

¿Eres lo que piensas? Validación del Cuestionario de Fusión Cognitiva (CFQ) en población mexicana

Jessica ZAPATA-TÉLLEZ

Instituto Nacional de Psiquiatría “Ramón de la Fuente Muñiz”, Ciudad de México (México)

Michel A. REYES-ORTEGA

Instituto de Ciencia y Terapia Conductual Contextual (México)

Jennifer SOMERSTEIN-HEYMAN

Azul MARIN-NAVA

Universidad de las Américas (México)

David T. GILLANDER

Universidad de Edimburgo (Reino Unido)

Resumen

Antecedentes: La Terapia de Aceptación y Compromiso se caracteriza por poner énfasis en el distanciamiento desapasionado de los propios pensamientos. La fusión cognitiva es un estado donde las personas reaccionan a sus pensamientos de forma literal permitiendo que sean estos los que tomen control y determinen el comportamiento. El objetivo del estudio fue evaluar las propiedades psicométricas del cuestionario de fusión cognitiva (CFQ) en población mexicana clínica y no-clínica.

Método: Se registraron 525 sujetos en el grupo no-clínico y 570 en el clínico; se obtuvo el Consentimiento Informado de cada participante. Se evaluó también la evitación experiencial (AAQ) y la atención plena (MAAS). *Resultados:* Todos los ítems obtuvieron un poder discriminativo excelente. Se corroboró el modelo unifactorial propuesto en la versión original. Se obtuvieron los coeficientes alpha de Cronbach consideradas excelentes. No se logró establecer estabilidad temporal test-retest, y la diferencia en las puntuaciones del grupo no-clínico resultó significativa. Se encontraron correlaciones positivas entre las puntuaciones del CFQ y las del AAQ, y se correlaciones negativas entre el CFQ y el MAAS. El grupo clínico obtuvo puntuaciones más elevadas en el CFQ.

Conclusiones: El CFQ es un instrumento válido y confiable para ser usado en población mexicana de índole clínica y no clínica.

Abstract

Background: Acceptance and Commitment Therapy is characterized by emphasizing dispassionate detachment from one's own thoughts. Cognitive Fusion is a state where people react to their thoughts literally, allowing them to take control and determine behavior. The aim of the study was to evaluate the psychometric properties of the Cognitive Fusion Questionnaire (CFQ) in clinical and non-clinical Mexican populations.

Method: 525 subjects were registered in the non-clinical group and 570 in the clinical one; informed consent was obtained from each participant. Experiential avoidance (AAQ) and mindfulness (MAAS) were also evaluated. *Results:* All the items obtained an excellent discriminative power. The unifactorial model proposed in the original version was corroborated. Cronbach's alphas considered excellent were obtained. It was not possible to establish test-retest temporal stability, and the difference in the scores of the non-clinical group was significant. Positive correlations were found between CFQ and AAQ scores, and negative correlations were found between CFQ and MAAS. The clinical group obtained higher scores on the CFQ.

Conclusions: The CFQ is a valid and reliable instrument to be used in the Mexican population of a clinical and non-clinical nature.

Dirección de la primera autora: INP “Ramón de la Fuente Muñiz”. Calz. México-Xochimilco 101, Huipulco, Tlalpan, Ciudad de México. *Correo electrónico:* psic.zapata@gmail.com

Recibido: octubre de 2020. *Aceptado:* noviembre de 2020

La Terapia de Aceptación y Compromiso (ACT, por sus siglas en inglés) es un tipo de terapia cognitivo-conductual de tercera generación que se caracteriza por un proceso terapéutico clave: poner énfasis en el distanciamiento desapasionado de los propios pensamientos, en contraste con el intento de modificarlos (como se hace en las terapias de segunda generación) (Hayes, Strosahl y Wilson, 2011). En este modelo se describen seis procesos terapéuticos traslapados que conducen a la flexibilidad psicológica, y que a su vez pueden agruparse en tres procesos superiores: (1) *aceptación y defusión*, como parte de un proceso superior de *apertura*; (2) *contacto con el momento presente y toma de perspectiva flexible*, como integrantes de un proceso superior de *centralización*, y (3) *claridad de valores personales y actuación comprometida* con ellos, como parte de un proceso superior de *compromiso*.

