

ARTÍCULO ORIGINAL

Estructura factorial del Cuestionario de Fusión Cognitiva en universitarios de Lima

Factor structure of the Cognitive Fusion Questionnaire in university students from Lima

Pablo D. Valencia ^{1*} y César Falcón ¹

¹ Asociación Peruana Contextual-Conductual de Psicología, Perú.

* Correspondencia: pabvalenciam@gmail.com

Recibido: 25 de diciembre de 2018; Revisado: 04 de abril de 2018; Aceptado: 16 de Abril de 2018; Publicado Online: 01 de mayo de 2019.

CITARLO COMO:

Valencia, P. & Falcón, C. (2019). Estructura factorial del Cuestionario de Fusión Cognitiva en universitarios de Lima. *Interacciones*, 5(2), e167. doi: 10.24016/2019.v5n2.167

PALABRAS CLAVE

Análisis factorial;
Pensamiento;
Salud mental;
Psicometría;
Test psicológico.

RESUMEN

Introducción: La fusión cognitiva es un concepto central dentro de la terapia de aceptación y compromiso. El Cuestionario de Fusión Cognitiva (CFQ) fue desarrollado como una medida unidimensional que superaría las limitaciones de las propuestas previas. **Método:** El presente estudio analizó la estructura factorial del CFQ en universitarios peruanos ($n = 450$, 53 % mujeres). También examinó si dicha estructura era invariante entre varones y mujeres. **Resultados:** Los datos apoyaron la unidimensionalidad hipotetizada, así como la invarianza estricta. No se hallaron diferencias entre varones y mujeres en relación a las medias latentes de fusión cognitiva. La confiabilidad de la escala fue alta ($\omega = .916$). **Conclusiones:** Se sugiere que futuros estudios a) incluyan otras medidas junto con el CFQ, b) examinen la calidad del CFQ en distintos niveles del constructo, y c) analicen si otras medidas de (de) fusión cognitiva miden o no el mismo constructo.



KEYWORDS

Factor analysis;
Thinking;
Mental health;
Psychometrics;
Psychological tests.

ABSTRACT

Background: Cognitive fusion is a core concept in Acceptance and Commitment Therapy. The Cognitive Fusion Questionnaire (CFQ) was developed as a unidimensional measure that would overcome the limitations of previous endeavors. **Method:** The current study analyzed the factor structure of the CFQ in Peruvian undergraduates ($n = 450$, 53% female). It also examined whether such structure was invariant between males and females. **Results:** Data supported the hypothesized unidimensionality, as well as strict invariance. No difference was found between males and females regarding the latent means of cognitive fusion. Reliability of the scale was high ($\omega = .916$). **Conclusion:** Suggestions are made that future studies a) include other measures alongside the CFQ, b) examine the quality of the CFQ at different levels of the construct, and c) test whether or not different measures of cognitive (de)fusion measure the same construct.

INTRODUCCIÓN

¿Qué papel tienen los pensamientos en la explicación del comportamiento humano? La respuesta a esta pregunta dependerá de la posición filosófica que se tome, la cual establecerá los criterios de verdad que guiarán la interpretación de los datos (Hayes, Hayes, & Reese, 1988). El análisis conductual adopta una posición pragmática, en la cual juegan un papel fundamental la predicción y el control de la conducta como criterios de verdad (Hayes & Brownstein, 1986; Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999)¹. Es decir, para que una variable sea considerada como una *explicación* válida desde el punto de vista conductual, esta debe ser susceptible de ser influida/controlada, sea como antecedente o como consecuente. Por tal motivo, desde esta perspectiva, los pensamientos no son considerados causas de la conducta, sino que son también conductas que requieren una explicación (Freixa i Baqué, 2003; Hayes & Brownstein, 1986; Hayes & Wilson, 1995). Así, por ejemplo, la relación entre un pensamiento (conducta verbal) y una acción públicamente observable (conducta motora) no constituirá una relación causa-efecto, sino una relación efecto-efecto o, de manera más concreta, una relación conducta-conducta (Hayes & Brownstein, 1986).

Al considerar la cognición como conducta verbal, los analistas conductuales ponen ante sí el reto de explicarla en términos de contingencias ambientales susceptibles de ser controladas (Critchfield, Barnes-Holmes, & Dougher, 2018; Wilson & Hayes, 2000). Un avance importante en este campo lo constituyeron los estudios de Sidman (2009) sobre la equivalencia de estímulos, el proceso por el cual estímulos topográficamente distintos llegan a ser funcionalmente equivalentes. Aunque el estudio de la equivalencia de estímulos no es nuevo en psicología, la importancia de los trabajos de Sidman radica en su énfasis en las condiciones ambientales del sujeto, en lugar de hipotéticas variables mediadoras de naturaleza cognitiva o neural (Critchfield et

al., 2018). Un desarrollo interesante ligado a los estudios de Sidman lo constituye la teoría del marco relacional (*relational frame theory*, RFT), según la cual las relaciones de equivalencia son solo uno de los diversos tipos de relaciones derivadas posibles (Y. Barnes-Holmes, Barnes-Holmes, & McEnteggart, en prensa; Hayes, Barnes-Holmes, & Roche, 2001; Törneke, 2015).

Los problemas psicológicos pueden analizarse en términos del seguimiento inflexible de reglas verbales (Hayes et al., 1999), el cual crea una insensibilidad a las contingencias directas y mantiene a la conducta bajo control verbal. Esto ocurre, por ejemplo, cuando una persona intenta regular, a través de reglas, conductas que están, más bien, moldeadas por contingencias (p. ej., “Tengo que dejar de sentir miedo”). Según la RFT, una regla es una red relacional, esto es, un conjunto de relaciones derivadas interrelacionadas que —a través de la transformación de funciones estimulares por medio de claves contextuales— da lugar a patrones complejos de comportamiento (D. Barnes-Holmes, Finn, McEnteggart, & Barnes-Holmes, 2018; Y. Barnes-Holmes et al., en prensa). Las intervenciones que se basan en esta aproximación buscan, por una parte, reducir el seguimiento excesivo de reglas y, por otra, establecer nuevas reglas que conecten conductas alternativas con consecuencias globales, verbalmente construidas, que resulten deseables para el individuo (Hayes et al., 1999). Este proceso generalmente se realiza promoviendo el pase de una conducta gobernada por reglas del tipo *pliance* a un control del tipo *tracking* (Hayes et al., 2001). Por lo tanto, el objetivo central de estos tratamientos es entrenar la *flexibilidad psicológica*, la cual implica distinguir entre el *self* verbal y la propia conducta, así como establecer una relación de jerarquía entre ambos, de manera tal que la persona pueda dirigir sus acciones hacia los fines que valora como importantes (Törneke, Luciano, Barnes-Holmes, & Bond, 2015).

