto más haciendo cosas a solas que con otros	.64
ESQ 28	Es importante para mí ser libre e independiente de los demás	.52
ESQ 29	En muchas ocasiones estoy mucho mejor si me dejan solo.	.66
ESQ 36	Es mejor estar solo que sentirme "pegado" a otras personas.	.63
ESQ 50	Mi privacidad es mucho más importante para mí que la cercanía con la gente.	.55
ESQ 53	No me importa lo que piensan los demás.	.30
<b>FACTOR 9</b> $\alpha = .750$		
EVI 31	Los sentimientos desagradables aumentarán y se volverán incontrolables.	.31
EVI 39	Cualquier señal de tensión en una relación indica que va mal; por lo tanto, debería terminar.	.69
ANTI 38	Me golpearán si no golpeo primero.	.32
ESQ 25	Las relaciones son complicadas e interfieren con la libertad.	.53
DEP 63	Estoy básicamente solo – a menos que me pueda apegar a una persona más fuerte.	.41
P-AG 41	Establecer plazos, satisfacer requerimientos y adaptarme a los demás son golpes directos a mi orgullo y auto-suficiencia.	.27
<b>FACTOR 10</b> $\alpha = .727$		
P-AG 7	Con frecuencia, los demás son demasiado exigentes.	.55
DEP 18	Necesito que los demás me ayuden a tomar decisiones diciéndome qué hacer.	.48
DEP 62	Debo tener acceso a la persona que me apoya todo el tiempo.	.51
DEP 15	Ser abandonado es lo peor que me podría pasar.	.31
DEP 56	Necesito a alguien que esté siempre a mi lado para que me ayude en caso de que algo salga mal.	.37

PAR: Paranoide, DEP: Dependiente, EVI: Evitativo, HIST: Histriónico, LIM: Límite, OBS: Obsesivo-Compulsivo, NAR: Narcisista, ESQ: Esquizoide, ANTI: Antisocial, P-AG: Pasivo-Agresivo

En todos los ítems que conforma el factor se encuentran las creencias comunes de *no puedo equivocarme, debo manejarme con los estándares más elevados*, lo que se relaciona con un comportamiento controlador, hiperresponsable y auto y hetero-crítico (Beck et al., 2010).

**FACTOR 3: No puedo solo** (4 ítems, alfa de Cronbach = .773) En este factor quedaron agrupados dos de los ítems de la escala Dependiente (P44 y P45), junto con un ítem de la escala Evitativo (P43) y un ítem específico de la escala límite (P65). Las creencias comunes a este factor expresan la incapacidad de autonomía y

falta de confianza en los propios recursos, por lo que las estrategias conductuales principales serán aquellas que lleven a cultivar relaciones dependientes. Se puede inferir creencias centrales de ser inepto o incapaz, sintiéndose evaluado por las demás personas y por ende promoviendo su inhibición y evitación de situaciones en donde se sienta expuesto. No en vano el trastorno evitativo y dependiente de la personalidad comparten ciertas características de su perfil cognitivo, siendo también agrupados en el mismo cluster en las clasificaciones del DSM-IV-TR (APA, 2002) y DSM-5 (APA, 2013).

**FACTOR 4: *Tengo que hacer las cosas a mi manera*** (10 ítems, alfa de Cronbach = .815). Quedó conformado principalmente por 5 ítems de la escala Antisocial, 4 preguntas de Pasivo-Agresivo y 1 ítem de la escala Narcisista. Las creencias comunes que aparecen en este factor tienen que ver con la autosuficiencia y egocentrismo, así como con una falta de empatía y respeto por las reglas impuestas. De hecho los 4 ítems provenientes de la escala Pasivo-Agresivo reflejan contenidos de que *sería insoportable ser controlado por los demás o que las cosas deberían hacerse a mi manera*, dichas creencias se encuentran muy alineadas con los perfiles cognitivos del antisocial y del narcisista. Si bien en el DSM-IV-TR (APA, 2002) se relegó esta clasificación al apéndice B para estudios posteriores, denominándose Trastorno Negativista tanto autores como Beck et al. (2010) y Millon y Davis (2000) lo han incluido en sus modelos teóricos conceptuales de los trastornos de personalidad. Es así que en este factor encontramos creencias que remiten por un lado a quejas y oposicionismo ante las demandas de los otros, propias del perfil cognitivo del estilo pasivo-agresivo, junto con algunas características del estilo antisocial de priorizar sus propias necesidades.

