

VALIDACIÓN DEL “CUESTIONARIO DE VALORES” (VQ) EN EL CONTEXTO ARGENTINO

Paula Soledad José Quintero¹, Talía Gómez Yepes^{2,3}, Edgardo Etchezahar^{3,4} y Joaquín Ungaretti^{2,4}

¹*Fundación Foro (Argentina);* ²*Universidad Internacional de Valencia;*
³*Universidad Autónoma de Madrid (España);* ⁴*CONICET (Argentina)*

Resumen

El objetivo de este estudio fue examinar las propiedades psicométricas de la versión española del “Cuestionario de valores” (VQ) en una muestra argentina. El VQ se administró a un total de 1596 participantes. También se incluyeron medidas de aceptación y acción, fusión cognitiva, satisfacción con la vida y variables sociodemográficas. Los resultados confirmaron la estructura bifactorial del VQ. La escala mostró una consistencia interna adecuada y correlaciones significativas con las variables indicadas, lo que da cuenta de una validez de criterio adecuada. Además, los valores de obstrucción surgieron como un buen predictor de baja satisfacción con la vida. En conclusión, la versión argentina del VQ mostró buenas propiedades psicométricas para ser utilizada en el contexto argentino.

PALABRAS CLAVE: *valores, cuestionario, validación.*

Abstract

The aim of this study was to examine the psychometric properties of the Spanish version of the “Values Questionnaire” (VQ) in an Argentine sample. The VQ was administered to a total of 1596 participants. Measures of acceptance and action, cognitive fusion, life satisfaction, and sociodemographic variables were also included. The results confirmed the bifactor structure of the VQ. The scale showed adequate internal consistency and significant correlations with the indicated variables, which demonstrates adequate criterion validity. Furthermore, obstruction values emerged as a good predictor of low life satisfaction. In conclusion, the Argentine version of the VQ showed good psychometric properties to be used in the Argentine context.

Key words: *valuing, questionnaire, validation.*

Introducción

El trabajo sobre los valores personales en psicoterapia tiene una tradición que proviene de diferentes escuelas dentro del campo de la psicología clínica (Holmes y Lindley, 2018). El abordaje explícito de los valores personales en psicoterapia no está

presente en todos los modelos. Sin embargo, contamos con aportaciones precursoras de valores personales como foco del tratamiento. Ejemplos de ello son la logoterapia y la psicoterapia centrada en el cliente (Längle, 2019). Frankl (1966), creador de la logoterapia, sostiene que es fundamental dentro del proceso de psicoterapia que el cliente conozca sus valores y se responsabilice de cultivarlos, lo que constituiría un “sentido de vida” personal y único. Por su parte, Rogers (1966), creador de la psicoterapia centrada en el cliente, se centró en el desarrollo de la autorrealización en el proceso terapéutico, refiriéndose al despliegue del potencial humano, incluyendo dentro de este proceso la aceptación incondicional de los valores y metas de cada persona (Längle, 2019).

Los desarrollos posteriores también incluyeron el trabajo con los valores personales como componente fundamental dentro de la psicoterapia. Tal es el caso de la terapia dialéctico conductual (DBT) (Linehan, 1993), la terapia de activación conductual para la depresión (Lejuez et al., 2001; Martell et al., 2001) y el modelo de elaboración del significado de los trastornos de la alimentación (Marco et al., 2021). Dentro de estos desarrollos posteriores en el campo de la psicoterapia que consideran el trabajo sobre los valores personales como un componente fundamental, se encuentra la terapia de aceptación y compromiso (ACT; Hayes et al., 1999).

Uno de los principales objetivos de ACT es identificar y conectar con los valores personales, así como diseñar y lograr acciones guiadas por esos valores (Wilson y Murrell, 2004). En otras palabras, el objetivo es crear una vida rica y significativa, aceptando el dolor inevitable que trae la vida (Harris, 2006). A este respecto, algunas evidencias revelaron que cuando los patrones de comportamiento se basan en valores personales, suelen asociarse con una mayor satisfacción con la vida, una mayor orientación al cambio y un mayor bienestar psicológico (Epton et al., 2015; Gloster et al., 2017).

Si bien ACT puede identificarse como un modelo de psicoterapia con raíces conductuales que se ubican dentro de las llamadas “terapias de tercera ola” (Hayes et al., 2004), su tecnología ha sido diseñada con base en los contenidos de la teoría del marco relacional (Hayes et al., 2001). Este modelo de psicoterapia enfatiza en aumentar la flexibilidad psicológica para conectarse con los valores personales en lugar de centrarse en la reducción sintomática (Wilson et al., 2010). En cualquier caso, la reducción sintomática se produciría como consecuencia del aumento de algunas de las habilidades incluidas en el concepto de flexibilidad psicológica: quizás la habilidad más importante sea la identificación y conexión con los propios valores. Así, las estrategias terapéuticas de ACT están subordinadas al objetivo de ayudar al cliente a vivir de acuerdo con sus valores personales (Hayes et al., 1999).

La definición más completa de valores personales dentro del modelo ACT es posiblemente la proporcionada por Wilson y DuFrene (2009): “los valores son consecuencias deseadas verbalmente construidas de patrones de acción dinámica que determinan los reforzadores principales de tal actividad y son intrínsecos a la implicación en la propia pauta de conducta valiosa” (p. 66). Esas consecuencias deseadas se eligen libremente (Lundgren y Larsson, 2018). A pesar de la dimensión verbal de la definición de valores, Bonow y Follette (2009) proponen una nueva dimensión de acción para distinguir las declaraciones verbales sobre valores (p. ej.,

"esto es importante en mi vida", "esto es bueno para mí", "quiero que mi vida sea sobre esto") de lo que llaman valorar. Valorar implica un patrón de acción (no acciones aisladas) y se asume que si alguien se comporta repetidamente en una dirección, eso significa que valora comportarse en esa dirección. Con frecuencia, valorar es independiente de lo que se verbaliza sobre los valores; por ejemplo, uno puede suponer que pasar mucho tiempo paseando a su perro es algo que valora incluso si no se declara verbalmente que es importante. Quizás la mayor limitación de esta última perspectiva sobre los valores personales es que no distingue si aquellas acciones que constituyen un patrón se llevan a cabo mediante control apetitivo o mediante control aversivo - por ejemplo, reglas sociales de cómo comportarse- (da Silva Ferreira *et al.*, 2020). Una última propuesta que supera algunas de las limitaciones anteriores es definir a los valores personales como cualidades estables de la acción, identificadas por el individuo, que establecen funciones reforzantes positivas de la acción descrita (da Silva Ferreira *et al.*, 2020). En otras palabras, los valores personales suelen ser estables o sufrir sólo pequeñas variaciones a lo largo de la vida.