El punto de vista hasta aquí esbozado se inserta en la llama-

¹ Cabe precisar que algunos autores prefieren hablar de “influencia” en lugar de “control” (Hayes et al., 1999), por lo que ambos términos se utilizarán de manera intercambiable en el presente escrito.

da ciencia contextual-conductual, la cual deriva del análisis conductual pero busca, también, establecer características propias que la distinguan de este (Hayes, Barnes-Holmes, & Wilson, 2012). La principal intervención psicológica dentro de este modelo es la terapia de aceptación y compromiso (ACT), la cual, en sus inicios, se desarrolló de manera conjunta con la RFT (Hayes et al., 1999). Recientemente, sin embargo, se ha venido enfatizando, dentro de la ACT, el llamado *hexaflex* como un modelo de la flexibilidad psicológica (Hayes, Strosahl, & Wilson, 2014). Como respuesta a esto, algunos investigadores han sugerido la aplicación directa de los principios de la RFT a la intervención psicológica, prescindiendo de los términos de nivel medio de dicho modelo (Y. Barnes-Holmes et al., en prensa; Luciano, 2016; Törneke et al., 2015). Sea como fuere, el *hexaflex* constituye un modelo divulgativo/didáctico del análisis realizado desde la RFT y, por lo tanto, es posible establecer la conexión entre uno y otro (McEnteggart, 2018). De hecho, el uso de términos de nivel medio junto con términos de mayor precisión científica es contemplado en la ciencia contextual-conductual como parte de su programa *reticulado* (en red) de desarrollo (Hayes et al., 2012).

Uno de los principales términos de nivel medio utilizados en la ACT es el de *fusión cognitiva* (FC), la cual “consiste en mezclar los procesos verbal-cognitivos con la experiencia directa de manera que el individuo no puede diferenciar entre ambos” (Hayes et al., 2014, p. 358). En otras palabras, el individuo responde principalmente a las funciones estímulares derivadas (conducta gobernada por reglas) en detrimento de las funciones estímulares no arbitrarias o directas (conducta moldeada por contingencias) (Törneke, 2015). La FC se da en un contexto de literalidad, en el cual la persona responde a los enunciados verbales de la misma manera en que lo haría ante los referentes de estos enunciados (Hayes & Wilson, 1995). Por ejemplo, si alguien tiene el pensamiento “No tengo suerte en la vida” y lo evalúa como si fuera una *verdad*, en lugar de reconocerlo como lo que es (un pensamiento), entonces está en juego la FC. Más aún, esta llevará a que la persona encuentre difícil notar los momentos de su vida en los que sí tiene algo de “suerte”.

Se ha demostrado que la FC constituye un predictor significativo de problemas emocionales como la ansiedad y la depresión (Gillanders et al., 2014; Krafft, Haeger, & Levin, 2018). En consecuencia, se han desarrollado intervenciones destinadas a reducir la FC y fomentar su opuesto: la *defusión* (Blackledge, 2015). Estas intervenciones han mostrado ser eficaces para reducir la credibilidad, la frecuencia y el malestar generado por los pensamientos desagradables, así como para incrementar la afectividad positiva de la persona (Larsson, Hooper, Osborne, Bennett, & McHugh, 2016). Asimismo, se ha observado que, cuando se realizan en un enmarcamiento jerárquico con el *self* verbal, las intervenciones de defusión logran mejorar el desempeño en una tarea con alta demanda atencional (López-López & Luciano, 2017).

Dada la importancia de la FC para el estudio de la inflexibili-

dad psicológica, es necesario contar con instrumentos que midan esta variable. Uno de los primeros intentos de medirla fue la aplicación de una escala de *credibilidad*, la cual se añadía a las usuales escalas de frecuencia de pensamientos automáticos (Zettle & Hayes, 1986). Sin embargo, esta forma de operacionalizar la variable resulta limitada, pues se centra en el contenido de los pensamientos, dejando de lado otros aspectos funcionales relacionados con el seguimiento inflexible de reglas (Gillanders et al., 2014). De la misma limitación adolecen otros instrumentos, como el Cuestionario de Credibilidad de Sentimientos y Pensamientos Ansíógenos (Herzberg et al., 2012), el cual se centra, también, en la credibilidad de los pensamientos y presenta un contenido específico de los trastornos de ansiedad. Cabe mencionar que, al menos en un estudio, la credibilidad de los pensamientos negativos no mostró asociación con una medida de FC (Bolderston et al., 2018), lo que pone en duda la utilidad de la credibilidad como medida de fusión.

En vista de las limitaciones señaladas, Gillanders et al. (2014) construyeron el Cuestionario de Fusión Cognitiva (CFQ) a partir de un amplio *pool* de ítems que abarcó aspectos distintos del constructo. Luego de una serie de análisis psicométricos realizados con muestras amplias del Reino Unido, los autores derivaron una versión final compuesta por 7 ítems, todos los cuales están redactados de manera directa (es decir, un puntaje alto indica mayor fusión) y presentan una estructura unidimensional. Asimismo, demostraron que los puntajes de este instrumento mostraban asociaciones con otras variables en las direcciones esperadas. El CFQ ha sido traducido a distintos idiomas: coreano (Kim & Cho, 2015), catalán (Solé et al., 2016), francés (Dionne et al., 2016), portugués (Costa, Marôco, & Pinto-Gouveia, 2017; Lucena-Santos, Carvalho, Pinto-Gouveia, Gillanders, & Silva Oliveira, 2017), español (Romero-Moreno, Márquez-González, Losada, Gillanders, & Fernández-Fernández, 2014; Ruiz, Suárez-Falcón, Riaño-Hernández, & Gillanders, 2017) y alemán (China, Hansen, Gillanders, & Benninghoven, 2018).