En ACT, *defusión cognitiva* se refiere al acto de distanciarse de los propios pensamientos; siendo el proceso contrario la *fusión cognitiva*, un estado donde las personas reaccionan a sus pensamientos de forma literal (responden a sus evaluaciones, juicios, recuerdos, etc., como si fueran verdades absolutas que ocurren en el momento presente); permitiendo así, que sean estos eventos privados los que tomen control y determinen el comportamiento, excluyendo a su vez, la influencia de otras fuentes de control estimular (Gillanders, Bolderston, Bond *et al.*, 2014). La *fusión cognitiva* demuestra la importancia que la relación con la propia experiencia mental tiene para la comprensión del comportamiento y sus trastornos, tanto en ACT como en otros modelos terapéuticos. Cuando los pensamientos son experimentados como aversivos, la *fusión cognitiva* trae consigo a la *evitación experiencial* (Ruiz, Suárez-Falcón, Riaño-Hernández y Gillanders, 2017), entendida como un intento propositivo de reducir el malestar generado por dicha experiencia aversiva, activando así una serie de estrategias como la evitación situacional, la supresión cognitiva, la rumiación, la preocupación excesiva, etc., las cuales suelen funcionar a corto plazo, provocando que se refuercen negativamente, y por ende, tiendan a repetirse y generalizarse en experiencias similares. Esto último traerá consigo un entrapamiento entre la evitación de experiencias aversivas y la privación de oportunidades para actuar comprometidamente con una vida que valga la pena ser vivida (Wilson y Luciano, 2002).

Dada la importancia que la *fusión cognitiva* tiene en ACT, se han encaminado diversos esfuerzos por operacionalizar el constructo mediante el desarrollo de algunas medidas de auto-reporte entre las que se encuentran la escala de Credibilidad de Sentimientos y Pensamientos Ansiosos (BAFT por sus siglas en inglés) (Herzberg, Sheppard, Forsyth *et al.*, 2012; Ruiz, Odriozola-González y Suárez-Falcón, 2014) y el Cuestionario de Fusión Cognitiva (CFQ por sus siglas en inglés) (Gillanders *et al.*, 2014; Romero-Moreno, Márquez-González, Losada *et al.*, 2014; Ruiz *et al.*, 2017).

El objetivo del presente estudio es evaluar las propiedades psicométricas del CFQ para asegurar el uso de un instrumento válido y confiable que permita valorar la *fusión cognitiva* en población mexicana con y sin diagnóstico psiquiátrico; contribuyendo así al progreso de ACT y sus procesos en países de habla hispana.

Método

Muestra

El tamaño de la muestra se basó en la sugerencia de considerar, al menos, cinco sujetos por ítem para evaluar adecuadamente las propiedades psicométricas de un instrumento de medición (Babbie, 2000). Con ello, fue posible establecer un error *alpha* del 5% y un intervalo de confianza del 95%, estimando un 50% de posible variación.

Los participantes fueron contactados a través de una convocatoria publicada en redes sociales y fueron seleccionados con un muestreo *no-probabilístico* de tipo *intencional* de acuerdo con dos criterios iniciales: ser de nacionalidad mexicana y contar con al menos 18 años de edad. Se integraron dos grupos de participantes y la convocatoria se cerró cuando ambos grupos alcanzaron el tamaño mínimo de muestra necesaria más un 10% considerando el posible sesgo de atrición.

El primer grupo, denominado *no-clínico*, se integró por sujetos que no presentaran diagnóstico de algún trastorno psiquiátrico o del neurodesarrollo alguna vez en la vida, y que no se encontraran bajo tratamiento psiquiátrico o psicoterapéutico al momento de la evaluación. El segundo grupo, denominado *clínico*, se integró por sujetos que presentaran diagnóstico de algún trastorno psiquiátrico y que se encontraran bajo tratamiento psiquiátrico y/o psicológico al momento de la evaluación. Para ambos grupos, los criterios fueron corroborados mediante las Entrevistas Clínicas Estructuradas (SCID I y II) con criterios del Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales (DSM-IV).

Antes de proceder con la evaluación, se obtuvo el consentimiento informado de cada participante mediante la explicación del objetivo del estudio, del manejo confidencial y anónimo de los datos y de los posibles riesgos y beneficios de su participación.

Instrumentos

Cuestionario de Fusión Cognitiva

El CFQ (Gillanders *et al.*, 2014) se desarrolló con el objetivo de evaluar la *fusión cognitiva*. Está conformado por siete ítems con respuesta tipo Likert de seis opciones que van de *cero* (Muy raramente es verdad) a *cinco* (Siempre es verdad). Los puntajes más elevados indican mayores niveles de *fusión cognitiva*.