Dada la relevancia de la identificación y conexión con los valores personales dentro del modelo de ACT, es fundamental contar con instrumentos sólidos que puedan evaluar esta variable de forma independiente y medir el impacto de las intervenciones con relación a la construcción de una vida significativa y orientada a valores.

Antes de que se desarrollara el "Cuestionario de valores" (*Valuing Questionnaire*, VQ; Smout *et al.*, 2014), dentro del modelo ACT se utilizaban diferentes instrumentos que evaluaban el proceso de valores. Lo que estos instrumentos tienen en común es que evalúan por separado los valores con relación a diferentes áreas de la vida. Por ejemplo, el "Cuestionario de una vida valiosa" (*Valued Living Questionnaire*, VLQ; Wilson *et al.*, 2010), que evalúa la importancia de los valores en 10 áreas vitales separadas y luego evalúa qué tan consistentes han sido las acciones en cada área vital de importancia; intenta identificar discrepancias entre lo que se verbaliza como valorado y lo que se actuó en esa dirección para cada área vital; el "Inventario de valores del dolor crónico" (*Chronic Pain Values Inventory*, CPVI; McCracken y Yang, 2006), que evalúa valores en seis áreas vitales en orden de relevancia y en qué medida la persona fue capaz de actuar de manera valorada en cada área; la "Diana de valores" (*Values Bull's Eye*; Lundgren *et al.*, 2012) que consiste en un gráfico que representa un objetivo con siete círculos concéntricos divididos en cuatro áreas vitales y la persona debe indicar para cada área vital del objetivo qué tan cerca o lejos estaba de cultivar su valores, más cerca de "dar en el blanco" significa acercarse a los valores; finalmente, el "Cuestionario de valores personales" (*Personal Values Questionnaire*, PVQ; Ciarrochi *et al.*, 2010) el cual consiste en describir valores en nueve áreas vitales y luego puntuar qué tan exitoso ha sido la persona en vivir de acuerdo con esos valores y cuánto compromiso tiene para acercarse a esos valores (cuánto le importa trabajar para cultivarlos más).

Si bien estos instrumentos han mostrado correlaciones positivas con constructos como satisfacción con la vida y bienestar psicológico (a mayor conexión con los valores, mayor bienestar/satisfacción), tienen la limitación de evaluar áreas de vida separadas (familia, trabajo, amigos, estudios, comunidad, salud, etc.). Esto

representa una debilidad porque las áreas se evalúan de forma separada y es fundamental analizar cómo se invierte el tiempo dedicado a los valores durante la vida en las áreas vitales consideradas en su conjunto (Smout *et al.*, 2014). Además, la evaluación por áreas puede dificultar una evaluación general consistente: puede ser difícil contrastar resultados de mucha conexión en un área y casi ninguna en otra con aquellas puntuaciones que refieren una aproximación moderada en todas las áreas de la vida. El VQ (Smout *et al.*, 2014) intenta resolver estas limitaciones evaluando acciones vinculadas a valores sin distinción de áreas vitales particulares, en un formato breve, fácil de responder y que no requiere conocimientos teóricos sobre el modelo para completarlo. Finalmente, el VQ tiene la mayor solidez psicométrica dentro del modelo ACT, según una revisión sistemática reciente (Barrett *et al.*, 2019).

El VQ es un cuestionario de autoinforme de 10 ítems. Los ítems son lo suficientemente amplios como para usarse en diferentes poblaciones clínicas y no clínicas. Los análisis factoriales -exploratorios y confirmatorios- mostraron dos factores: el Progreso (en vivir según valores), el cual refleja conexión con los valores, incluyendo claridad y conciencia de lo que es personalmente importante y perseverancia en vivir en consecuencia, y la Obstrucción (en vivir según valores), el cual refleja la desconexión con una vida orientada a valores debido a la evitación experiencial y la fusión cognitiva que genera falta de atención a valores importantes.

El VQ ha mostrado una consistencia interna adecuada tanto para la subescala de Progreso ($\alpha=0,87$, correlación promedio entre ítems $r=0,57$ [0,46 - 0,75]) como para la subescala de Obstrucción ($\alpha=0,87$ correlación promedio entre ítems $r=0,58$ [0,44 - 0,71]). Además, el VQ mostró una validez convergente adecuada ya que puntuaciones más altas en Progreso mostraron asociaciones con afecto positivo, satisfacción con la vida, propósito de vida y autoaceptación; y puntuaciones más altas en Obstrucción se asociaron con síntomas depresivos y afecto negativo (Smout *et al.*, 2014).

Se desarrollaron diferentes validaciones del VQ y estudios sobre sus propiedades psicométricas en diferentes países. Existe una versión colombiana (Ruiz *et al.*, 2022a), una versión en español (Ruiz *et al.*, 2022b) y una versión japonesa del VQ (Satomi Doi *et al.*, 2017). También encontramos una versión persa con una muestra de adultos involucrados en la pérdida de peso (Nonahal *et al.*, 2020), una versión sueca con una muestra de adultos con dolor crónico (Rickardsson *et al.*, 2019), una versión portuguesa también estudió el constructo en una muestra de adultos con dolor crónico (Carvalho *et al.*, 2018) y una versión aplicada para la población específica de adultos con enfermedad cardiovascular (Kibbey *et al.*, 2020). En el estudio colombiano se probó la consistencia interna para las subescalas de Progreso ($\alpha=0,83$) y Obstrucción ($\alpha=0,82$), y se encontró invariancia de medición en tres muestras. La primera muestra estuvo compuesta por 762 estudiantes de pregrado (62% mujeres, con un rango de edad de 18 a 63 años), la segunda muestra estuvo compuesta por un total de 724 individuos (74,4% mujeres, con un rango de edad de 18 a 88 años), y la tercera muestra estuvo compuesta por participantes clínicos con un total de 334 individuos (66,8% mujeres, rango de edad de 18 a 67 años). En todas las muestras, el modelo de dos factores obtuvo un buen ajuste a los datos probados mediante análisis factorial confirmatorio (AFC). Respecto

al estudio español, la consistencia interna fue adecuada para las subescalas de Progreso ($\alpha= 0,85$) y Obstrucción ($\alpha= 0,84$). La muestra estuvo compuesta por 846 participantes españoles (75,7% mujeres y con un rango de edad entre 18 y 72 años). El modelo de dos factores obtuvo un buen ajuste a los datos (RMSEA= 0,073, IC 90% [0,063, 0,083], CFI= 0,98, NNFI= 0,97 y SRMR= 0,053). El VQ mostró invariancia entre sexos. En el estudio japonés la muestra estuvo compuesta por 262 estudiantes universitarios. Se realizó un análisis factorial confirmatorio y los resultados mostraron que la versión japonesa del VQ tiene una estructura de dos factores. La misma estructura bifactorial fue encontrada en la versión portuguesa en dos muestras. Una muestra de mujeres con dolor crónico ($N= 231$) y la otra muestra estuvo compuesta por población general ($N= 268$). La versión persa del VQ, probada en una muestra de 420 participantes, mostró una consistencia interna adecuada ($0,73 > \alpha > 0,85$). Hasta la fecha, las propiedades psicométricas del VQ no han sido evaluadas en una muestra argentina. El propósito de la presente investigación fue realizar una adaptación lingüística y conceptual del VQ (Smout *et al.*, 2014) seguida de un análisis de sus propiedades psicométricas en Argentina y correlaciones con variables relacionadas.