**FACTOR 5: *Soy especial*** (6 ítems, alfa de Cronbach = .750). Las cargas factoriales varían en el rango mínimo de .302 (P60) al .736 (P27). Todas las comunales fueron superiores a .44 y si bien algunos ítems (58, 46 y 16) cargaban en otros factores en todos los casos las mayores cargas se encontraron dentro de este factor, por lo que se decidió mantener el criterio de cohesión teórica. Se trata de un factor que engloba creencias vinculadas al sentirse superior y con más derechos que el resto de las personas, lo cual es acompañado por carencia de empatía y exigencias hacia los demás. En las frases que conforman esta escala se conceptualiza el estilo narcisista de creencias mostrando distorsiones de magnificación, idealización, así como afirmaciones de *debería* sobre los comportamientos que las personas tendrían que tener para con él (Caballo, 2004).

**FACTOR 6: *Necesito gustar*** (7 ítems, alfa de Cronbach = .797). Agrupa todos los ítems correspondientes a la escala histriónico. Es de destacar que los ítems 22, 34, 37 y 55 solo tuvieron cargas factoriales en este factor, lo que muestra su cohesión de contenido. Si bien los

restantes también cargaron en el factor 5 y 7, la mayor carga se encontró en este factor. Los contenidos compartidos por todos los ítems refieren a la creencia sobre la necesidad de atención y a conductas de seducción para obtener afecto, así como al temor al rechazo. Esto explicaría porque podría compartir carga factorial con el factor 5 (*Soy especial*) que estaría vinculado con las características narcisistas, estando ambos vinculados al cluster B de la clasificación del DSM-IV-TR (APA, 2002) y DSM-5 (APA, 2013). Con respecto a la vinculación con el factor 7, que corresponde a aspectos evitativos, es comprensible en tanto ambos comparten creencias en donde el afecto y atención de los otros es fundamental y por ende también el temor a perderlos y la búsqueda de evitar el dolor que ello puede acarrear.

**FACTOR 7: *Debo evitar los sentimientos desagradables*** (5 ítems, alfa de Cronbach = .691). Este factor es uno de los que obtuvo menor alfa de Cronbach. Se encuentra conformado por ítems de la escala evitativa (4 ítems) y 1 ítem (P4) de la escala pasivo-agresivo. Es de destacar que se incluyó el ítem 33, que posee una carga factorial baja (.28), así como una comunalidad baja (.34), pero al probar los distintos análisis, se observó que mejoraba la consistencia interna de esta escala al incluirlo en la misma. Esto también ocurrió con el ítem 4 correspondiente a la escala pasivo-agresivo, cuya comunalidad no llegó a .40. Las cogniciones comunes a este factor involucran una sensibilidad particular a los sentimientos desagradables o al rechazo, así como una dificultad para regular y tolerar las emociones. Esto motivaría a la persona a desarrollar conductas evitativas o defensivas para evadir esa incomodidad.

**FACTOR 8: *Prefiero estar solo*** (6 ítems, alfa de Cronbach = .739). Incluye 6 de los 7 ítems originales de la escala, correspondiente al perfil esquizoide. Si bien el alfa no llega a un nivel óptimo, es un poco mejor que lo obtenido por Londoño et al. (2012) y Tadeu Leite et al. (2012). Los contenidos hacen referencia principalmente a un desapego social, a la preferencia de actividades en solitario y a vinculaciones distantes (Beck et al., 2010). Es de destacar que suprimiendo el ítem 53 mejoraría el alfa llegando a un nivel adecuado. Conceptualmente podría entenderse ya que la frase de ese ítem *no me importa lo que piensen*

los otros podría no reflejar realmente la creencia básica, ya que en este perfil la opinión de los otros no es indiferente, sino por el contrario, molesta.