En español existe la versión colombiana (Ruiz *et al.*, 2017) para la que se reportaron adecuadas propiedades psicométricas: alpha de Cronbach por encima de 0'89, tanto en la muestra clínica como en la no-clínica; solución de un solo factor para la validez de constructo; y correlaciones significativas con las medidas de evitación experiencial, síntomas emotivos, atención plena, y calidad de vida. También demostró ser sensible a los efectos de una sola sesión de ACT. Esta versión fue tomada para el desarrollo del presente estudio, debido al parecido lingüístico con el español hablado en México (Anexo I).

Acceptance and Action Questionnaire - II

El AAQ (Hayes, Strosahl, Wilson, *et al.*, 2004) fue desarrollado con el objetivo de evaluar la evitación experiencial. Está conformado por siete ítems con respuesta tipo Likert de seis opciones que van desde *cerro* (Nunca es verdad) hasta *siete* (Siempre es verdad). Puntuaciones más elevadas indican una mayor presencia de evitación experiencial.

La versión mexicana fue validada por Espinosa (2010), quien reportó adecuadas propiedades psicométricas después de su traducción y adaptación: alpha de Cronbach de 0'89; solución de un factor para la validez de constructo; y correlaciones significativas con una medida de ansiedad aplicada, para la validez concurrente. También reportó diferencias significativas entre las puntuaciones del grupo no-clínico y los grupos clínicos participantes.

Mindfulness Attention Awareness Scale

La MAAS (Brown y Ryan, 2003) fue diseñada para evaluar la frecuencia con que las personas experimentan estados de atención plena. Está conformada por 15 ítems con respuesta tipo Likert de cinco opciones que van desde *cerro* (Casi siempre) hasta *cuatro* (Casi nunca). Las puntuaciones más elevadas indican mayor presencia de estados de atención plena.

La versión mexicana fue validada por López-Maya y colaboradores (2015), quienes reportaron adecuadas propiedades psicométricas después de su traducción y adaptación: alpha de Cronbach de 0'89; solución de un factor para la validez de constructo; y una correlación significativa con la escala *Five Facet Mindfulness Questionnaire* ($r = 0'452$, $p < 0.05$) para validez concurrente.

Análisis estadístico

Como primer paso se llevó a cabo el análisis de reactivos del CFQ mediante dos procedimientos:

1. Evaluación de la distribución de frecuencias de cada opción de respuesta ($0 = \text{Muy raramente es verdad}$, $1 = \text{Raramente es verdad}$, $2 = \text{A veces es verdad}$, $3 = \text{Frecuentemente es verdad}$, $4 = \text{Casi siempre es verdad}$, $5 = \text{Siempre es verdad}$) para todos los ítems, con

lo que se aseguró que ninguna opción hubiera sido seleccionada por más del 50% de los participantes de cada grupo, evitando así contar valores extremos.

2. Cálculo del coeficiente de discriminación mediante el método ítem-total que requiere correlaciones de Pearson entre la respuesta de cada reactivo y el puntaje total del cuestionario; los ítems con un coeficiente $r \leq 0'20$, que representa un buen poder discriminativo (Sim y Rasiah, 2006), fueron mantenidos y considerados para análisis posteriores.

Para evaluar la validez de constructo se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio usando como método de extracción *Máxima Verosimilitud*. Se consideró una carga factorial $\leq 0'30$ como punto de corte para retener reactivos. Para evaluar la confiabilidad de la escala, se llevaron a cabo dos procedimientos:

1. Para la consistencia interna, se calculó el coeficiente alpha de Cronbach.
2. Para la consistencia externa se calcularon coeficientes de correlación de Pearson entre las puntuaciones test-retest del CFQ con cuatro semanas de dispersión. Adicionalmente, se llevaron a cabo pruebas *t* de Student para muestras relacionadas entre el test-retest. Como una aproximación a establecer validez concurrente se calcularon coeficientes de correlación de Pearson entre la puntuación total del CFQ y las puntuaciones totales del AAQ y el MAAS.

Los datos normativos se calcularon con las puntuaciones medias y sus desviaciones estándar fijando el punto de corte en $\pm 2SD$. Finalmente, para evaluar la diferencia de medias entre los grupos participantes, se llevó a cabo una prueba *t* de Student para muestras independientes, y como análisis complementario, se llevó a cabo un análisis de regresión logística tomando como variable independiente al grupo de pertenencia.

Todos los análisis mencionados se llevaron a cabo para cada grupo, ofreciendo así, una validación simultánea en ambas poblaciones. Los análisis estadísticos se llevaron a cabo con el paquete SPSS versión 21.