Nuestras hipótesis son las siguientes: 1) el VQ tendrá una estructura bifactorial, como se observa en la escala original (Smout *et al.*, 2014) y obtendrá una adecuada consistencia interna. También consideramos no encontrar diferencias por sexo, como se informa en estudios previos. 2) Las puntuaciones más altas en la subescala de Progreso del VQ correlacionarán positivamente con puntuaciones más altas en satisfacción con la vida (SWLS) y negativamente con puntuaciones más altas en fusión cognitiva (CFQ) y evitación (AAQ-II). 3) Las puntuaciones más altas en la subescala de Obstrucción del VQ se correlacionarán positivamente con fusión cognitiva (CFQ) y evitación experiencial (AAQ-II), y negativamente con puntuaciones más altas en satisfacción con la vida (SWLS). 4) La evitación (AAQ-II) y la obstrucción son los principales predictores de satisfacción con la vida.

Método

Participantes

La muestra fue por conveniencia y estuvo compuesta por 1596 adultos de diferentes regiones de Argentina (tabla 1), con edades entre 18 y 80 años ($M= 49,90$; $DT= 15,59$), el 60,9% eran mujeres, el 37,5% hombres, mientras que el 1,6% indicó "género no binario". En cuanto al nivel de educación, el 2,9% de la muestra tenía solo educación primaria (completa e incompleta), el 33,8% tenía educación secundaria (completa e incompleta), el 26,6% tenía educación terciaria (comparable a un Grado Asociado), el 36,7% había completado sus estudios universitarios. Con respecto a la clase social, el 9,4% de los participantes indicó pertenecer a la clase baja, el 35,9% a la clase media baja, el 50% a la clase media y el 4,7% a la clase alta. Según los criterios de Tabachnick *et al.* (2007), ningún caso fue descartado de la muestra total debido a valores perdidos (criterio límite $\geq 5\%$).

Tabla 1
Distribución de casos por región de residencia

Región geográfica	<i>n</i>	%	Género (%)		Edad	
			Femenino	Masculino	<i>M</i> (<i>DT</i>)	Rango
Ciudad Autónoma de Buenos Aires	189	11,8	57,1	42,9	57,05 (16,46)	18-80
Provincia de Buenos Aires	760	47,6	67,3	32,7	47,49 (15,07)	18-80
Región 1 (Córdoba, Santa Fe, Mendoza, San Luis, San Juan)	275	17,2	51,3	48,7	53,32 (15,44)	18-80
Región 2 (Salta, Jujuy, Catamarca, La Rioja, Santiago del Estero, Tucumán)	88	5,5	53,4	46,6	46,14 (14,93)	19-80
Región 3 (Misiones, Chaco, Formosa, Entre Ríos y Corrientes)	168	10,5	57,7	42,3	49,11 (13,73)	18-80
Región Patagónica (La Pampa, Río Negro, Neuquén, Chubut, Santa Cruz, Tierra del Fuego)	116	7,3	58,8	41,2	49,69 (15,81)	20-80
Total	1596	100	60.9	37,5	49.90 (15.59)	18-80

Instrumentos

- “Cuestionario de valores” (*Valuing Questionnaire*, VQ; Smout *et al.*, 2014). El VQ es una medida de autoinforme que contiene 10 ítems calificados en una escala de 0 (nada cierto) a 6 (completamente cierto) destinado a evaluar el grado en que los encuestados se han comprometido en la vida coherente con los valores en las últimas dos semanas. El VQ tiene dos subescalas, de 5 ítems cada una: Progreso de valores (p. ej., “He progresado en las áreas de mi vida que más me importan”) y Obstrucción de valores (p. ej., “Pensamientos, sentimientos o recuerdos difíciles se interpusieron en el camino de lo que realmente quería hacer”). Las puntuaciones más altas indican un mayor progreso y obstrucción, respectivamente (Smout *et al.*, 2014). La consistencia interna de las puntuaciones de los factores en estudios de validación anteriores osciló entre $0,81 < \alpha < 0,87$ para la subescala de Progreso y $0,79 < \alpha < 0,89$ para la de Obstrucción, estando las puntuaciones de los factores correlacionadas de forma moderadamente negativa ($-0,50 < r < -0,66$) (Carvalho *et al.*, 2018; Smout *et al.*, 2014).
- “Cuestionario de aceptación y acción-II” (*Acceptance and Action Questionnaire-II*, AAQ-II; Bond *et al.*, 2011), versión española de Ruiz *et al.* (2013). El AAQ-II es una medida de autoinforme de siete ítems para evaluar la inflexibilidad psicológica (p.ej. “I Tengo miedo de mis sentimientos”) calificada en una escala Likert de siete puntos (de 1= “Nunca es cierto” a 7= “Siempre es

cierto"). Las puntuaciones más altas indican una mayor inflexibilidad psicológica. El alfa de Cronbach de la escala original fue $\alpha= 0,84$, y entre $0,75 < \alpha < 0,93$ entre diferentes muestras para la versión española. La versión española tiene una estructura unifactorial y muestra diferencias estadísticamente significativas entre muestras clínicas y no clínicas.