**FACTOR 9: Las relaciones interpersonales son difíciles** (6 ítems, alfa de Cronbach =.750). Conformado por ítems de las escala Evitativo, Pasivo-Agresivo, Antisocial, Dependiente y Esquizoide. Si bien el ítem 41 posee una baja carga factorial (.27) y una baja comunalidad (.39), el mantenerlo dentro de este factor mejoraba el alfa de la escala y aportaba a nivel de contenido teórico. Los contenidos de los ítems agrupados, reflejan creencias vinculadas con que los sentimientos desagradables anticipan una catástrofe en la relación, la sensación de que los vínculos son complicados ya que los demás pueden herir, así como una sensación de pérdida de autonomía e independencia. Dichas cogniciones se acompañan con sentimientos de descontento con las relaciones y por tanto dificultades para desenvolverse en las mismas.

**FACTOR 10: Necesito del otro** (5 ítems, alfa de Cronbach =.727). Principalmente compuesto por 4 ítems de la escala dependiente, se observa como núcleo común la creencia de necesitar a otra persona más fuerte. Si bien estas creencias se vincularían con el factor 3 (que incluye también ítems dependientes) podemos observar que en esta aglomeración el contenido hace más referencia a la necesidad de otro en lugar del factor 3 que refleja principalmente un *no sentirse capaz*. Es así que dentro de los esquemas dependientes de personalidad

encontramos por un lado la creencia de no ser capaz y por otro (relacionado con este factor) la necesidad de alguien (Beck et al., 2010). Este factor quedaría conformado principalmente por creencias vinculadas a esto último: *necesito a alguien...; ser abandonado es lo peor...; necesito que los demás...*

**Estimación de la fiabilidad e interrelación entre las escalas**

Como se puede observar en la Tabla 4, se alcanzan buenos coeficientes de consistencia interna en los 10 factores. Es de destacar, que solo el factor 8 mejoraría su alfa al eliminar el ítem 53, lo cual se explicó en el apartado anterior. Los restantes factores no mejorarían sus coeficientes al suprimir ítems, lo que evidencia resultados de fiabilidad satisfactorios. Todos los coeficientes de correlación fueron significativos a  $p<0,01$ , indicando que comparten una varianza significativa entre ellos, lo cual es coherente dado el modelo teórico cognitivo de las creencias de personalidad (Beck et al., 2010). Las correlaciones oscilaron entre un mínimo de .28 entre el factor 10: *necesito del otro* y el factor 8: *prefiero estar solo* y la correlación más elevada de .68 entre el factor 9: *las relaciones interpersonales son difíciles* y el factor 1: *las personas son peligrosas*. Otras correlaciones muy elevadas se presentaron entre el factor 4: *tengo que hacer las cosas a mi manera* y varios factores como ser: el factor 1: *las personas son peligrosas* (.62), con el factor 5: *soy especial* (.62) y con el factor 9 *las relaciones interpersonales son difíciles* (.60).

Tabla 4  
Consistencia interna y correlación entre las escalas obtenidas luego del AFE

Factor	Denominación	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	"las personas son peligrosas"	.875									
2	"se debe rendir al máximo"	.51**	.814								
3	"no puedo solo"	.56**	.34**	.773							
4	"tengo que hacer las cosas a mi manera"	.62**	.54**	.41**	.815						
5	"soy especial"	.56**	.41**	.45**	.62**	.750					
6	"necesito gustar"	.49**	.39**	.53**	.54**	.55**	.797				
7	"debo evitar los sentimientos desagradables"	.52**	.46**	.42**	.57**	.38**	.48**	.691			
8	"prefiero estar solo"	.54**	.44**	.31**	.58**	.42**	.33**	.43**	.739		
9	"las relaciones interpersonales son difíciles"	.68**	.49**	.55**	.60**	.56**	.55**	.50**	.54**	.750	
10	"necesito del otro"	.47**	.40**	.52**	.56**	.42**	.56**	.55**	.28**	.50**	.727

\*\* La correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral).