Aunque algunos estudios aplicaron el análisis factorial exploratorio para examinar la estructura del CFQ (Dionne et al., 2016; Gillanders et al., 2014; Kim & Cho, 2015), la mayoría de ellos utilizó un análisis factorial confirmatorio (AFC). Algunos de estos estudios confirmaron la estructura unidimensional original sin mayores modificaciones (China et al., 2018; Ruiz et al., 2017; Solé et al., 2016). Sin embargo, en otros fue necesario modelar errores correlacionados (EC) para alcanzar un ajuste aceptable (Costa et al., 2017; Flynn, Hernandez, Hebert, James, & Kusick, 2018; Kim & Cho, 2015; Lucena-Santos et al., 2017). Un aspecto importante a resaltar es que, en todos los casos, el estimador de confiabilidad utilizado fue el coeficiente alfa, el cual, sin embargo, requiere que las cargas factoriales del modelo sean similares (tauequivalencia) y que no existan EC (McNeish, 2018). Así pues, si bien la mayoría de estudios reportó un coeficiente alfa mayor a .90 (China et al., 2018; Costa et al., 2017; Dionne et al., 2016; Flynn et al., 2018; Kim & Cho, 2015; Lucena-Santos

et al., 2017; Ruiz et al., 2017), es posible que este sea un estimador sesgado de la confiabilidad, debido a que no se tomó en consideración la posible violación de la tau-equivalencia y la presencia de EC.

La presente investigación tiene por objetivo examinar la estructura factorial del CFQ, así como la invarianza de medición según el sexo, en una muestra de universitarios de la ciudad de Lima. En el medio peruano, no se han publicado hasta la fecha —según conocimiento de los autores— investigaciones que hagan uso del CFQ. Por este motivo, en el presente estudio se analizarán algunas propiedades psicométricas básicas de este instrumento en una muestra peruana.

MÉTODO

Diseño

El presente constituye un estudio instrumental, pues tiene por finalidad analizar evidencias de validez y confiabilidad de un instrumento de medición (Montero & León, 2007).

Participantes

Se trabajó con una muestra intencional conformada por 450 estudiantes (240 mujeres) de una universidad pública de Lima Metropolitana, cuyas edades se hallaron entre 15 y 43 años ($M = 21.32$, $DE = 2.57$). Los lugares de residencia más representados en la muestra fueron los distritos limeños de Comas (12 %) y San Juan de Lurigancho (11 %). Los participantes provinieron de las siguientes facultades académicas: Ciencias Económicas y Ciencias Contables (45 %), Letras y Ciencias Humanas (23 %) y Psicología (32 %). La mayoría (61 %) se hallaba en una relación de pareja cuando se realizó la evaluación. Asimismo, la mayoría vivía con al menos uno de sus padres (75 %) o con algún otro pariente (12 %).

Instrumento

Cuestionario de Fusión Cognitiva (CFQ; Gillanders et al., 2014). Consta de 7 ítems que se responden en una escala Likert con siete opciones (1 = *Nunca es verdad*, 7 = *Siempre es verdad*). Se utilizó la traducción española del instrumento (Romero-Moreno et al., 2014) en su versión modificada por Ruiz et al. (2017), quienes hallaron coeficientes alfa elevados (entre .89 y .93) en su estudio con población colombiana. En el presente trabajo, no se realizaron modificaciones adicionales a la prueba, pues se comprobó previamente que los ítems resultaban comprensibles para la población de interés. El CFQ fue pensado para utilizarse como una medida unidimensional (Gillanders et al., 2014) y diversas investigaciones brindan apoyo a este supuesto (China et al., 2018; Dionne et al., 2016; Ruiz et al., 2017; Solé et al., 2016).

Procedimiento

Se contactó a los participantes en sus salones de clase luego de solicitar el permiso respectivo al docente de aula. Antes de iniciar la aplicación colectiva del instrumento, se explicó a los presentes en qué consistiría su apoyo y se enfatizó la posibilidad de no participar según su deseo. Todas las perso-

nas que respondieron el cuestionario lo hicieron de manera voluntaria y anónima.

Análisis de datos

Se calcularon los estadísticos descriptivos univariados, así como el coeficiente de curtosis multivariada de Mardia (1970). A continuación, se analizaron las covarianzas (y su forma estandarizada: las correlaciones) entre los ítems del CFQ. A partir de esta matriz, se realizó un AFC, en el cual se puso a prueba la unidimensionalidad del instrumento. Se utilizó una versión robusta del estimador de máxima verosimilitud (MLR; Yuan & Bentler, 2000), de manera tal que se considerase en el análisis la falta de normalidad en los datos. El ajuste del modelo se evaluó a través del estadístico $MLR\chi^2$. Sin embargo, este se encuentra influido por el tamaño de la muestra y, en muestras grandes, puede llevar a rechazar un modelo que no presenta una desviación importante respecto de los datos (Byrne, 2012). Por lo tanto, también se consideraron los siguientes índices de ajuste: CFI ($\geq .95$), TLI ($\geq .95$), RMSEA ($\leq .05$) y SRMR ($\leq .08$) (Hu & Bentler, 1999; Schermelleh-Engel, Moosbrugger, & Müller, 2003). En el caso del CFI, el TLI y el RMSEA, se utilizaron versiones robustas, pues se ha demostrado que el cálculo tradicional brinda resultados sesgados cuando se trabaja con un estimador robusto como MLR (Brosseau-Liard & Savalei, 2014; Brosseau-Liard, Savalei, & Li, 2012). A partir de los resultados del AFC, se calculó el coeficiente omega (ω) como un estimador de la confiabilidad (Dunn, Baguley, & Brunnsden, 2014; McNeish, 2018). Asimismo, se obtuvo el índice H para evaluar la replicabilidad del constructo, esto es, en qué medida los indicadores representan la variable latente (Dominguez-Lara, 2016). Se calculó, también, la varianza extraída promedio (AVE) como una aproximación a la validez convergente (Fornell & Larcker, 1981).