- c) "Cuestionario de fusión cognitiva" (*Cognitive Fusion Questionnaire*, CFQ; Gillanders *et al.*, 2014), versión argentina (CFQ-VA) de José Quintero *et al.*, 2022). El CFQ mide el nivel de fusión cognitiva que muestra una persona ante una variedad de situaciones propuestas. Es una medida de autoinforme de siete ítems en la que se pide a los participantes que respalden hasta qué punto están de acuerdo en cada ítem (p. ej., "Sobreanalizo situaciones hasta el punto de que no me resultan útiles") utilizando una escala de siete puntos. Escala Likert (de 1= "Nunca es cierto" a 7= "Siempre es cierto"). Las puntuaciones más altas indican una mayor fusión. Los valores alfa de Cronbach para la versión original fueron adecuados entre diferentes muestras ($0,88 < \alpha < 0,93$), así como los índices de ajuste del modelo ($0,962 < CFI < 0,991$; $0,049 < SRMR < 0,086$) en diferentes muestras (Gillanders *et al.*, 2014).
- d) "Escala de satisfacción con la vida" (SWLS; Diener *et al.*, 1985), versión española (Dimitrova *et al.*, 2015; Esnaola *et al.*, 2017). La SWLS mide los criterios subjetivos de satisfacción con la vida en cinco ítems (p. ej., "En la mayoría de las cosas, mi vida se acerca a mi ideal"; "Hasta ahora, he conseguido las cosas que son importantes para mí en la vida" y "Si naciera de nuevo, no cambiaría casi nada en mi vida"). La SWLS tiene un formato de respuesta tipo Likert de siete puntos que van desde "1= Totalmente en desacuerdo" hasta "7= Totalmente de acuerdo". Puntuaciones más altas indican mayores niveles de satisfacción con la vida.
- e) Cuestionario sociodemográfico *ad hoc*. Se pidió a los participantes que proporcionaran información sobre su edad, sexo, nivel de educación y clase social.

Procedimiento

Las personas que cumplieron con los criterios de edad (mayores de 18 años) y región geográfica fueron invitadas a participar a través de las redes sociales (Facebook, Instagram y Twitter), con base en los cupos estipulados para la distribución de la muestra. La muestra fue por conveniencia (no representativa de la población). Los participantes fueron previamente informados, al inicio, sobre el propósito del estudio, la institución responsable del mismo y se les proporcionó una dirección de correo electrónico de contacto en caso de que requirieran más información. Además, se les informó que los datos recopilados en este estudio sólo serían utilizados con fines académico-científicos y serían protegidos de acuerdo con la Ley Nacional Argentina 25.326 sobre protección de datos personales. Todos los procedimientos llevados a cabo en nuestro estudio estuvieron de acuerdo con los estándares éticos del comité institucional y de investigación y con la declaración de Helsinki de 1964 y sus enmiendas posteriores o estándares éticos comparables. Posteriormente, los participantes completaron el protocolo -administrado online-

incluyendo todas las medidas. Dos lingüistas realizaron una retrotraducción de los ítems del "Cuestionario de valores (VQ) analizados (inglés-español-inglés). Posteriormente, el instrumento fue evaluado por jueces expertos, uno con conocimientos sobre el VQ y otro experto en psicometría, quienes analizaron la equivalencia conceptual de la versión original del instrumento con las dos traducciones independientes. Finalmente analizamos el índice de validez de contenido (CVI) (Waltz *et al.*, 2005) y el resultado fue 0,97. Se aceptan valores de 0,80 o superiores (Polit y Beck, 2004).

Análisis de los datos

Primero, un análisis descriptivo de los ítems del VQ (medias, desviaciones estándar y medidas de dispersión). En cuanto a asimetría y curtosis seguimos los parámetros propuestos por Botella *et al.* (1993), donde se afirma que valores entre -1,4 y 1,4 son adecuados. Para la correlación ítem-total (r_{it}) seguimos a de Hair *et al.* (2010) (valores adecuados $\geq 0,35$) y para el indicador alfa de Cronbach si se elimina ítem (α_i) consideramos que la eliminación de cualquier ítem aumenta la consistencia interna de la escala. Se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) para probar el ajuste del VQ de dos factores correlacionados utilizando la estimación de máxima verosimilitud (ML) con la corrección robusta (SB) de Satorra-Bentler (Satorra, 2002). Para determinar el ajuste del modelo se utilizaron diferentes índices de bondad de ajuste: chi-cuadrado (χ^2/df), Índice de ajuste comparativo (CFI), índice de ajuste iterativo (IFI), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA), siguiendo el criterio de Hu y Bentler (1998) ($< 0,06$ para RMSEA; $> 0,95$ para CFI e IFI son indicativos de un ajuste adecuado del modelo). Para evaluar la consistencia interna se utilizó el alfa de Cronbach (α) y también el omega de McDonald (ω). También se calculó la varianza promedio extraída (AVE) para evaluar la validez discriminante (valores adecuados $> 0,50$). También se calculó el efecto techo y suelo, definido como el porcentaje de personas con la puntuación más baja (piso) y más alta (techo) en cada dimensión. Realizamos una prueba t de muestras independientes con el propósito de probar diferencias significativas entre los participantes masculinos y femeninos en los resultados del VQ. También utilizamos la matriz de correlaciones de Pearson para evaluar la validez de criterio y la correlación de Spearman cuando se utilizaron variables ordinales. Finalmente, se realizó una regresión lineal para explorar el papel de los valores como predictor de satisfacción con la vida. Hemos incluido el AAQ-II en el primer paso y el CFQ en un segundo paso para explorar si hay alguna validez incremental en la predicción de la satisfacción con la vida y, en el tercer paso, añadimos las dimensiones VQ Obstrucción y VQ Progreso. En todos los casos se calcularon los criterios de normalidad y los valores atípicos de las variables estructuradas para realizar los análisis paramétricos. Los diferentes análisis se realizaron utilizando SPSS v.20 y AMOS v.20.

Resultados

Primero procedimos a probar las estadísticas descriptivas de los ítems del "Cuestionario de valores" (tabla 2). Todas las estadísticas descriptivas fueron

adecuadas para los 10 ítems del VQ. No se observó sesgo de asimetría o curtosis según los parámetros propuestos por Botella *et al.* (1993), y todos los componentes agregaron fiabilidad a su propia dimensión. En general, todos los ítems contribuyen adecuadamente al conjunto de cada subescala, ya que presentan una adecuada correlación con la escala total, y la fiabilidad de cada subescala no mejora eliminando ningún ítem. Respecto a los efectos techo y suelo, luego de analizar la frecuencia de las respuestas de cada ítem en los valores 1 y 5, se encontró que el efecto piso osciló entre 0,2-0,5 y el efecto techo osciló entre 0,7-4,2 (según Terwee *et al.*, 2007, se considera que existen efectos suelo o techo si más del 15% de los encuestados alcanzaron la puntuación más baja o más alta posible).