Nota: Los coeficientes de Alfa de Cronbach se presentan destacados en diagonal

## Discusión

El objetivo de esta investigación fue realizar un estudio preliminar de las propiedades psicométricas del PBQ-SF en la versión de Londoño et al. (2012) para conocer el comportamiento de esta técnica que ya ha sido estudiada y validada con buenos resultados en diferentes contextos pero de la cual no existía ningún estudio previo en el medio uruguayo.

Los resultados obtenidos corroboran otras conclusiones obtenidas en diferentes estudios en donde se confirma su confiabilidad (Beck, 2000; Butler et al, 2002; Butler et al., 2007; Trull et al., 1993). En todas las escalas originales, se estimó una muy buena consistencia interna obteniéndose en varias de ellas valores mayores a los reportados en investigaciones previas (Londoño et al., 2012). Particularmente las escalas que obtienen mayor confiabilidad son las Paranoide (alfa de Cronbach =.85), Obsesivo-Compulsivo (alfa de Cronbach =.81) y Límite (alfa de Cronbach =.81), asimismo se destacan con un alfa de Cronbach superior a .75 las escalas Dependiente, Histriónico y Pasivo-Agresivo, también indicativo de una buena confiabilidad. De las restantes escalas, no hay ninguna que obtenga un puntaje por debajo de .73, lo cual continúa siendo aceptable.

Si bien en el AFE no se logró la estructura original de la técnica, se observó que la conformación de los 10 factores mantiene la coherencia teórica del modelo subyacente. Se halló de manera similar a lo obtenido por Fournier et al. (2012) que las escalas: Histriónico, Esquizoide, Narcisista y Obsesivo-Compulsivo mantienen prácticamente la estructura original, lo que permite afirmar la consistencia teórica del contenido de sus ítems. Particularmente se observan dificultades con la escala original Límite, que pueden responder a que en su construcción se apeló a preguntas pertenecientes a otras escalas (Dependiente, Evitativo, Paranoide) por las propias características cognitivas de este estilo de personalidad (Bhar, Brown & Beck, 2008). A los efectos del modelo factorial, así como sucedió en otros estudios (Tadeu Leite et al., 2012; Fournier et al., 2012) no se habló una categoría independiente que englobe todos los ítems incluidos en esa escala. Por el contrario, las creencias disfuncionales características del estilo límite se encontrarían en la combinación de varios factores. Por un lado englobaría elementos de desconfianza con el factor 1 *las personas son peligrosas* y el factor 9 *las relaciones interpersonales son difíciles* y

por otro lado características dependientes con los factores 3 *no puedo solo* y con el factor 10 *necesito del otro*. Dichos resultados confirman las características paradójicas de este trastorno de personalidad (Bhar, Brown y Beck, 2008), en el cual se encuentran pensamientos contradictorios que oscilan entre la necesidad del otro y a su vez el temor al mismo.

En los restantes factores hallados, se observan combinaciones entre los ítems de las diferentes escalas, en las cuales se encontró un núcleo común de contenido, que fue representado en forma de creencia nuclear. Las diez creencias correspondientes a los contenidos de los factores encontrados fueron: *las personas son peligrosas; se debe rendir al máximo, no puedo solo; tengo que hacer las cosas a mi manera; soy especial; necesito gustar; debo evitar los sentimientos desagradables; prefiero estar solo; las relaciones interpersonales son difíciles; necesito del otro*.

