

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL CUESTIONARIO DE LA FUNCIÓN REFLEXIVA (RFQ) EN UNA MUESTRA POBLACIONAL COLOMBIANA

Psychometric Properties of the Reflective Functioning Questionnaire in a Colombian Population Sample

RICARDO CAMILO RUEDA MORA¹, STEFANO VINACCIA ALPI², YULI JIMÉNEZ CHAUX³ Y BRAYAN VINASCO CAUSIL⁴

<https://doi.org/10.17533/udea.rp.e350430>

Resumen

El funcionamiento reflexivo es clave en varios trastornos mentales. El objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas de la versión en español del *Reflective Functioning Questionnaire* en población colombiana. Se empleó muestra incidental no probabilística de 289 participantes, 88 hombres (30.4%) y 201 mujeres (69.6%) de los cuales 232 son no clínicos (80.3%) y 57 en estado clínico (19.7%) del departamento de Córdoba, Colombia. Los resultados confirmaron la estructura del RFQ de dos subescalas que miden la

certeza y la opacidad de los estados mentales, presentando fiabilidad y validez. Se observaron diferencias en la opacidad para los participantes clínicos y no clínicos. Los participantes clínicos muestran hipomentalización. La RFQ muestra confiabilidad, apropiada consistencia interna y concordancia con la estructura factorial de la versión original.

Palabras clave: mentalización, función reflexiva, validación, análisis de componentes principales.

Recibido: 03-08-2022 / Aceptado: 29-03-2023

Para citar este artículo en APA: Rueda Mora, R. C. et al. (2023). Propiedades psicométricas del cuestionario de la función reflexiva (RFQ) en una muestra poblacional colombiana. *Revista de Psicología Universidad de Antioquia*, 15(1), e350430. <https://doi.org/10.17533/udea.rp.e350430>.

¹ Psicólogo, magister en Psicología Clínica de la Pontificia Universidad Javeriana, Colombia, candidato a doctor en Psicología de la Universidad de El Salvador. camilorueda@unisinu.edu.co. <https://orcid.org/0000-0003-0614-2520>.

² Psicólogo, doctor en Psicología Clínica y de la Salud de la Universidad Autónoma de Madrid, España. <https://orcid.org/0000-0001-5169-0871>.

³ Estudiante de Psicología de la Universidad del Sinú, Córdoba, Colombia. <https://orcid.org/0000-0002-1564-6424>.

⁴ Psicólogo de la Universidad del Sinú, Córdoba, Colombia. <https://orcid.org/0000-0002-5449-5366>.



Abstract

Reflective functioning or mentalization is a key factor in mental disorders. The aim of this study was to analyse the psychometric properties of the Spanish version of the *Reflective Functioning Questionnaire*. An incidental non-probabilistic sample of 289 participants was used from the department of Córdoba, Colombia: 88 men (30.4%) and 201 women (69.6%), of whom 232 are non-clinical (80.3%) and 57 are in clinical state (19.7%). The results confirm the structure of the RFQ composed by two subscales that assess certainty and uncertainty of mental

states, indicating construct validity. Likewise, the RFQ scale shows high reliability and appropriate internal consistency between items and concordance in the factorial structure with the original version. Differences were observed in opacity for clinical and non-clinical participants where the clinical participants showed hypomentalization.

Keywords: Mentalization, reflective functioning, validation and principal component analysis.

Introducción

La función reflexiva es el proceso subyacente a la capacidad de mentalizar, es decir, de comprender la conducta de uno mismo y de los otros a partir de la atribución de estados emocionales y mentales como base de la conducta. Esto es fundamental en las relaciones sociales porque permite comprender la conducta del otro y de sí mismo, el control de impulsos, la regulación afectiva y la cohesión de la identidad (Bateman y Fonagy, 2016).

La función reflexiva ha sido abordada teórica e investigativamente por modelos clínicos dinámicos y cognitivos; sin embargo, solo recientemente ha sido considerada susceptible de ser medida (Bączkowski y Cierpiałkowska, 2015; Falkenstrom et al., 2014).

La incidencia de esta habilidad ha sido estudiada en diferentes problemáticas de salud mental como trastorno por estrés postraumático, trastornos del estado de ánimo, trastornos alimentarios, trastornos de la personalidad, autismo y otros trastornos psiquiátricos (Bateman y Fonagy, 2016; García et al., 2018; Katznelson, 2014).

Por otro lado, autores, como Karterud y Kongerslev (2019) y Yeomans et al. (2016), consideran que la evaluación de la mentalización o función reflexiva es fundamental para una evaluación dimensional e integral de la personalidad e, incluso, se considera como una de las cualidades diferenciales de

la subjetividad en la medida en que es garante de la individualidad y de las relaciones intersubjetivas.