Tabla 2
Estadísticas descriptivas de los ítems del "Cuestionario de valores"

Subescala/ítem	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>S</i>	<i>K</i>	<i>r.it</i>	α - i
<i>Obstrucción</i> ($\alpha=0,800$)						
1. Pasé mucho tiempo pensando en el pasado o el futuro, en lugar de estar involucrado en actividades que son importantes para mí.	2,29	2,20	0,488	-1,188	0,670	0,733
2. Estuve en "piloto automático" casi todo el tiempo	1,95	2,17	0,714	-0,957	0,629	0,746
6. Pensamientos, emociones y recuerdos difíciles se interpusieron en el camino de lo que realmente quería hacer	2,20	2,21	0,517	-1,212	0,567	0,766
8. Cuando las cosas no sucedieron de acuerdo al plan, las abandoné fácilmente	2,10	2,17	0,602	-1,079	0,450	0,801
10. Sentí que simplemente cumplía con la rutina mecánicamente más que focalizarme en lo que es realmente importante para mí	2,51	2,26	0,291	-1,311	0,597	0,756
<i>Progress</i> ($\alpha=0,746$)						
3. Trabajé hacia mis metas aún si no me sentí motivado	3,46	2,24	-0,334	-1,354	0,401	0,718
4. Me sentí orgulloso de cómo vivo mi vida	3,82	2,03	-0,594	-0,880	0,623	0,660
5. Avancé en las áreas de mi vida que más me importan	3,87	2,03	-0,594	-0,914	0,654	0,647
7. Mejoré en ser el tipo de persona que quiero ser	4,30	1,89	-1,012	-0,045	0,604	0,670
9. Sentí que tengo un propósito en la vida	4,12	2,08	-0,800	-0,706	0,546	0,688

Nota: *S*: asimetría; *K*: curtosis; *r.it*: correlación ítem-total; α -i: alfa si se elimina el ítem.

Posteriormente se analizó la validez de constructo del VQ, explorando si los datos presentaban un ajuste adecuado para el modelo uni y bidimensional del constructo (tabla 3). El modelo bidimensional correlacionado presenta un ajuste adecuado a los datos recolectados, mientras que el modelo unidimensional no. Como hemos planteado la hipótesis (H1), el VQ tiene una estructura bifactorial, como se observa en la escala original (Smout *et al.*, 2014).

Tabla 3
Análisis factorial confirmatorio del “Cuestionario de valores”

Modelo	χ^2 (gl)	SB χ^2 (gl)	$\Delta S-B \chi^2$ (gl)	CFI	IFI
Unidimensional	253,67 (65)	205,52 (65)	3,16	0,87	0,87
Dos dimensiones correlacionadas	144,26 (64)	113,47 (64)	1,77	0,95	0,95

Nota: valores adecuados: $\Delta S-B \chi^2$ (gl) ≤ 5 ; CFI, IFI $\geq 0,95$; RMSEA $\leq 0,08$.

Respecto al género, se encontraron diferencias estadísticamente significativas tanto en la dimensión Obstrucción ($t= 4,093$; $p < 0,001$; d de Cohen= 0,244), obteniendo las mujeres ($M= 2,35$) una media superior a los hombres ($M= 1,96$), al igual que en la dimensión Progreso ($t= 2,856$; $p < .001$; d de Cohen= 0,174) también con las mujeres ($M= 4,01$) obteniendo una media superior a los hombres ($M= 3,76$). No se encontraron diferencias significativas según la región de residencia de los participantes.

Posteriormente, se analizaron las relaciones entre las dos dimensiones del VQ, la edad, el nivel educativo y la autopercepción de clase social mediante las correlaciones de Pearson y Spearman según el caso (tabla 4). La edad se relaciona negativamente con la dimensión Obstrucción, pero no con la de Progreso. Asimismo, se observan relaciones significativas pero bajas con el nivel educativo y la autopercepción de clase social. En todos los casos, las relaciones tuvieron un tamaño del efecto pequeño (fuerza media $\geq 0,30$) (Cohen, 1988).

Los resultados indicaron que todas las variables estaban significativamente relacionadas (tabla 5) con diferente tamaño del efecto (tamaño del efecto medio $\geq 0,30$; alto $\geq 0,50$; y muy alto $\geq 0,70$, según los criterios de Cohen, 1988). Las puntuaciones más altas en VQ Progreso se correlacionan positivamente con puntuaciones más altas en satisfacción con la vida (SWLS) y negativamente con puntuaciones más altas en fusión cognitiva (CFQ) y evitación (AAQ-II), como hemos planteado la hipótesis (H2). Además, puntuaciones más altas en Obstrucción VQ se correlacionan positivamente con fusión cognitiva (CFQ) y evitación (AAQ-II) y negativamente con puntuaciones más altas en satisfacción con la vida (SWLS) (como hemos planteado la hipótesis en H3).

Finalmente, se probó la validez predictiva del VQ con la SWLS y otras variables (tabla 6). Las variables de evitación (AAQ-II) y obstrucción (VQ) son los principales predictores de satisfacción con la vida. La contribución de la fusión cognitiva (CFQ) no es significativa y la de la subescala Progreso del VQ es muy pequeña (Cohen, 1988). Estos resultados nos permiten corroborar la hipótesis 4 de nuestro estudio.

Tabla 4
Relaciones entre las dos dimensiones del "Cuestionario de valores" y las variables demográficas

Variables	<i>M</i>	<i>DT</i>	Rango	α	ω	1	2	3	4	5
1. Obstrucción del VQ	2,21	1,64	15	0,800	0,812	(0,72)	-0,437**	-0,265**	-0,167**	-0,201**
2. Progreso del VQ	3,92	1,45	15	0,746	0,775	(0,63)	0,079**	0,103**	0,179**	
3. Edad	49,90	15,59	18-80				--	0,095**	0,211**	
4. Educativo nivel	2,96	0,90	1-4					--	0,311**	
5. Clase social	2,50	0,73	1-4						--	

Notas: VQ= "Cuestionario de valores". Los criterios adecuados para ambos indicadores (α y ω) son $\geq 0,70$; Varianza promedio extraída (AVE) en la diagonal entre paréntesis. ** $p < 0,01$.

Tabla 5
Correlaciones entre las dimensiones del "Cuestionario de valores" (VQ) y el "Cuestionario de fusión cognitiva"; el "Cuestionario de aceptación y acción-II" y la "Escala de satisfacción con la vida", y consistencia interna del VQ

Subescala o instrumento	<i>M</i>	<i>DT</i>	Rango	1	2	3	4	5
1. Obstrucción del VQ	2,21	1,64	15	0,80	-0,437**	.630 **	.698 **	-0,458 **
2. Progreso del VQ	3,92	1,45	15		0,74	-0,341 **	-0,411 **	0,508 **
3. CFQ	3,46	1,36	15			0,82	0,767 **	-0,388 **
4. AAQ-II	2,89	1,36	15				0,78	-0,488 **
6. SWLS	3,39	0,97	15					0,84

Notas: VQ= "Cuestionario de valores"; CFQ= "Cuestionario de fusión cognitiva"; AAQ-II = "Cuestionario de aceptación y acción-II"; SWLS= "Escala de satisfacción con la vida". Niveles de consistencia interna (alfa de Cronbach) en la diagonal. ** $p < 0,01$.