Si bien desde la teoría cognitiva de los trastornos de la personalidad, se hace hincapié en la presencia de pensamientos disfuncionales, la evidencia ha mostrado la dificultad de encontrar estilos puros de personalidad (Beck et al., 2001; Millon, C., Davis, & Millon, T., 2001). Por el contrario se ha observado una alta comorbilidad en los diferentes trastornos de personalidad, según la nosología del DSM-IV-TR (APA, 2002), lo cual motivó entre otras cosas, el replanteo de los modelos categoriales surgiendo una nueva alternativa en el DSM-5 (APA, 2013, Hopwood et al., 2013). En línea con lo anterior, Millon (2000, 2001) uno de los defensores de los modelos dimensionales, sostiene que la personalidad puede entenderse en un continuum, desde su manifestación saludable hasta su extremo patológico. De la misma forma se pueden considerar la dimensión cognitiva que la integra y que puede ser evaluada mediante este instrumento. Las altas correlaciones obtenidas entre las escalas originales en este estudio, ofrecen evidencia en esa misma línea. Esto coincidiría con los estudios de Arntz et al. (2004), Beck et al. (2001) y Fournier et al. (2012) quienes afirman que las creencias vinculadas a un trastorno de personalidad pueden manifestarse en otros trastornos, lo cual se vincula con los modelos dimensionales de personalidad (Gore & Widiger, 2013). Se puede constatar esto en las elevadas correlaciones encontradas en las escalas conformadas luego del AFE. Principalmente se distinguen aquellas encontradas entre el factor 9 cuyo contenido se centra en *las relaciones interpersonales son di-*



fíciles y el factor 1: *las personas son peligrosas*. Además se destaca la correlación entre el factor 4, que incluye elementos de la escala antisocial junto al factor 1 que está integrado esencialmente por ítems de la escala paranoide.

Cabe recordar que el PBQ-SF no tiene como objetivo la realización de diagnósticos de trastornos de personalidad, sino brindar una evaluación de las creencias disfuncionales. Si bien se necesitan más investigaciones con el instrumento, basado en este estudio preliminar, se puede pensar que el PBQ-SF es relevante en el contexto del modelo dimensional del DSM-5 (Hopwood et al., 2013). Los resultados indican que el PBQ-SF permite detectar la existencia de 10 estilos de creencias disfuncionales específicas, que son de gran utilidad para la práctica clínica. Es decir que, los clínicos se pueden valer de este instrumento como ayuda para el desarrollo de la conceptualización cognitiva del paciente, en tanto brinda información sobre el perfil de creencias disfuncionales del mismo.

Ninguna investigación se encuentra exenta de limitaciones. En primer lugar, al basarse en una técnica de autoinforme puede presentar dificultades características de este tipo de instrumento (deseabilidad social, estado afectivo al momento de completarlo, etc.) como su propio autor reconoce (Beck et al., 2001). Si bien en diferentes estudios, el PBQ ha demostrado una fuerte consistencia interna y confiabilidad test-retest tanto en población clínica como no clínica, la estructura factorial hallada en ambas poblaciones ha sido diferente (Bhar, Beck & Butler, 2012; Fournier, DeRubeis & Beck, 2012). Por lo que, atendiendo a estos resultados, sería conveniente a futuro utilizar muestras representativas de población clínica y general.

Futuras investigaciones deberán acompañar estos primeros resultados obtenidos sobre las características de la técnica. Sería de interés estudiar las evidencias externas de validez convergente y discriminante como recomienda Carretero-Dios y Pérez (2007) y Elosua (2003), así como la realización de un análisis factorial confirmatorio.

A pesar de las limitaciones y de la necesidad de estudios futuros, los resultados de esta investigación aportan las primeras evidencias que sugieren la validez y adecuación del uso del PBQ-SF en población no clínica uruguaya.