En un comienzo los instrumentos disponibles para la evaluación de la función reflexiva eran entrevistas semiestructuradas, como la entrevista del apego adulto (Fonagy et al., 2016), y en español “el Método para la Evaluación de la Mentalización en el Contexto Interpersonal” (MEMCI) (Bilbao et al., 2016).

Posteriormente, Fonagy et al. (2016) elaboraron y validaron el Reflective Functioning Questionnaire (cuestionario de la función reflexiva, RFQ por sus siglas en inglés). Inicialmente el RFQ fue construido con 26 ítems codificados en dos subescalas de las que se escogieron los seis ítems que mejor puntuaron en el análisis factorial de las dos subescalas, configurando el test de 8 reactivos que cuenta con dos subescalas, certeza respecto a los estados mentales (RFQ_C) y opacidad de los estados mentales (RFQ_U).

Los puntajes altos en las subescalas denotan dos tipos de deficiencias en la mentalización, respectivamente; en el caso de la certeza, se encuentra la hipermentalización o pseudomentalización, la cual consiste en un intento de comprender la conducta del otro en términos de estados mentales sin tener ninguna evidencia que soporte esa presunción (Fonagy et al., 2016).

En el caso de la opacidad, los puntajes extremos denotan hipomentalización o equivalencia psíquica, que se caracteriza por el pensamiento concreto que denota dificultades para comprenderse a sí mismos y a los otros en términos de estados mentales, siendo la mayoría incapaces de reconocer esta dificultad (Fonagy, 2016).

Las escalas fueron soportadas en un comienzo con tres estudios de validación y consistencia realizados en Londres (Reino Unido) y Lovaina (Bélgica) (Fonagy et al., 2016), posteriormente, el RFQ también fue adaptado y validado en su versión francesa (Badoud et al., 2015) y más recientemente validado en Italia (Morandotti et al., 2018).

Hasta el momento, el RFQ ha sido utilizado en diferentes estudios, en Noruega donde se investigó la relación entre la opacidad de los estados mentales y el consumo de sustancias en madres (Handeland et al., 2019). También se utilizó en Inglaterra para describir la mentalización en personas con trastornos de alimentación (Cucchi et al., 2018), así como en Italia para estudiar la

mentalización en jugadores adolescentes (Cosenza et al., 2019). En el caso colombiano fue utilizado para evaluar la función en agresores sexuales (Rueda et al., 2019).

La ausencia de instrumentos psicométricos para evaluar esta habilidad en idioma español (Sánchez et al., 2015) nos llevó a evaluar las características psicométricas del RFQ en una muestra de la población general colombiana y de pacientes clínicos.

Método

Participantes

Se empleó una muestra no probabilística de tipo incidental de 289 participantes voluntarios, del departamento de Córdoba, de los cuales 88 fueron hombres (30.4%) y 201 fueron mujeres (69.6%); 232, no clínicos (80.3%) y 57, en estado clínico (19.7%). No se tomaron en cuenta los cuestionarios que no se respondieron en su totalidad.

Instrumentos

Se aplicó un cuestionario de datos sociodemográficos para recoger la información básica de los sujetos. Se empleó el Reflective Functioning Questionnaire en su versión en español de Ruiz-Parra et al. (2023). Este comprende dos subescalas cada una de 6 ítems (opacidad y certeza respecto a los estados mentales); las dos escalas funcionan con una escala Likert de 7 puntos que evalúa el grado de acuerdo del sujeto con las oraciones presentadas en cada ítem. Los ítems de opacidad o RFQ_U corresponden a afirmaciones como “A menudo sentimientos muy fuertes nublan mi pensamiento”, estas son recodificadas con el fin de detectar niveles extremos de opacidad de los estados mentales, de la siguiente forma 0, 0, 0, 0, 1, 2, 3, de tal manera que los puntajes altos reflejan hipomentalización. Los ítems correspondientes a certeza de los estados mentales o RFQ_C contemplan afirmaciones como “Cuando me enfado digo cosas sin realmente saber por qué las digo”, las cuales se recodifican como 3, 2, 1, 0, 0, 0, 0, de tal forma que un bajo grado de acuerdo refleja hipermentali-

zación (Fonagy et al., 2016). El alfa de Cronbach en la versión en español original fue de 0.76 para la muestra no clínica y de 0.78 para la muestra clínica.