A continuación, se examinó el modelo tau-equivalente, para lo cual las cargas factoriales se forzaron a la igualdad. Este modelo fue comparado con el modelo previo (modelo congénico) a través de la $\Delta\chi^2$ (Satorra & Bentler, 2001) y de la ΔCFI (Cheung & Rensvold, 2002). Un empeoramiento significativo del modelo indicaría que no se cumple la tau-equivalencia y, por lo tanto, el coeficiente alfa señalaría un límite inferior de la confiabilidad en caso de que se cumplan los criterios de unidimensionalidad y de ausencia de EC (Meyer, 2010; Raykov, 2012; Raykov & Marcoulides, 2017). Tanto el coeficiente omega como el coeficiente alfa se complementaron con el cálculo de sus intervalos de confianza (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2015; Dunn et al., 2014), los que se obtuvieron a partir de 1000 muestras *bootstrap* de sesgo corregido y acelerado.

Para evaluar la invarianza factorial entre varones y mujeres, se evaluó, en primer lugar, el ajuste en ambos grupos por separado. A continuación, se establecieron, de manera secuencial, restricciones crecientes de equivalencia intergrupal en los siguientes parámetros del modelo: forma, cargas factoriales, constantes y residuos (Brown, 2015). Se evaluó si en algún punto de esta secuencia ocurría un

empeoramiento significativo del modelo. Para tal fin, se calculó la $\Delta\chi^2$ según el procedimiento de Satorra y Bentler (2001). Sin embargo, como se señaló líneas arriba, los cálculos basados en la prueba χ^2 pueden brindar resultados significativos aun cuando las diferencias son de magnitud despreciable. Por tal motivo, se siguió la recomendación de Cheung y Rensvold (2002) de calcular la ΔCFI y considerar que valores menores a $-.01$ indican un decremento significativo del ajuste y, por lo tanto, la falta de invarianza.

Los análisis se realizaron con los paquetes psych 1.8.4 (Revelle, 2018), userfriendlyscience 0.7.2 (Peters, 2018) y lavaan 0.6-2.1261 (Rosseel, 2012) implementados en el programa estadístico R 3.4.4 (R Core Team, 2018).

RESULTADOS

Se realizó el análisis descriptivo de los ítems del CFQ. Como se aprecia en la Tabla 1, en todos los casos se obtuvo una media ligeramente inferior a 3. Asimismo, los valores de asimetría y curtosis se hallaron en un rango de -1 a $+1$, lo cual indica que todos los ítems presentaron una distribución aproximadamente normal.

Se calculó, asimismo, el coeficiente de curtosis multivariada de Mardia, el cual indicó que los datos no se ajustaban a la normalidad multivariada: $b_{2,p} = 102.43$, $z = 37.14$, $p < .001$. Por tal motivo, se utilizó un estimador robusto (MLR) para realizar el AFC. Este se basó en las covarianzas entre ítems, las cuales se presentan en la Tabla 2 junto con su forma estandarizada, las correlaciones.

A través del AFC, se puso a prueba el modelo unidimensional representado en la Figura 1. El ajuste de este modelo fue aceptable: $MLR\chi^2(14) = 38.73$, $p < .001$; CFI robusto = $.976$;

TLI robusto = $.964$; RMSEA robusto = $.085$, IC 90 % [$.054$, $.118$]; SRMR = $.027$. Como se aprecia al examinar los índices de ajuste, la mayoría de estos, a excepción del $MLR\chi^2$ y el RMSEA robusto, indicaron un ajuste adecuado. Los índices de modificación no evidenciaron la necesidad de realizar una reespecificación de modelo, por lo cual se consideró el modelo unidimensional como definitivo.

A partir de los resultados del AFC, se calculó el coeficiente omega total (ω), el cual alcanzó un valor elevado: $\omega = .916$, IC 95 % [$.902$, $.929$]. Asimismo, la evaluación de la replicabilidad del constructo evidenció que los indicadores medían adecuadamente la FC: $H = .921$. También, la varianza extraída promedio mostró que la mayor parte de la varianza de los datos fue capturada por la variable latente, en contraposición a la varianza atribuible al error de medición ($AVE = .611$). Todas las cargas factoriales fueron mayores a $.700$ y el promedio de ellas fue de $.780$ (Figura 1).

Cuando se forzó la igualdad de las cargas factoriales, el modelo presentó un empeoramiento de sus índices de ajuste: $\Delta\chi^2(6) = 40.73$, $p < .001$ y ΔCFI robusto = $-.021$. Por tal motivo, no fue posible asumir la tau-equivalencia y —dado que se cumplen los criterios de unidimensionalidad y ausencia de EC— el coeficiente alfa ($\alpha = .915$, IC 95 % [$.900$, $.929$]) constituye una estimación del límite inferior de la confiabilidad.

A continuación, se probó el modelo unidimensional en los varones y en las mujeres por separado. En los varones ($n = 240$), se obtuvieron los siguientes índices de ajuste: $MLR\chi^2(14) = 25.94$, $p = .026$; CFI robusto = $.976$; TLI robusto = $.964$; RMSEA robusto = $.081$, IC 90 % [$.028$, $.130$]; SRMR = $.033$. En las mujeres ($n = 210$), el ajuste fue ligeramente infe-

Tabla 1.
Estadísticos descriptivos de los ítems del CFQ.

| Ítem | Media | Varianza | Asimetría | Curtosis |
|------|-------|----------|-----------|----------|
| 1 | 2.72 | 1.89 | 0.76 | 0.13 |
| 2 | 2.77 | 1.90 | 0.86 | 0.25 |
| 3 | 2.75 | 2.20 | 0.84 | 0.24 |
| 4 | 2.69 | 2.14 | 0.77 | -0.06 |
| 5 | 2.78 | 2.40 | 0.80 | -0.09 |
| 6 | 2.90 | 2.68 | 0.78 | -0.24 |
| 7 | 2.77 | 2.71 | 0.88 | -0.07 |

Tabla 2.
Matriz de covarianzas/correlaciones de los ítems del CFQ.

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 |
|---|------|------|------|------|------|------|------|
| 1 | — | 1.19 | 1.21 | 1.10 | 1.12 | 1.23 | 1.19 |
| 2 | .628 | — | 1.35 | 1.17 | 1.37 | 1.50 | 1.36 |
| 3 | .591 | .661 | — | 1.44 | 1.37 | 1.66 | 1.37 |
| 4 | .547 | .581 | .662 | — | 1.33 | 1.54 | 1.21 |
| 5 | .528 | .642 | .595 | .588 | — | 1.75 | 1.66 |
| 6 | .548 | .667 | .685 | .643 | .690 | — | 1.85 |
| 7 | .526 | .599 | .562 | .502 | .652 | .688 | — |

Nota. Por encima de la diagonal, se presentan las covarianzas y, por debajo, las correlaciones.

rior, aunque en líneas generales siguió el mismo patrón que el de los varones y el de la muestra total: $MLR\chi^2(14) = 31.75$, $p = .004$; CFI robusto = .969; TLI robusto = .954; RMSEA robusto = .102, IC 90% [.054, .149]; SRMR = .031.