Resultados

Participantes

El grupo *no-clínico* se integró por 525 participantes, de los cuales el 32'6% ($n = 171$) eran hombres y el 67'4% ($n = 354$) mujeres; la edad promedio se situó en $32'7 \pm 9'9$ años con un rango de entre 18 y 66. El grupo *clínico* se integró por 570 participantes, 28'4% ($n = 162$) hombres y 71'6% ($n = 408$) mujeres; la edad promedio fue de $31'9 \pm 10'0$ años con un rango de entre 18 y 61.

En cuanto a la escolaridad, en el grupo *no clínico* se registró un 5'1% ($n = 27$) con doctorado, 30'9% ($n = 162$) con maestría, 52% ($n = 273$) con licenciatura, 6'9% ($n = 36$) con bachillerato, 2'9% ($n = 15$) con carrera técnica, y el 2'3% ($n = 12$) restante refirió no contar con estudios oficiales. Para el grupo *clínico* se registró un 2'1% ($n = 12$) con doctorado, 29'5% ($n = 168$) con maestría, 49'5% ($n = 28$) con licenciatura, 1'1% ($n = 6$) con bachillerato, 5'3% ($n = 30$) con carrera técnica, y el 1'1% ($n = 6$) restante reportó no tener estudios oficiales.

Para el grupo clínico, y de acuerdo a la clasificación multiaxial propuesta en el DSM-IV-TR, se registró el 69'5% ($n = 396$) con algún diagnóstico psiquiátrico correspondiente al Eje 1, el 24'2% ($n = 138$) con algún diagnóstico del Eje 1 comórbido con algún diagnóstico del Eje 2, y el 6'3% ($n = 36$) con algún diagnóstico del Eje 2.

Análisis de reactivos

Los resultados del análisis de frecuencias de las opciones de respuesta para cada reactivo se muestran en la tabla 1, donde puede observarse que ninguna de las opciones fue respondida por más del 50% de los participantes. En la mis-

Tabla 1. Porcentaje de respuestas y poder discriminativo de los ítems (Grupos: NC= Grupo no-clínico; C= Grupo clínico; T= Muestra total).

Ítem	Grupo	Opción de respuesta						D
		0	1	2	3	4	5	
CFQ1	NC	23.4	20.6	29.7	16.0	6.3	4.0	.808
	C	6.3	16.8	33.7	16.8	17.9	8.4	.828
	T	14.5	18.6	31.8	16.4	12.3	6.3	.808
CFQ2	NC	30.3	20.0	25.7	13.7	6.9	3.4	.827
	C	15.8	25.3	23.2	17.9	10.5	7.4	.842
	T	22.7	22.7	24.4	15.9	8.8	5.5	.827
CFQ3	NC	20.0	22.3	23.4	16.6	12.0	5.7	.811
	C	18.8	20.0	16.8	22.1	15.8	9.5	.840
	T	17.8	21.1	20.0	19.5	14.0	7.7	.811
CFQ4	NC	27.4	27.4	19.4	12.6	10.3	2.9	.850
	C	14.7	10.5	25.3	21.1	16.8	11.6	.843
	T	20.8	18.6	22.5	17.0	13.7	7.4	.850
CFQ5	NC	34.3	20.0	21.1	11.4	9.1	4.0	.837
	C	18.9	11.6	26.3	15.8	13.7	13.7	.824
	T	26.3	15.6	23.8	13.7	11.5	9.0	.837
CFQ6	NC	20.6		25.7	15.4	11.4	4.0	.892
	C	13.7	15.8	20.0	18.9	20.0	11.6	.886
	T	17.0	19.2	22.7	17.3	15.9	7.9	.892
CFQ7	NC	21.1	28.6	16.0	17.7	11.4	5.1	.868
	C	10.5	18.9	21.1	17.9	14.7	16.8	.863
	T	15.6	23.6	18.6	17.8	13.2	11.2	.868

ma tabla puede observarse que todos los ítems obtuvieron un coeficiente de discriminación mayor a 0'800 ($p < 0'05$) lo cual indica una excelente capacidad para discriminar entre los sujetos que presentan *fusión cognitiva* en niveles elevados y los que la presentan en niveles bajos (Cohen y Swerdlik, 2001). De acuerdo a estos resultados, ningún reactivo fue eliminado para los análisis ulteriores.

Validez de Constructo: Análisis Factorial Exploratorio

Se llevaron a cabo tres modelos factoriales correspondientes a cada grupo participante y a la muestra total. Para sendos se obtuvieron medidas adecuadas en el índice de Kaiser-Meyer-Olkin y en la prueba de esfericidad de Bartlett, indicando adecuación muestral y validez en los análisis.