## Referencias

- American Psychiatric Association (1987). *Diagnostic and statistical manual of mental disorder* (3.<sup>a</sup> ed. rev.) (DSM-III-R). Washington, DC: American Psychiatric.
- American Psychiatric Association (2002). *Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales. DSM-IV-TR*. (4.<sup>a</sup> ed. rev.). Barcelona: Masson.
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorder* (5.<sup>a</sup> ed.) (DSM-5). Washington, DC: American Psychiatric.
- Albein-Urios, N., Martínez-González, J.M; Lozano-Rojas, O., & Verdejo-García, A. (2011) Estudio preliminar para la validación de la versión española del Personality Belief Questionnaire. *Trastornos adictivos*, 13(4),144-150.
- Arntz, A., Dreessen, L., Schouten, E., & Weeterman, A. (2004) Beliefs in personality disorders: a test with the personality disorder belief questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, 42(10),1215-25.
- Beck, J. S. (2000) *Terapia cognitiva. Conceptos básicos y profundización*. Barcelona: Gedisa.
- Beck, A. T., & Beck, J. S. (1991) The personality belief questionnaire. The Beck Institute for Cognitive Therapy and Research, Bala Cynwyd, PA.
- Beck, A. T, Butler, A. C, Brown, G. K., Dahlsgaard, K. K., Newman, C. E, & Beck, J. S. (2001). Dysfunctional beliefs discriminate personality disorders. *Behaviour Research and Therapy*, 39, 1213-1225.
- Beck, A.T., Freeman, A., Davis, D., & otros. (2010). *Terapia cognitiva de los trastornos de personalidad*. (3a. Ed.). Barcelona: Paidós.
- Bhar, S. S., Brown, G. K., & Beck, A. T. (2008). Dysfunctional beliefs and psychopathology in borderline personality disorder. *Journal of Personality Disorders*, 22(2), 165–177.
- Bhar, S.S., Beck, A.T. & Butler, A.C. (2012). Beliefs and personality disorders: an overview of the personality beliefs questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, 22(2), 165–177.
- Bridges, K. R., & Harnish, R. J. (2010). Role of irrational beliefs in depression and anxiety: a review. *Health*, 2, 862-877.
- Brown G. K., Newman C. F., Charlesworth S. E., Crits-Christoph P., & Beck, A. T. (2004). An open clinical trial of cognitive therapy for borderline personality disorder. *Journal of Personality Disorder*, 18(3), 257-271.
- Butler, A. C., Brown, G. K., Beck, A. T., & Grishman, J. R. (2002). Assessment of dysfunctional beliefs in borderline personality disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 40, 1231-1240.
- Butler, A.C., Beck, A.T., & Cohen, L.H. (2007). The Personality Belief Questionnaire-Short Form: Development and preliminary findings. *Cognitive Therapy and Research*, 31(3), 357–370.
- Caballo, V. E. (Coord.) (2004). *Manual de trastornos de la personalidad. Descripción, evaluación y tratamiento*. Madrid: Síntesis.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005) Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(3), 521-551.