Finalmente, se realizó un AFC de grupos múltiples, con el cual se puso a prueba si la solución factorial representada en la Figura 1 era equivalente entre varones y mujeres. Como se observa en la Tabla 3, no se observó un empeoramiento significativo del ajuste al aplicar restricciones de manera creciente, lo cual indica el cumplimiento de la invarianza estricta. Esto resultó cierto tanto cuando se analizaron los p -valores asociados a la $\Delta\chi^2$ como cuando se examinaron las ΔCFI .

Al cumplirse —como se observa en la Tabla 3— la invarianza fuerte (igualdad de constantes), fue posible realizar la comparación de medias latentes entre varones y mujeres, la cual resultó no significativa, $z = 1.38$, $p = .167$.

DISCUSIÓN

En el presente trabajo, se analizó la estructura factorial y la

invarianza de medición (según el sexo) del CFQ (Gillanders et al., 2014). En general, los resultados demostraron que el instrumento presenta una estructura unidimensional, la cual es equivalente entre varones y mujeres. Asimismo, se estimó una elevada confiabilidad.

Según conocimiento de los autores, este constituye el primer análisis del CFQ en una muestra peruana. La estructura unifactorial hallada coincide con lo propuesto por los creadores de la prueba (Gillanders et al., 2014) y con otros estudios que han llegado a resultados similares (China et al., 2018; Ruiz et al., 2017). A diferencia de otros trabajos, no fue necesario incluir EC en el modelo (Costa et al., 2017; Flynn et al., 2018; Kim & Cho, 2015; Lucena-Santos et al., 2017), lo cual indica que la variable latente de FC fue suficiente para explicar de manera adecuada las correlaciones entre los ítems.

Todas las investigaciones antecedentes revisadas reportaron el coeficiente alfa como estimador de la confiabilidad, incluso en aquellos casos en que el modelo factorial incluía EC. Esta práctica constituye una imprecisión y puede brindar

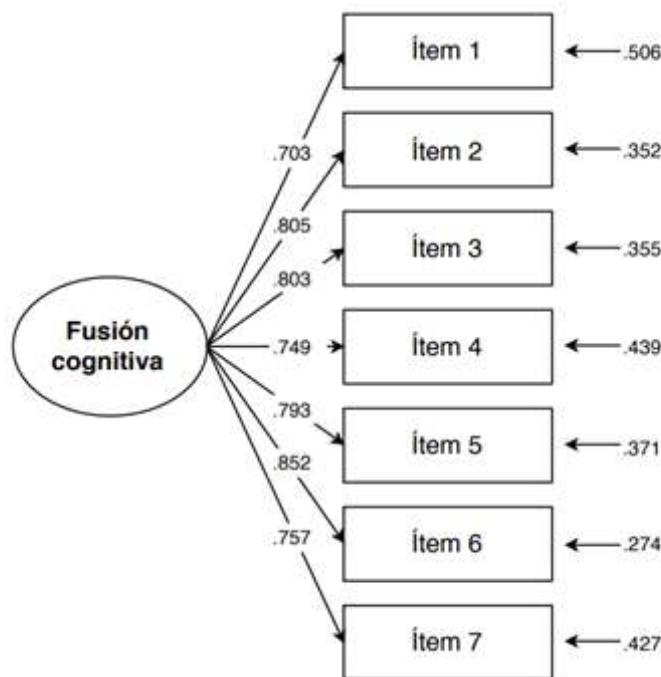


Figura 1. Estructura factorial del CFQ.

Tabla 3.
Análisis de invarianza del CFQ entre varones y mujeres.

| Parámetros invariantes | χ^2 | $\Delta\chi^2$ | Δgl | p | CFI (ΔCFI) |
|------------------------|----------|----------------|-------------|------|----------------------|
| Forma | 102.85 | | | | .973 |
| Cargas factoriales | 106.30 | 2.96 | 6 | .814 | .002 |
| Constantes | 107.73 | 1.45 | 6 | .963 | .002 |
| Residuos | 130.67 | 12.80 | 7 | .077 | -.005 |

Nota. El CFI (robusto) se calculó con base en el $MLR\chi^2$.

resultados sesgados, pues el coeficiente alfa requiere el cumplimiento de la tau-equivalencia, así como la ausencia de EC (Dunn et al., 2014; McNeish, 2018; Meyer, 2010). En los presentes resultados, no fue posible asegurar el cumplimiento de la tau-equivalencia, debido a que el establecimiento de una restricción de igualdad en las cargas factoriales provocaba un empeoramiento significativo del ajuste. Sin embargo, al no existir EC en el modelo, el coeficiente alfa puede considerarse un límite inferior de la confiabilidad (Meyer, 2010; Raykov, 2012; Raykov & Marcoulides, 2017). En este estudio, el coeficiente alfa obtenido ($\alpha = .915$) fue virtualmente idéntico al coeficiente omega ($\omega = .916$), lo cual indica, probablemente, que la violación de la tau-equivalencia fue mínima. En cualquier caso, el valor hallado en ambos coeficientes sugiere una elevada confiabilidad de la puntuación compuesta del instrumento. Este resultado coincide con la elevada replicabilidad del constructo —la cual indica que los indicadores (ítems) representan adecuadamente la variable latente de FC— y con el valor también elevado de la AVE —el cual sugiere que la mayor proporción de la varianza del modelo se debió a la variable latente, en oposición a la varianza debida al error de medición—.

Los datos también apoyaron la invarianza de medición entre varones y mujeres; es decir, se estaría midiendo el mismo constructo de manera equivalente en ambos grupos. Los autores solo han identificado un estudio previo que examinó la invarianza entre sexos (Ruiz et al., 2017). Sin embargo, en dicho trabajo solo se analizó la invarianza de cargas factoriales (invarianza débil) pero no la invarianza de interceptos (invarianza fuerte). En la presente investigación, por el contrario, se examinó incluso la invarianza estricta, la cual fue apoyada por los datos. Cabe mencionar que, cuando se compararon las medias latentes de varones y mujeres en la variable de FC, no se hallaron diferencias significativas entre ambos grupos.