Tabla 6
Análisis de regresión para satisfacción con la vida (SWLS)

Modelo de regresión	ΔR	<i>b</i>
Paso 1	0,259***	
AAQ-II		-0,509
Paso 2	0,001	
AAQ-II		-0,477
CFQ		-0,041
Paso 3	0,114***	
AAQ-II		-0,291
CFQ		-0,004
Progreso del VQ		0,101
Obstrucción del VQ		-0,346
R totales	0,374***	

Notas: AAQ-II = "Cuestionario de aceptación y acción-II"; CFQ= "Cuestionario de fusión cognitiva"; VQ= "Cuestionario de valores". *** $p<0,001$.

Discusión

Los resultados del presente estudio indican que la versión argentina del VQ presenta propiedades psicométricas adecuadas, incluida una consistencia interna adecuada y asociaciones significativas con variables relevantes en las direcciones esperadas. En concreto, el factor Progreso mostró relaciones positivas con la satisfacción con la vida y relaciones negativas con la fusión cognitiva y la evitación experiencial, mientras que el factor de Obstrucción mostró relaciones positivas con la fusión cognitiva y la evitación experiencial y relaciones negativas con la satisfacción con la vida. El análisis más detallado de estas relaciones se puede encontrar más adelante en esta discusión. De acuerdo con el estudio original (Smout *et al.*, 2014), se confirmó el modelo de dos factores. La misma estructura bifactorial se encontró en los estudios psicométricos de adaptaciones de la escala en diferentes países y poblaciones estudiadas hasta la fecha (Carvalho *et al.*, 2018; Kibbey *et al.*, 2020; Nonahal *et al.*, 2020; Rickardsson *et al.*, 2019; Ruiz *et al.*, 2022; Satomi *et al.*, 2017). Por lo tanto, el presente estudio proporciona más evidencia de la estructura bifactorial de VQ en diferentes idiomas y poblaciones.

En cuanto a las relaciones entre los dos factores del VQ y el sexo de los participantes, se encontraron diferencias estadísticamente significativas en ambos factores siendo la media de las mujeres mayor que la de los hombres. Las diferencias encontradas entre hombres y mujeres en los resultados merecen una mayor consideración ya que los estudios anteriores no informaron estas diferencias. Es posible que las mujeres muestren más conciencia de sí mismas que los hombres sobre si están o no en contacto con los valores. Es necesario realizar más investigaciones para aclarar este tema. En cuanto a la relación entre las puntuaciones de Obstrucción y la edad, el nivel educativo y la autoperccepción de clase social, es necesario continuar explorando esta relación en futuras investigaciones porque estas relaciones no aparecieron en estudios anteriores. Es posible que los obstáculos a los valores se perciban menos a una edad más temprana. También es posible que las

personas con menor educación y menores ingresos económicos estén más interesadas en satisfacer sus necesidades básicas y no cuenten con el tiempo para considerar sus valores y objetivos a largo plazo.

En cuanto a las relaciones encontradas entre el VQ y variables relevantes en el estudio, la versión argentina del VQ mostró correlaciones significativas con la satisfacción con la vida en las direcciones esperadas, tanto para el factor de obstrucción como para el factor Progreso. Se encontraron resultados similares en el estudio original (Smout *et al.*, 2014) y en los estudios de validación español y colombiano (Ruiz *et al.*, 2022). Desde una perspectiva ACT, y en consonancia con los hallazgos de las investigaciones sobre esta relación (Gloster *et al.*, 2017; Serowik *et al.*, 2018), vivir de acuerdo con los valores personales es un precursor del bienestar psicológico y la satisfacción con la vida (Hayes *et al.*, 2011), ya que este fenómeno explica un mayor contacto con reforzadores de acción intrínsecos.

La versión argentina del VQ, también mostró relaciones significativas con la evitación experiencial en las direcciones esperadas, tanto para el factor de obstrucción como para el factor de progreso. Se encontraron resultados similares en el estudio original (Smout *et al.*, 2014) y en la versión española y colombiana (Ruiz *et al.*, 2022). Dado que la evitación experiencial consiste en la no disposición a estar en contacto con experiencias internas difíciles y a los intentos de supresión de dichas experiencias (Hayes *et al.*, 2011), la investigación ha demostrado el papel mediador de la evitación experiencial en diversos problemas clínicos (p. ej., Costa y Pinto-Gouveia, 2011; Fledderus *et al.*, 2010; Moroz y Dunkley, 2019; Reddy *et al.*, 2006; Santanello y Gardner, 2007), un efecto central sobre el malestar psicológico (Bardeen y Fergus, 2016) y se ha propuesto, junto con la fusión cognitiva en su conjunto, como la piedra angular de la psicopatología. La evitación experiencial dentro del modelo ACT posee un papel central en la desvinculación de una vida vivida de acuerdo con los valores personales (Hayes *et al.*, 2011), por lo que se esperaba que puntuaciones más altas en Obstrucción se asociaran con puntuaciones más altas en evitación experiencial. A su vez, esto puede explicar la asociación entre puntuaciones más altas de Progreso con puntuaciones más bajas de evitación experiencial.

La mayor correlación positiva de la dimensión de Obstrucción del VQ con el CFQ y la correlación negativa de la dimensión Progreso del VQ con la misma variable merecen especial atención ya que esta relación no fue explorada en el estudio original. Sin embargo, en el estudio realizado en Colombia (Ruiz *et al.*, 2022) se exploró y se encontraron resultados similares. La fusión cognitiva describe el fenómeno por el cual los comportamientos se guían principalmente por el contenido de los pensamientos en lugar de estar guiados por contingencias más útiles. La fusión cognitiva reduce el repertorio conductual, disminuyendo el movimiento hacia metas que son valiosas para la persona (Blackledge, 2007). Por lo tanto, se esperaba encontrar relaciones significativas en las direcciones esperadas entre Obstrucción y Progreso del VQ y fusión cognitiva.

Aunque se han logrado los objetivos del estudio, existen una serie de limitaciones que deben tenerse en cuenta. Es importante mencionar que el 60,9% de los participantes eran mujeres por lo que los hombres y otras identidades de género podrían considerarse subrepresentados. En cuanto a las variables estudiadas,

este estudio no incluyó variables clínicas, como ansiedad y depresión, lo que podría ser un aporte importante para futuras investigaciones. Además, sería interesante para futuras investigaciones explorar el desempeño del VQ en una muestra clínica, para conocer su poder discriminante (entre muestras clínicas y no clínicas), ya que existe evidencia de esto en la investigación original (Smout *et al.*, 2014).