- Carretero-Dios, H. & Pérez, C. (2007) Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales: consideraciones sobre la selección de tests en la investigación psicológica. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 863-882.
- Connan, F., Dhokia, R., Haslam, M., Mordant, N., Morgan, G., Pandya, C., & Waller, G. (2009). Personality disorder cognitions in the eating disorders. *Behaviour Research and Therapy*, 47(1), 77-82.
- Elosua Oliden, P. (2003) Sobre la validez de los tests. *Psicothema*, 15(2), 315-321.
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- First, M. B., Gibbon, M., Spitzer, R. L., Williams, J. B. W., & Benjamin, L. S. (1997). *Structured Clinical Interview for DSM, Axis II, SCID-II*. Washington, DC: American Psychiatric.
- Fournier, J. C., DeRubeis, R. J., & Beck, A. T. (2012). Dysfunctional cognitions in personality pathology: the structure and validity of the Personality Belief Questionnaire. *Psychological Medicine*, 42(4), 795-805.
- Fydrich, T. Schmitz, B., Hennch, Ch., & Bodem, M. (1996). Zuverlässigkeit und Gültigkeit diagnostischer Verfahren zur Erfassung von Persönlichkeitsstörungen [Fiabilidad y validez de procedimientos de diagnóstico de trastornos de personalidad]. En T. Fydrich, B. Schmitz y K. Limbarger (dirs.), *Persönlichkeitsstörungen: Diagnostik und Psychotherapie* [Trastornos de la personalidad: diagnóstico y psicoterapia] (pp. 91-116). Weinheim, Baden-Wurtemberg: Beltz.
- Gore, W. L., & Widiger, T.A. (2013). The DSM-5 Dimensional Trait Model and Five-Factor Models of General Personality. *Journal of Abnormal Psychology*, 122(3), 816-821.
- Gorsuch, R.,L. (1983). *Factor analysis* (2nd Ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Hopwood, C. J., Schade, N., Krueger, R. F., Wright, A.G.C., & Markon, K. E. (2013). Connecting DSM-5 personality traits and pathological beliefs: toward a unifying model. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 35(2), 162-172.
- Jones, S.H., Burrell-Hodgson, G., & Tate, G. (2007). Relationships between the personality beliefs questionnaire and self-rated personality disorders. *British Journal of Clinical Psychology*, 46(2), 247-251.
- Kuyken, W., Kurzer, N., DeRubeis, R. J., Beck, A. T., & Brown, G. K. (2001). Response to cognitive therapy in depression: the role of maladaptive beliefs and personality disorders. *Journal of consulting and clinical Psychology*, 69(3), 560-566.
- Londoño, N. H., Calvete, E., & Palacio, J. (2012). Validación del "Cuestionario de creencias de personalidad-versión breve" (PBQ-SF) en población no clínica colombiana. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 20(2), 305-321.
- Martínez-Arias R. (1995). *Psicometría: teoría de los tests psicológicos y educativos*. Madrid: Síntesis.
- McDonald, R. P. (1985). *Factor analysis and related methods*. Hillsdale: LEA.
- Millon, T., & Davis, R. (2000). *Trastornos de la personalidad. Más allá del DSM-IV*. Barcelona: Masson.
- Millon, T., Davis, R., & Millon, C. (1997). *The Millon Multiaxial Clinical Inventory-III*. Mineapolis, MN: Computer Systems.
- Millon, T., Davis, R., & Millon, C. (2001). *Trastornos de la personalidad en la vida moderna*. Barcelona: Masson.
- Morales Vallejo, P., Urosa Sanz, B., & Blanco Blanco, A. (2003). *Construcción de escalas de actitudes Tipo Likert. Una guía práctica*. Madrid: Editorial La Muralla.
- Morey, L. C., Waugh, M. H., & Blashfield, R. K. (1985). MMPI scores for the DSM-III personality disorders: their derivation and correlates. *Journal of Personality Assessment*, 49, 245-251.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. Doi:10.7334/psicothema2013.24
- Ng, R. M. K. (2005). Cognitive therapy for obsessive-compulsive personality disorder—A pilot study in Hong Kong Chinese patients. *Hong Kong Journal of Psychiatry*, 15(2), 50-53.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1995) *Teoría Psicométrica*. 3º ed. México: McGrawHill.
- Streiner, D. L., & Norman, G.L. (1995). *Health measurement scales: a practical guide to their development and use* (2º ed.). Nueva York: Oxford University Press.
- Tadeu Leite, D., Lopes E. J., & Ferrarez Fernandes, R. (2012) Psychometric characteristics of the Personality Belief Questionnaire-Short Form. *Revista Brasileira de Terapia Comportamental e Cognitiva*, XIV(3), 70-87.
- Trull, T. J., Goodwin, A. H., Schopp, L. H., Hillenbrand, T. L., & Schuster, T. (1993). Psychometric properties of a cognitive measure of personality disorders. *Journal of Personality Assessment*, 61(3), 536-546.
- Turkcapar, M.H., Orsel, S., Ugurlu, M., Sargin, E., Turhan, M., Akkoyunlu, S., Hutiloglu, U., & Karakas, G. (2007). Reliability and validity of the turkish version of personality belief questionnaire. *Klinik Psikiyatri*, 10, 177-191.

Para citar este artículo:

Daguerre, L., Cordero, S., & Costa-Ball, D. (2015). Propiedades psicométricas del PBQ-SF en su versión en español, en población uruguaya. *Ciencias Psicológicas* 9(2): 163 - 175

Recibido: 09/2014

Revisado: 03/2015

Aceptado: 06/2015