Esta investigación presenta algunas limitaciones. En primer lugar, la muestra estuvo conformada por personas con características homogéneas (estudiantes universitarios), por lo cual es necesario replicar estos hallazgos en otras muestras. De hecho, un estudio realizado con adolescentes sugiere que el CFQ no funciona de manera equivalente en este grupo de edad, pues, por ejemplo, la confiabilidad es notablemente más baja y existe una mayor variabilidad de cargas factoriales (Solé et al., 2016). En segundo lugar, dado que el fin de este trabajo fue solo analizar la estructura factorial del CFQ y su invarianza según el sexo, no se incluyeron otros instrumentos para obtener evidencias adicionales de validez. Es importante tener en cuenta esta limitación, pues se ha observado repetidas veces que el CFQ muestra una correlación muy alta con el AAQ-II ($>.70$), incluso al punto de que ambas puntuaciones llegan a ser casi indistinguibles (Costa et al., 2017; Dionne et al., 2016; Gillanders et al., 2014; Kim & Cho, 2015; Lucena-Santos et al., 2017; Ruiz et al., 2017). Por lo tanto, resulta relevante llevar a cabo, en un futuro, análisis detallados de la validez discriminante de los puntajes del CFQ, de manera similar a lo realizado en

algunos estudios respecto del AAQ-II (Tyndall et al., 2018; Wolgast, 2014). En términos prácticos y en vista de la evidencia existente, los autores del presente trabajo recomiendan no aplicar el CFQ y el AAQ-II en un mismo estudio —salvo que el objetivo explícito sea examinar la elevada asociación entre ambos—, pues hacerlo resultaría redundante. De hecho, ambos instrumentos pueden ser considerados como intercambiables.

Es importante tener en cuenta que el CFQ constituye una medida de FC, pero no necesariamente de *defusión* cognitiva. Por ejemplo, en un estudio que analizó el AAQ-II desde la teoría de respuesta al ítem, se encontró que este instrumento brindaba puntuaciones de mayor calidad en niveles altos del constructo, mientras que en niveles bajos la calidad de los puntajes era menor (Ong, Pierce, Woods, Twohig, & Levin, 2018). Es posible que algo similar ocurra en el caso del CFQ. De ser así, el CFQ sería más sensible a los niveles altos que a los niveles bajos de fusión cognitiva. Esta hipotética situación permitiría una interpretación alternativa del hallazgo de Bardeen y Fergus (2016), quienes observaron una interacción significativa del AAQ-II y el CFQ en la predicción de los síntomas emocionales. De acuerdo con esta interpretación alternativa, el hecho de que una de las variables (p. ej., el CFQ) se relacione con los síntomas emocionales solo cuando el puntaje de la otra variable (p. ej., el AAQ-II) es alto se debería a que, cuando los puntajes son altos, la calidad de los instrumentos también tiende a ser mayor y, por lo tanto, la potencia para detectar asociaciones con otras variables también se eleva. Para poner a prueba esta hipótesis, estudios futuros deberán examinar la capacidad informativa del CFQ en distintos niveles del constructo.

Otro aspecto para tomar en cuenta en relación al CFQ como medida de la fusión o la defusión cognitiva es que, cuando este se ha analizado junto con una medida explícita de defusión —la Escala de Defusión de Drexel (Forman et al., 2012)—, los ítems de ambos instrumentos han tendido a cargar en factores distintos ortogonales (Hadaash, Lichtash, & Bernstein, 2017). Asimismo, en un estudio con una versión previa del CFQ —la cual incluía ítems inversos—, se realizó un análisis de componentes principales y se observó que los ítems inversos cargaban en un componente distinto (McCracken, DaSilva, Skillicorn, & Doherty, 2014). Aunque esto no es inesperado, lo llamativo de este estudio fue que la correlación entre los puntajes de ambos componentes fue notablemente baja ($r = .15$), lo cual sugiere que ambos conformaron constructos diferentes.

En conclusión, el presente estudio comprobó la estructura unidimensional del CFQ y demostró que esta es invariante entre varones y mujeres. Asimismo, los cálculos de estimación de la confiabilidad demostraron que esta fue muy elevada. Estudios futuros deben examinar el funcionamiento del CFQ en otras muestras y en relación con otras variables. Asimismo, es importante analizar —con técnicas de la teoría de respuesta al ítem— el funcionamiento de los ítems del CFQ en niveles distintos de la variable latente. Finalmente, se debe estudiar si el CFQ y otras medidas de (de) fusión

cognitiva miden o no el mismo constructo.

CONFLICTO DE INTERÉS

Los autores declaran no presentar ningún conflicto de interés que pueda afectar al presente estudio.

FINANCIAMIENTO

La presente investigación fue autofinanciada.

MATERIAL SUPLEMENTARIO

Los autores brindan su base de datos en acceso abierto, se puede acceder desde:

<http://www.ojs.revistainteracciones.com/index.php/ojs/rt/suppFileMetadata/167/0/78>