Se obtuvieron soluciones unifactoriales en los tres modelos, mismos que fueron corroborados con la *Scree Plot* (figura 1). Dichos modelos lograron explicar el 67'5% de la varianza para el grupo *no-clínico*, el 71'72% en el grupo *clínico*, y el 70'99% para la muestra total, obteniendo cargas factoriales por encima de 0'690 para los siete reactivos que integran la escala CFQ (tabla 2). De acuerdo a estos datos, ningún reactivo fue eliminado para los análisis ulteriores.

Confiabilidad: consistencia interna y externa

Para la consistencia interna, se obtuvieron coeficientes alpha de Cronbach con valor de 0'919 para el grupo no-clínico, 0'934 para el grupo clínico, y 0'932 para la muestra total, todos ellos considerados excelentes (Nunnally y Bernstein, 1987).

La consistencia externa se evaluó mediante test-retest, calculando coeficientes de correlación de Pearson y pruebas *t* de Student (tabla 3). Para el grupo no-clínico no se obtuvo correlación significativa, lo cual indicaría que el CFQ no presenta estabilidad temporal tras cuatro semanas de dispersión, y de acuerdo a la diferencia de medias, esta variación en las puntuaciones es lo suficientemente grande para resultar significativo. Para el grupo clínico tampoco se obtuvo correlación significativa, lo cual indicaría el CFQ

Tabla 2. Cargas factoriales.

Ítem	Grupo		
	No Clínico	Clínico	Total
CFQ1	.755	.696	.812
CFQ2	.800	.716	.830
CFQ3	.776	.704	.809
CFQ4	.835	.709	.849
CFQ5	.830	.666	.833
CFQ6	.864	.784	.894
CFQ7	.856	.745	.868