En conclusión, este estudio proporciona una medida válida de vivir según valores personales que puede ser utilizada para la población argentina, que podría administrarse tanto en el ámbito clínico como en el de investigación.

Referencias

- Bardeen, J. R. y Fergus, T. A. (2016). The interactive effect of cognitive fusion and experiential avoidance on anxiety, depression, stress and posttraumatic stress symptoms. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 5(1), 1-6. doi: 10.1016/j.jcbs.2016.02.002
- Barrett, K., O'Connor, M. y McHugh, L. (2019). A systematic review of values-based psychometric tools within acceptance and commitment therapy (ACT). *The Psychological Record*, 69, 457-485. doi: 10.1007/s40732-019-00352-7
- Blackledge, J. (2007). Disrupting verbal processes: cognitive defusion in acceptance and commitment therapy and other mindfulness-based psychotherapies. *The Psychological Record*, 57(4), 555-577. doi: 10.1007/BF03395595
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., Waltz, T. y Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: a revised measure of psychological inflexibility and experiential avoidance. *Behavior therapy*, 42(4), 676-688. doi: 10.1016/j.beth.2011.03.007
- Bonow, J. T. y Follette, W. C. (2009). Beyond values clarification: addressing client values in clinical behavior analysis. *The Behavior Analyst*, 32, 69-84. doi: 10.1007%2FBF03392176
- Botella, J., León, O. y San Martín, R. (1993). *Análisis de datos en psicología I*. Pirámide.
- Carvalho, S. A., Palmeira, L., Pinto-Gouveia, J., Gillanders, D. y Castilho, P. (2018). The utility of the Valuing Questionnaire in Chronic Pain. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 9, 21-29. doi: 10.1016/j.jcbs.2018.06.002
- Ciarrochi, J., Fisher, D. y Lane, L. (2010). The link between value motives, value success, and well-being among people diagnosed with cancer. *Psychooncology*, 20, 1184-1192. doi: 10.1002/pon.1832
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2^a ed.). Laurence Erlbaum.
- Costa, J. y Pinto-Gouveia, J. (2011). The mediation effect of experiential avoidance between coping and psychopathology in chronic pain. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 18(1), 34-47. doi: 10.1002/cpp.699
- da Silva Ferreira, T. A., Simões, A. S., Ferreira, A. R. y Dos Santos, B. O. S. (2020). What are values in clinical behavior analysis? *Perspectives on Behavior Science*, 43, 177-188. doi: 10.1007/s40614-019-00219-w
- Diener, E. D., Emmons, R. A., Larsen, R. J. y Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75. doi: 10.1207/s15327752jpa4901_13
- Dimitrova, R. y Domínguez Espinosa, A. (2015). Measurement invariance of the Satisfaction with Life Scale in Argentina, Mexico and Nicaragua. *Social Inquiry into Well-being*, 1, 32-39.
- Epton, T., Harris, P. R., Kane, R., van Koningsbruggen, G. M. y Sheeran, P. (2015). The impact of self-affirmation on health-behavior change: a meta-analysis. *Health Psychology*, 34, 187-196. doi: 10.1037/hea0000116

- Esnaola, I., Benito, M., Agirre, I. A., Freeman, J. y Sarasa, M. (2017). Measurement invariance of the Satisfaction with Life Scale (SWLS) by country, gender and age. *Psicothema*, 29(4), 596-601. doi: 10.7334/psicothema2016.394
- Fledderus, M., Bohlmeijer, E. T. y Pieterse, M. E. (2010). Does experiential avoidance mediate the effects of maladaptive coping styles on psychopathology and mental health? *Behavior modification*, 34(6), 503-519. doi: 10.1177/0145445510378379
- Frankl, V. E. (1966). Self-Transcendence as a Human Phenomenon. *Journal of Humanistic Psychology*, 6(2), 97-106. doi: 10.1177/002216786600600201
- Gillanders, D. T., Bolderston, H., Bond, F. W., Dempster, M., Flaxman, P. E., Campbell, L., Kerr, S., Tansey, L., Noel, P., Ferenbach, C., Masley, S., Roach, L., Lloyd, J., May, L., Clarke, S. y Remington, B. (2014). The development and initial validation of the Cognitive Fusion Questionnaire. *Behavior Therapy*, 45(1), 83-101. doi: 10.1016/j.beth.2013.09.001
- Gloster, A. T., Klotsche, J., Ciarrochi, J., Eifert, G., Sonnag, R., Wittchen, H. U. y Hoyer, J. (2017). Increasing valued behaviors precedes reduction in suffering: findings from a randomized controlled trial using ACT. *Behaviour Research and Therapy*, 91, 64-71. doi: 10.1016/j.brat.2017.01.013
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E. y Tatham, R. L. (2010). SEM: an introduction. In *Multivariate data analysis: a global perspective*. Pearson Education.
- Harris, R. (2006). Embracing your demons: an overview of acceptance and commitment therapy. *Psychotherapy in Australia*, 12(4), 2-8.
- Hayes, S. C., Barnes-Holmes, D. y Roche, B. (2001). *Relational frame theory: a post Skinnerian account of language and cognition*. Plenum Press.
- Hayes, S. C., Follette, V. y Linehan, M. (2004). *Mindfulness and acceptance: expanding the cognitive-behavioral tradition*. Guilford.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D. y Wilson, K. G. (1999). *Acceptance and commitment therapy: an experiential approach to behavior change*. Guilford.
- Holmes, J. y Lindley, R. (2018). *The values of psychotherapy*. Routledge.
- Hu, L. T. y Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-452. doi: 10.1037/1082-989X.3.4.424
- José Quintero, P. S., Rodríguez Biglieri, R., Etchezahar, E. y Gillanders, D. T. (2022). The Argentinian version of the Cognitive Fusion Questionnaire: psychometric properties and the role of cognitive fusion as a predictor of pathological worry. *Current Psychology*, 41(5), 2546-2557. doi: 10.1007/s12144-020-00767-4
- Kibbey, M. M., DiBello, A. M., Babu, A. A. & Farris, S. G. (2020). Validation of the Valuing Questionnaire (VQ) in adults with cardiovascular disease and risk. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 17, 144-151. doi: 10.1016/j.jcbs.2020.07.006
- Längle, A. (2019). The history of logotherapy and existential analysis. En E. van Deurzen, E. Craig, A. Längle, K. J. Schneider, D. Tantam y S. du Plock (dirs.), *The Wiley world handbook of existential therapy* (pp. 309-323). Wiley.
- Lejeuz, C. W., Hopko, D. R. y Hopko, S. D. (2001). A brief behavioral activation treatment for depression: treatment manual. *Behavior Modification*, 25, 225-286. doi: 10.1177/0145445501252005
- Leonard, K. A., Ellis, R. A. y Orcutt, H. K. (2020). Experiential avoidance as a mediator in the relationship between shame and posttraumatic stress disorder: the effect of gender. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 12(6), 651-658. doi: 10.1037/tra0000601
- Linehan, M. M. (1993). *Cognitive behavioral therapy of borderline personality disorder*. Guilford.