REFERENCIAS

- Bardeen, J. R., & 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. <https://doi.org/10.1016/J.JCBS.2016.02.002>
- Barnes-Holmes, D., Finn, M., McEnteggart, C., & Barnes-Holmes, Y. (2018). Derived stimulus relations and their role in a behavior-analytic account of human language and cognition. *Perspectives on Behavior Science*, 41(1), 155-173. <https://doi.org/10.1007/s40614-017-0124-7>
- Barnes-Holmes, Y., Barnes-Holmes, D., & McEnteggart, C. (en prensa). Relational Frame Theory: Description, evidence, and clinical applications. En P. Lucena-Santos, S. Carvalho, J. Pinto-Gouveia, M. Silva Oliveira, & J. Pistorello (Eds.), *International ACT practical handbook*. Reno: TBC Press.
- Blackledge, J. T. (2015). *Cognitive defusion in practice: a clinician's guide to assessing, observing, supporting change in your client*. Oakland: Context Press.
- Bolderston, H., Gillanders, D. T., Turner, G., Taylor, H. C., Ni Mhaoileoin, D., & Coleman, A. (2018). The initial validation of a state version of the Cognitive Fusion Questionnaire. *Journal of Contextual Behavioral Science*. <https://doi.org/10.1016/J.JCBS.2018.04.002>
- Brosseau-Liard, P. E., & Savalei, V. (2014). Adjusting incremental fit indices for nonnormality. *Multivariate Behavioral Research*, 49(5), 460-470. <https://doi.org/10.1080/00273171.2014.933697>
- Brosseau-Liard, P. E., Savalei, V., & Li, L. (2012). An investigation of the sample performance of two nonnormality corrections for RMSEA. *Multivariate Behavioral Research*, 47(6), 904-930. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715252>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2.ª ed.). Nueva York: Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. Nueva York: Routledge.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- China, C., Hansen, L. B., Gillanders, D. T., & Benninghoven, D. (2018). Concept and validation of the German version of the Cognitive Fusion Questionnaire (CFQ-D). *Journal of Contextual Behavioral Science*, 9, 30-35. <https://doi.org/10.1016/J.JCBS.2018.06.003>
- Costa, J. A., Marôco, J., & Pinto-Gouveia, J. (2017). Validation of the psychometric properties of cognitive fusion questionnaire. A study of the factorial validity and factorial invariance of the measure among osteoarticular disease, diabetes mellitus, obesity, depressive disorder, and general populations. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 24(5), 1121-1129. <https://doi.org/10.1002/cpp.2077>
- Critchfield, T. S., Barnes-Holmes, D., & Dougher, M. J. (2018). Editorial: What Sidman did -- Historical and contemporary significance of research on derived stimulus relations. *Perspectives on Behavior Science*, 41(1), 9-32. <https://doi.org/10.1007/s40614-018-0154-9>
- Dionne, F., Gagnon, J., Balbinotti, M., Peixoto, E. M., Martel, M. E., Gillanders, D., & Monestès, J. L. (2016). "Buying into thoughts": Validation of a French translation of the Cognitive Fusion Questionnaire. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 48(4), 278-285. <https://doi.org/10.1037/cbs0000053>
- Dominguez-Lara, S. A. (2016). Evaluación de la confiabilidad del constructo mediante el coeficiente H: breve revisión conceptual y aplicaciones. *Psychologia. Avances en la Disciplina*, 10(2), 87. <https://doi.org/10.21500/19002386.2134>
- Dominguez-Lara, S. A. y Merino-Soto, C. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328.
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Flynn, M. K., Hernandez, J. O., Hebert, E. R., James, K. K., & Kusick, M. K. (2018). Cognitive fusion among hispanic college students: Further validation of the Cognitive Fusion Questionnaire. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 7, 29-34. <https://doi.org/10.1016/J.JCBS.2017.11.003>
- Forman, E. M., Herbert, J. D., Juarascio, A. S., Yeomans, P. D., Zebell, J. A., Goetter, E. M., & Moitra, E. (2012). The Drexel defusion scale: A new measure of experiential distancing. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 1(1-2), 55-65. <https://doi.org/10.1016/J.JCBS.2012.09.001>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Freixa i Baqué, E. (2003). ¿Qué es conducta? *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 3(3), 595-613. Recuperado a partir de http://www.aepc.es/ijchp/articulos_pdf/ijchp-89.pdf
- Gillanders, D. T., Bolderston, H., Bond, F. W., Dempster, M., Flaxman, P. E., Campbell, L., ... Remington, B. (2014). The development and initial validation of the Cognitive Fusion Questionnaire. *Behavior Therapy*, 45(1), 83-101. <https://doi.org/10.1016/J.BETH.2013.09.001>
- Hadash, Y., Lichtash, Y., & Bernstein, A. (2017). Measuring decentering and related constructs: Capacity and limitations of extant assessment scales. *Mindfulness*, 8(6), 1674-1688. <https://doi.org/10.1007/s12671-017-0743-9>
- Hayes, S. C., Barnes-Holmes, D., & Roche, B. (Eds.). (2001). *Relational Frame Theory: A Post-Skinnerian account of human language and cognition*. Nueva York: Plenum Press.
- Hayes, S. C., Barnes-Holmes, D., & Wilson, K. G. (2012). Contextual Behavioral Science: Creating a science more adequate to the challenge of the human condition. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 1(1-2), 1-16. <https://doi.org/10.1016/J.JCBS.2012.09.004>
- Hayes, S. C., & Brownstein, A. J. (1986). Mentalism, behavior-behavior relations, and a behavior-analytic view of the purposes of science. *The Behavior Analyst*, 9(2), 175-190. <https://doi.org/10.1007/BF03391944>
- Hayes, S. C., Hayes, L. J., & Reese, H. W. (1988). Finding the philosophical core: A review of Stephen C. Pepper's World Hypotheses: A Study in Evidence. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, 50(1), 97-111. <https://doi.org/10.1901/jeab.1988.50-97>
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (1999). *Acceptance and Commitment Therapy: An experiential approach to behavior change*. Nueva York: Guilford Press.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (2014). *Terapia de aceptación y compromiso. Proceso y práctica del cambio consciente (Mindfulness)*. Bilbao: Desclée de Brouwer.
- Hayes, S. C., & Wilson, K. G. (1995). The role of cognition in complex human behavior: A contextualistic perspective. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 26(3), 241-248. [https://doi.org/10.1016/0005-7916\(95\)00024-T](https://doi.org/10.1016/0005-7916(95)00024-T)
- Herzberg, K. N., Sheppard, S. C., Forsyth, J. P., Credé, M., Earleywine, M., & Eifert, G. H. (2012). The Believability of Anxious Feelings and Thoughts Questionnaire (BAFT): A psychometric evaluation of cognitive fusion in a nonclinical and highly anxious community sample. *Psychological Assessment*, 24(4), 877-891. <https://doi.org/10.1037/a0027782>

- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kim, B.-O., & Cho, S. (2015). Psychometric properties of a Korean version of the Cognitive Fusion Questionnaire. *Social Behavior and Personality: an international journal*, 43(10), 1715-1723. <https://doi.org/10.2224/sbp.2015.43.10.1715>
- Krafft, J., Haeger, J. A., & Levin, M. E. (2018). Comparing cognitive fusion and cognitive reappraisal as predictors of college student mental health. *Cognitive Behaviour Therapy*, 1-12. <https://doi.org/10.1080/16506073.2018.1513556>
- Larsson, A., Hooper, N., Osborne, L. A., Bennett, P., & McHugh, L. (2016). Using brief cognitive restructuring and cognitive defusion techniques to cope with negative thoughts. *Behavior Modification*, 40(3), 452-482. <https://doi.org/10.1177/0145445515621488>
- López-López, J. C., & Luciano, C. (2017). An experimental analysis of defusion interactions based on deictic and hierarchical framings and their impact on cognitive performance. *The Psychological Record*, 67(4), 485-497. <https://doi.org/10.1007/s40732-017-0250-3>
- Lucena-Santos, P., Carvalho, S., Pinto-Gouveia, J., Gillanders, D., & Silva Oliveira, M. (2017). Cognitive Fusion Questionnaire: Exploring measurement invariance across three groups of Brazilian women and the role of cognitive fusion as a mediator in the relationship between rumination and depression. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 6(1), 53-62. <https://doi.org/10.1016/J.JCBS.2017.02.004>
- Luciano, C. (2016). Evolución de ACT. *Análisis y Modificación de Conducta*, 42(165-166), 3-14. Recuperado a partir de <http://rabida.uhu.es/dspace/handle/10272/12309>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519>
- McCracken, L. M., DaSilva, P., Skillicorn, B., & Doherty, R. (2014). The Cognitive Fusion Questionnaire: A preliminary study of psychometric properties and prediction of functioning in chronic pain. *The Clinical Journal of Pain*, 30(10), 894-901. <https://doi.org/10.1097/AJP.0000000000000047>
- McEntegart, C. (2018). A brief tutorial on acceptance and commitment therapy as seen through the lens of derived stimulus relations. *Perspectives on Behavior Science*, 41(1), 215-227. <https://doi.org/10.1007/s40614-018-0149-6>
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412-433. <https://doi.org/10.1037/met0000144>
- Meyer, J. P. (2010). *Reliability*. Nueva York: Oxford University Press.
- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862. Recuperado a partir de http://www.aepc.es/ijchp/GNEIP07_es.pdf
- Ong, C. W., Pierce, B. G., Woods, D. W., Twohig, M. P., & Levin, M. E. (2018). The Acceptance and Action Questionnaire – II: An item response theory analysis. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 1-12. <https://doi.org/10.1007/s10862-018-9694-2>
- Peters, G. (2018). Userfriendlyscience: Quantitative analysis made accessible. Paquete de R, versión 0.7.2. <https://CRAN.R-project.org/package=userfriendlyscience>
- R Core Team. (2018). R: A language and environment for statistical computing (version 3.4.4) [Programa de computadora]. Viena: R Foundation of Statistical Computing. <https://www.r-project.org/>
- Raykov, T. (2012). Scale construction and development using structural equation modeling. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling*. (pp. 472-492). Nueva York: Guilford Press.
- Raykov, T., & Marcoulides, G. A. (2017). Thanks coefficient alpha, we still need you! *Educational and Psychological Measurement*. <https://doi.org/10.1177/0013164417725127>
- Revelle, W. (2018). psych: Procedures for Personality and Psychological Research. Paquete de R, versión 1.8.4. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Romero-Moreno, R., Márquez-González, M., Losada, A., Gillanders, D., & Fernández-Fernández, V. (2014). Cognitive fusion in dementia caregiving: Psychometric properties of the Spanish version of the "Cognitive Fusion Questionnaire". *Psicología Conductual*, 22(1), 117-132.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Ruiz, F. J., Suárez-Falcón, J. C., Riaño-Hernández, D., & Gillanders, D. (2017). Psychometric properties of the Cognitive Fusion Questionnaire in Colombia. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 49(1), 80-87. <https://doi.org/10.1016/J.RLP.2016.09.006>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507-514. <https://doi.org/10.1007/BF02296192>
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research*, 8(2), 23-74.
- Sidman, M. (2009). Equivalence relations and behavior: An introductory tutorial. *The Analysis of Verbal Behavior*, 25(1), 5-17. <https://doi.org/10.1007/BF03393066>
- Solé, E., Racine, M., Castarlenas, E., de la Vega, R., Tomé-Pires, C., Jensen, M., & Miró, J. (2016). The psychometric properties of the Cognitive Fusion Questionnaire in adolescents. *European Journal of Psychological Assessment*, 32(3), 181-186. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000244>
- Törneke, N. (2015). *Aprendiendo TMR: una introducción a la Teoría del Marco Relacional y sus aplicaciones clínicas*. Jaén: MICPSY.
- Törneke, N., Luciano, C., Barnes-Holmes, Y., & Bond, F. W. (2015). RFT for Clinical Practice. En R. D. Zettle, S. C. Hayes, D. Barnes-Holmes, & A. Biglan (Eds.), *The Wiley Handbook of Contextual Behavioral Science* (pp. 254-272). Chichester, UK: John Wiley & Sons, Ltd. <https://doi.org/10.1002/9781118489857.ch12>
- Tyndall, I., Waldeck, D., Pancani, L., Whelan, R., Roche, B., & Dawson, D. L. (2018). The Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II) as a measure of experiential avoidance: Concerns over discriminant validity. *Journal of Contextual Behavioral Science*. <https://doi.org/10.1016/J.JCBS.2018.09.005>
- Wilson, K. G., & Hayes, S. C. (2000). Why it is crucial to understand thinking and feeling: An analysis and application to drug abuse. *The Behavior Analyst*, 23(1), 25-43. <https://doi.org/10.1007/BF03391997>
- Wolgast, M. (2014). What does the Acceptance and Action Questionnaire (AAQ-II) really measure? *Behavior Therapy*, 45(6), 831-839. <https://doi.org/10.1016/J.BETH.2014.07.002>
- Yuan, K.-H., & Bentler, P. M. (2000). Three likelihood-based methods for mean and covariance structure analysis with nonnormal missing data. *Sociological Methodology*, 30(1), 165-200. <https://doi.org/10.1111/0081-1750.00078>
- Zettle, R. D., & Hayes, S. C. (1986). Dysfunctional control by client verbal behavior: The context of reason-giving. *The Analysis of Verbal Behavior*, 4(1), 30-38. <https://doi.org/10.1007/BF03392813>