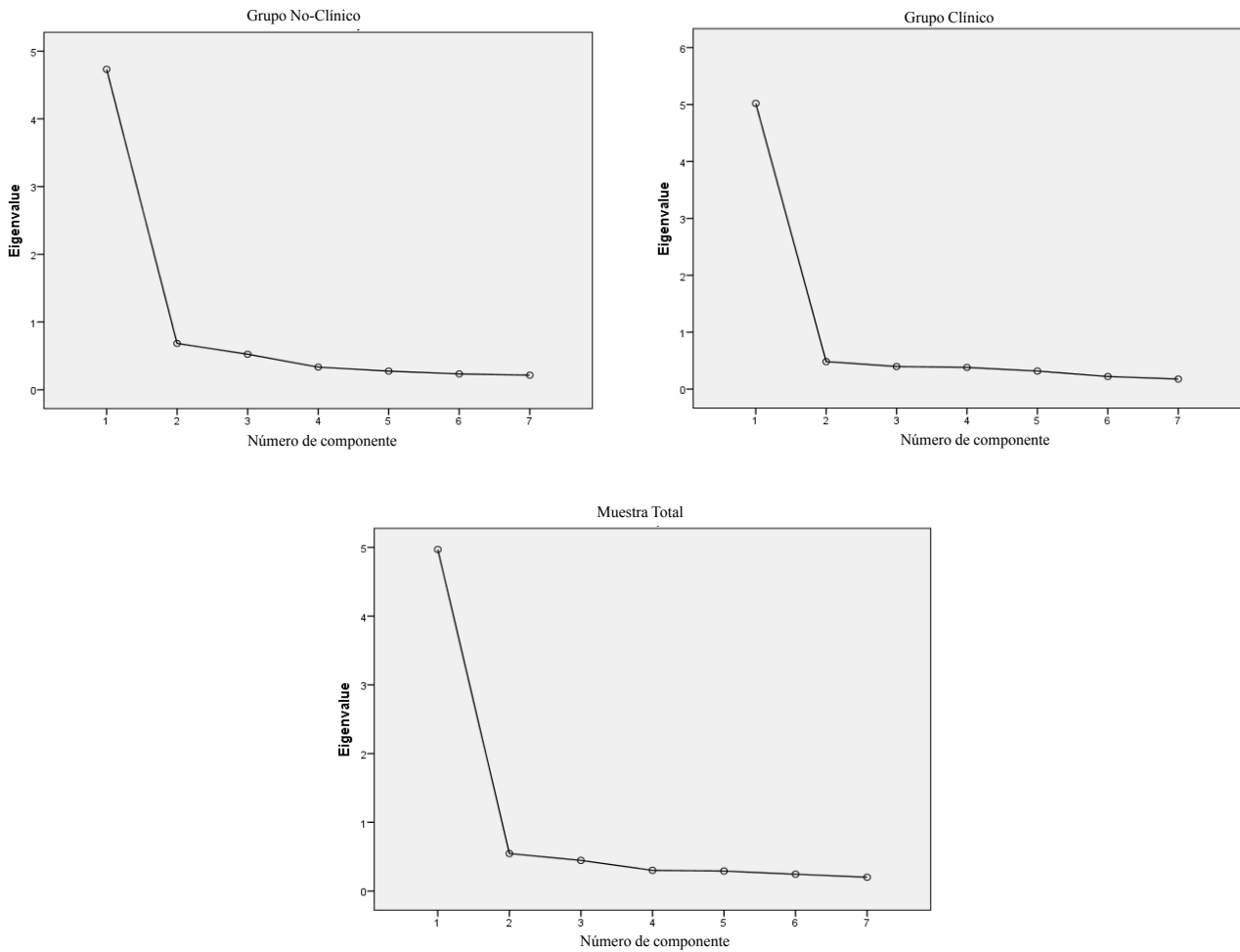


Figura 1. Scree Plots para cada grupo y para la muestra total.

no presenta estabilidad temporal, sin embargo, de acuerdo a diferencia de medias, la variación en las puntuaciones no resulta ser lo suficientemente grande para ser significativa.

Finalmente, la muestra total sí se obtuvo correlación significativa aunque débil, lo cual indicaría que sin clasificar a la muestra participante entre tener o no un diagnóstico psiquiátrico, el CFQ presentaría estabilidad temporal, sin embargo, de acuerdo a la diferencia de medias, la variación en las puntuaciones es lo suficientemente grande para resultar significativa. Este resultado, en apariencia teórica y clínicamente incongruente, podría indicar la presencia de una correlación espuria.

Hacia una validez concurrente del CFQ

Se consideraron dos constructos teóricamente relacionados con la *fusión cognitiva*: la *evitación experiencial* (AAQ) y la *atención plena* (MAAS) con los que se intentó establecer validez concurrente. Al respecto, se obtuvieron correlaciones positivas y estadísticamente significativas entre las puntuaciones de CFQ y las del AAQ ($r = 0.772, p = 0.000$ para el grupo no-clínico; $r = 0.792, p = 0.000$ para el grupo clínico; y $r = 0.799, p = 0.000$ para la muestra total). Estos resultados indicarían que a mayor *fusión cognitiva* se registrará mayor *evitación experiencial*.

Tabla 3. Correlaciones de Pearson y diferencia de medias para el test-retest.

Grupo	Media / DE		Pearson / Sig.		Diferencia de medias	
	Test	Retest			t Student / Sig.	IC
Grupo no-clínico	12.12 ± 8.22	9.19 ± 7.02	.005	.905	6.16	.000 2.00 – 3.87
Grupo clínico	16.71 ± 9.08	16.62 ± 9.03	.000	.999	.182	.856 -.966 – 1.163
Muestra total	14.52 ± 8.98	13.06 ± 8.93	.108	.000	3.98	.000 .739 – 2.173

De igual forma, se encontraron correlaciones negativas y estadísticamente significativas entre el CFQ y las puntuaciones del MAAS ($r = -0.601, p = 0.000$ para el grupo no-clínico; $r = -0.593, p = 0.000$ para el grupo clínico; y $r = -0.625, p = 0.000$ para la muestra total); estos resultados indicarían que a mayor *fusión cognitiva* se registrarán menores estados de *atención plena*.

Diferencia de medias y datos normativos

Las medias del CFQ fueron de 12.10 ± 8.24 para el grupo no-clínico; 16.76 ± 9.10 para el grupo clínico ($t = 8.855, df = 1093, p = 0.000, CI = 3.628-5.693$); y 14.52 ± 9.0 para la muestra total. Los puntos de corte para las puntuaciones medias se fijaron en $\pm 2 SD$; teniendo esto en cuenta, los valores atípicos superiores se dejaron fuera del total (tabla 4).

Finalmente, el análisis de regresión logística en el que se estableció la pertenencia a un grupo (clínico, no-clínico) como variable independiente y la puntuación total del CFQ como variable dependiente, resultó ser adecuado y significativo de acuerdo a las pruebas ómnibus y Hosmer y Lemeshow.