- Litwin, R., Goldbacher, E. M., Cardaciotto, L. y Gambrel, L. E. (2017). Negative emotions and emotional eating: the mediating role of experiential avoidance. *Eating and Weight Disorders*, 22(1), 97-104. doi: 10.1007/s40519-016-0301-9
- Lundgren, T. y Larsson, A. (2018). Values choice and clarification. En S. C. Hayes y S. G. Hofmann (dirs.), *Process-based CBT: the science and core clinical competencies of cognitive behavioral therapy* (pp. 375-387). New Harbinger.
- Lundgren, T., Luoma, J. B., Dahl, J., Strosahl, K. y Melin, L. (2012). The Bull's Eye Values Survey: a psychometric evaluation. *Cognitive and Behavioral Practice*, 19, 518-526. doi: 10.1016/j.cbpra.2012.01.004
- Marco, J. H., Cañabate, M., Pérez, S., Guillén, V., Botella, C. y Baños, R. (2021). El modelo de elaboración del sentido en personas con trastornos alimentarios (MESTA): un análisis preliminar del modelo. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 29(1), 5-28. doi: 10.5166/bp.8321101s
- Martell, C. R., Addis, M. E. y Jacobson, N. S. (2001). *Depression in context: strategies for guided action*. W. W. Norton.
- McCracken, L. M. y Yang, S. (2006). The role of values in a contextual cognitive behavioral approach to chronic pain. *Pain*, 123, 137-145. doi: 10.1016/j.pain.2006.02.021
- Moroz, M. y Dunkley, D. M. (2019). Self-critical perfectionism, experiential avoidance, and depressive and anxious symptoms over two years: a three-wave longitudinal study. *Behaviour Research and Therapy*, 112, 18-27. doi: 10.1016/j.brat.2018.11.006
- Nonahal, S., Mohammadkhani, S., Hasani, J. y Akbari, M. (2020) Psychometric properties of the Persian Version of the Valuing Questionnaire (VQ) in population engaging in weight loss. *Journal of Research in Psychological Health*, 14(3), 1-17. doi: 10.52547/rph.14.3.1
- Reddy, M. K., Pickett, S. M. y Orcutt, H. K. (2006). Experiential avoidance as a mediator in the relationship between childhood psychological abuse and current mental health symptoms in college students. *Journal of Emotional Abuse*, 6(1), 67-85. doi: 10.1300/J135v06n01_04
- Rickardsson, J., Zetterqvist, V., Kemanli, M.K., Holmström, L., Andersson, E. y Wicksell, R. K. (2019). Assessing values - Psychometric properties of the Swedish version of the Valuing Questionnaire in adults with chronic pain. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 14, 40-49. doi: 10.1016/j.jcbs.2019.08.009
- Rogers, C. (1966). *Psicoterapia centrada en el cliente: práctica, implicaciones y teoría*. Paidós.
- Ruiz, F. J., Herrera, Á. I. L., Luciano, C., Cangas, A. J. y Beltrán, I. (2013). Measuring experiential avoidance and psychological inflexibility: the Spanish version of the Acceptance and Action Questionnaire-II. *Psicothema*, 25(1), 123-129. doi: 10.7334/psicothema2011.239
- Ruiz, F. J., Odriozola-González, P., Suárez-Falcón, J. C. y Segura-Vargas, M. A. (2022). Psychometric properties of the Valuing Questionnaire in a Spaniard sample and factorial equivalence with a Colombian sample. *Peer J*, 10, e12670. doi: 10.7717/peerj.12670
- Ruiz, F. J., Suárez-Falcón, J. C., Segura-Vargas, M. A. y Gil-Luciano, B. (2022). Psychometric properties of the Spanish version of the Valuing Questionnaire in Colombian clinical and nonclinical samples. *Journal of Clinical Psychology*, 78, 233- 248. doi: 10.1002/jclp.23212
- Santanello, A. W. y Gardner, F. L. (2007). The role of experiential avoidance in the relationship between maladaptive perfectionism and worry. *Cognitive Therapy and Research*, 31(3), 319-332. doi: 10.1007/s10608-006-9000-6
- Satomi, D., Asako, S., Takashi, M. y Yuji, S. (2017). Reliability and Validity of a Japanese Version of the Valuing Questionnaire (VQ). *Japanese Journal of Behavior Therapy*, 43(1), 83-94. doi: 10.24468/jjbt.16-170
- Satorra, A. (2002). Asymptotic robustness in multiple group linear-latent variable models. *Econometric Theory*, 18(2), 297.312. doi: 10.1017/S0266466602182041

- Serowik, K. L., Khan, A. J., LoCurto, J. y Orsillo, S. M. (2018). The conceptualization and measurement of values: a review of the psychometric properties of measures developed to inform values work with adults. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 40, 615-635. doi: 10.1007/s10862-018-9679-1
- Smout, M., Davies, M., Burns, N. y Christie, A. (2014). Development of the Valuing Questionnaire (VQ). *Journal of Contextual Behavioral Science*, 3(3), 164-172. doi: 10.1016/j.jcbs.2014.06.001
- Tabachnick, B. G., Fidell, L. S. y Ullman, J. B. (2007). *Using multivariate statistics*. Pearson
- Terwee, C. B., Bot, S. D., de Boer, M. R., van der Windt, D. A., Knol, D. L., Dekker, J., Bouter, L. M. y de Vet, H. C. (2007). Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires. *Journal of Clinical Epidemiology*, 60(1), 34-42. doi: 10.1016/j.jclinepi.2006.03.012
- Wilson, K. G. & DuFrene, T. (2009). *Mindfulness for two: an acceptance and commitment therapy approach to mindfulness in psychotherapy*. New Harbinger.
- Wilson, K. G. y Murrell, A. R. (2004). Values work in acceptance and commitment therapy: setting a course for behavioral treatment. En S. C. Hayes, V. M. Follette y M. Linehan (dirs.), *Mindfulness & acceptance: expanding the cognitive-behavioral tradition* (pp. 120-151). Guilford.
- Wilson, K. G., Sandoz, E. K., Kitchens, J. y Roberts, M. (2010). The Valued Living Questionnaire: defining and measuring valued action within a behavioral framework. *The Psychological Record*, 60, 249-272. doi: 10.1007/BF03395706

RECIBIDO: 8 de marzo de 2023

ACEPTADO: 15 de enero de 2024