El modelo logró explicar el 8% de la varianza. Respecto a la clasificación de los casos, se obtuvo un 63.2% como índice de sensibilidad (valor predictivo positivo), y un 60.6% como índice de especificidad (valor predictivo negativo). El *Odds Ratio* ($OR = 1.063, IC = 1.048-1.078, p = 0.000$) indicaría que, por cada punto en el resultado total del CFQ, existe una probabilidad del 6.3% de que un sujeto tenga un diagnóstico psiquiátrico (tabla 5). Estos resultados podrían indicar que el CFQ tendría una cierta capacidad predictiva en la población de estudio.

Discusión y conclusiones

El CFQ es una medida general de la *fusión cognitiva* que puede contribuir al avance de la investigación sobre el

Tabla 4. Número de respondientes y porcentaje de sujetos dentro y fuera de la distribución.

Grupo	Dentro de la distribución	Fuera	
		-2 SD	+2 SD
No-clínico	519 (98.9%)	0	6 (1.1%)
Clínico	540 (94.7%)	0	30 (5.3%)
Total	1059 (96.7%)	0	36 (3.3%)

Tabla 5. Regresión logística para presencia/no-presencia de diagnóstico psiquiátrico.

	B	S.E.	Wald	gl	Sig.	Exp(B)	IC. 95% para EXP(B)	
							Inferior	Superior
CFQ	.061	.007	69.689	1	.000	1.063	1.048	1.078
Constante	-.790	.121	42.977	1	.000	.454		

modelo ACT. Hasta la fecha, las propiedades psicométricas del CFQ en sus versiones en español se han explorado en muestras españolas (Romero-Moreno *et al.*, 2014) y colombianas (Ruiz *et al.*, 2017). El presente estudio tuvo como objetivo analizar las propiedades psicométricas de la versión colombiana al ser usada en población mexicana con y sin diagnóstico psiquiátrico.

El instrumento mostró adecuadas propiedades psicométricas: todos los ítems mostraron una distribución normal y un excelente poder discriminativo; se obtuvo la misma solución unifactorial que la obtenida por Gillander y colaboradores (2014); la consistencia interna fue excelente (Nunnally y Bernstein, 1987). Se obtuvo una diferencia de medias entre las puntuaciones de ambos grupos, siendo el grupo clínico el que obtuvo las puntuaciones más elevadas y se obtuvo un modelo significativo para establecer la capacidad predictiva del CFQ.

Los resultados mostraron que en el grupo no-clínico las puntuaciones del CFQ tienden a cambiar con el paso del tiempo, lo cual podría deberse a que en esta población la *fusión cognitiva* podría estar controlada por eventos situacionales como el estrés temporal, presentándose más como un estado que como un rasgo. Al contrario, en el grupo clínico podría suponerse una mayor estabilidad y menor reactividad de la *fusión Cognitiva*, presentándose más como un rasgo que como un estado; esto posiblemente atribuible a la condición psiquiátrica que los vuelve más rígidos psicológicamente al cambio a pesar del tratamiento psicoterapéutico y/o psicofarmacológico.

Respecto a este punto y para estudios ulteriores sería importante tomar en cuenta otras variables que podrían estar actuando como *confusoras* y que podrían dar cuenta de los resultados del análisis de estabilidad temporal del CFQ, variables mismas que podrían implicar el nivel de estrés percibido, el efecto del tratamiento, y otras variables clínicas y situacionales.

Por otro lado, el instrumento también mostró correlaciones significativas con la *evitación experiencial* y con la *atención plena*. En contraste con estudios anteriores, vale la pena mencionar algunas fortalezas de este estudio: en primer lugar, se recopiló información sobre el diagnóstico específico en participantes clínicos. Los instrumentos utilizados para explorar la validez concurrente del CFQ tuvieron validación formal en muestras mexicanas, y se realizó un retest tras cuatro semanas.

Las debilidades de este estudio incluyen la falta de inclusión de otras medidas utilizadas en estudios anteriores,

como la *Depression, Anxiety, Stress Scale 21* (Lovibond y Lovibond, 1995) y la *Satisfaction with Life Scale* (Diener, Emmons, Larsen y Griffin, 1985). Además, la heterogeneidad entre las características de la muestra clínica dificultó la identificación de la fuente de variabilidad entre la prueba y la repetición de la prueba. También, el porcentaje de mujeres fue mayor en todas las muestras.

Finalmente, la adecuación del CFQ en las muestras mexicanas participantes representa adiciones al creciente cuerpo de investigación que muestra la relevancia transcultural de la *fusión cognitiva*, así como la aplicabilidad del modelo ACT en diversos contextos culturales y étnicos (Ruiz *et al.*, 2017). El creciente cuerpo de evidencia reunido en los países muestra que la *fusión cognitiva* parece ser un constructo importante relacionado con los trastornos psiquiátricos y del comportamiento en diversas culturas, idiomas y áreas problemáticas. En conclusión, la versión mexicana del CFQ se puede utilizar para medir la *fusión cognitiva* de acuerdo con los datos de confiabilidad y validez proporcionados en este estudio.

Referencias

- Babbie, E. (2000). Índices, escalas y tipologías. En E. Babbie (Ed.), *Fundamentos de la investigación social*. (pp.144-168). Ediciones Paraninfo.
- Brown, K.W. y Ryan, R.M. (2003). [The Benefits of Being Present: Mindfulness and Its Role in Psychological Well-Being](#). *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(4), 822-848 [DOI: 10.1037/0022-3514.84.4.822].
- Cohen, R.J. y Swerlik, M.E. (2001). *Pruebas y evaluación psicológicas. Introducción a las pruebas y a la medición*. Nueva York: McGraw-Hill.
- Diener, E., 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].
- Espinosa, F. (2010). [La evitación experiencial y su medición por medio del AAQ-II](#). *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 15 (1), 5-19.
- Gillanders, D., Bolderston, H., Bond, F., Dempster, M., Flaxman, P., 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].
- Hayes, S.C., Strosahl, K., Wilson, K.G., Bissen, R.T., Pistorello, J., Toarmino, D., Polusny, M.A., Dykstra, T.A., Batten, S.V., Bergan, J., Stewart, S.H., Zvolensky, M.J., Eifert, G.H., Bond, F.W., Forsyth, J.P., Karekla, M. y McCurry, S.M. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *The Psychological Record*, 54(4), 553-578 [DOI: 10.1007/bf03395492].
- Hayes, S.C., Strosahl, K.D. y Wilson, K.G. (2011). *Acceptance and Commitment Therapy (2nd Edition): The process and practice of mindful change*. Nueva York: Guilford Press.
- Herzberg, K.N., Sheppard, S.C., Forsyth, J.P., Credé, M., Earleywine, M. y 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 [DOI: 10.1037/a0027782].
- López-Maya, E., Hernández-Pozo, M.R., Méndez-Segundo, L., Gutiérrez-García, J.J., Araujo-Díaz, D., Nuñez-Gascón, A., Cervantes-Sampayo, L.K., Nava-Alcántara, S., Bautista García, L.E. y Hölzel, B.K. (2015). [Psychometric properties of the Mexican version of the Mindfulness Attention Awareness Scale \(MAAS\)](#). *Psychologia*, 9(1), 13-27 [DOI: 10.21500/19002386.990].
- Lovibond, P.F. y Lovibond, S.H. (1995). [The structure of negative emotional states: comparison of the Depression Anxiety Stress Scales \(DASS\) with the Beck Depression and Anxiety Inventories](#). *Behaviour Research and Therapy*, 33(3), 335-343 [DOI: 10.1016/0005-7967(94)00075-u].
- Nunnally, J.C. y Bernstein, I.H. (1987). *Teoría Psicométrica*. México: McGraw-Hill.
- Romero-Moreno, R., Márquez-González, M., Losada, A., Gillanders, D.T. y Fernández- Fernández, V. (2014). [Cognitive fusion in dementia caregiving: psychometric properties of the Spanish version of the Cognitive Fusion Questionnaire](#). *Behavioral Psychology*, 22(1), 117-132.
- Ruiz, F.J., Odriozola-González, P. y Suárez-Falcón, J.C. (2014). [The Spanish version of the Believability of Anxious Feelings and Thoughts Questionnaire](#). *Psicothema*, 26(3), 308-313 [DOI: 10.7334/psicothema2013.221].
- Ruiz, F.J., Suárez-Falcón, J.C., Riaño-Hernandez, D. y Gillanders, D. (2017). [Propiedades psicométricas del Cuestionario de Fusión Cognitiva en Colombia](#). *Revista Latinoamericana de Psicología*, 49(1), 80-87 [DOI: 10.1016/j.rlp.2016-09-006].
- Sim, S.M. y Rasiah, R.I. (2006). [Relationship between item difficulty and discrimination indices in true/false-type multiple choice questions of a para-clinical multidisciplinary paper](#). *Annals of the Academy of Medicine Singapore*, 35(2), 67-71.
- Wilson, K.G. y Luciano, M.C. (2002). *Terapia de Aceptación y Compromiso (ACT). Un tratamiento conductual orientado a los valores*. Madrid: Pirámide.