Procedimiento

El cuestionario fue aplicado de forma individual, tanto para las personas de la comunidad general como en pacientes clínicos. Asimismo, en las dos poblaciones la aplicación del instrumento fue precedida por una hoja en la que se solicitaba el consentimiento para la participación en el estudio, se informaba de los objetivos de la investigación, responsables de esta y su adscripción institucional; también, se garantizaba el anonimato y la confidencialidad de la información proporcionada. La muestra de la población general se realizó durante septiembre y octubre de 2018, esta fue de carácter voluntario y sin ninguna remuneración. La muestra de la población clínica fue recogida durante abril de 2019.

El estudio fue proyectado en coherencia con la legislación vigente en Colombia para la investigación psicológica con humanos (Ley 1090 de 2006; Resolución 8430 de 1993 del Ministerio de Salud), la protección y el tratamiento de datos personales (Ley 1581 de 2012) y la Declaración de Helsinki (Colegio Colombiano de Psicólogos, 2014; Congreso de la República, 2006).

Análisis estadístico

Los ítems de las subescalas RFQ_C y RFQ_U se sometieron a un análisis factorial exploratorio utilizando datos de la muestra de participantes clínicos y no clínicos; se evaluó la adecuación de los datos para el análisis factorial por medio del valor de Kaiser-Meyer-Olkin; posteriormente, se realizó el test de esfericidad de Bartlett. Para la extracción de los factores se empleó el método de componentes principales y para determinar el factor con el cual estaba mejor correlacionado cada ítem se llevó a cabo una rotación de ejes siguiendo el método de rotación varimax. Finalmente, se sacaron los valores alfa de Cronbach para las dos subescalas.

Resultados

La edad promedio de la muestra fue de 22.8 años con una desviación estándar de 8.6 años; la edad mínima fue de 15 años y la máxima de 59 años. Con respecto al estado civil, 15 manifestaron ser casados (5.2%); 243, solteros (84.1%); 8, separados (2.8%); 1 participante, viudo (0.3%), y 22, en unión libre (7.6%); respecto al nivel de escolaridad, 19 participantes manifestaron tener estudios de primaria o primaria incompleta (6.6%); 30, estudios de secundaria o secundaria incompleta (10.4%); 236, estudios de pregrado (81.7%); 1 participante con estudios de posgrado (0.3%) y 3 manifestaron no tener ningún nivel educativo (1.0%). Con respecto a la ocupación, 35 manifestaron tener empleo o ser trabajadores independientes (12.1%); 6, amas de casa (2.1%); 227 manifestaron ser estudiantes (78.5%), 19 estudian y trabajan (6.6%) y 8 manifestaron tener otro tipo de ocupación (0.7%). En cuanto al nivel socioeconómico, 211 participantes resultaron ser de los estratos 1 y 2 (72.9%), mientras que 78 participantes pertenecen a los estratos 3 y 4 (clase media) y 5 y 6 (clase alta) (27.1%).

Estadísticos descriptivos para certeza y opacidad

Para la certeza, se obtuvo un puntaje promedio de 1 punto con una desviación estándar de 0.64 puntos, el puntaje mínimo total fue de 0 y el máximo fue de 3 puntos. Para la opacidad, se obtuvo un puntaje promedio de 1 punto con una desviación estándar de 0.67 puntos, el puntaje mínimo total fue de 0 y el máximo fue de 3 puntos.

Teniendo en cuenta los resultados para la certeza, se tiene que: 65 participantes tuvieron un puntaje promedio de cero (22.5%); 147, un puntaje promedio de uno (50.9%); 73, un puntaje promedio de dos (25.3%), y 4, un puntaje promedio de tres (1.4%).

Para la opacidad se obtuvo que 131 participantes tuvieron un puntaje promedio de cero (45.3%); 112, un puntaje promedio de uno (38.8%); 38, un puntaje promedio de dos (13.1%), y 8, un puntaje promedio de tres (2.8%) (tabla 1).

Tabla 1

Estadísticos descriptivos para la puntuación total de certeza y opacidad y clasificación de los participantes según los niveles de certeza y opacidad

	N.º	Mínimo	Máximo	Media	Desviación estándar	Varianza
Certeza	289	0	3	1	0.64	0.411
Opacidad	289	0	3	1	0.67	0.450

Certeza			Opacidad	
Puntuación	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje
0	65	22.5	131	45.3
1	147	50.9	112	38.8
2	73	25.3	38	13.1
3	4	1.4	8	2.8

Comparación de los grados de certeza y opacidad para participantes clínicos y no clínicos

De los resultados obtenidos, se observó que no se presentaron diferencias significativas entre los grados de certeza para los participantes clínicos y no clínicos; para una puntuación promedio de cero, se obtuvieron porcentajes de 22.8% y 21.1% para participantes no clínicos y clínicos, respectivamente. Por otro lado, para una puntuación promedio igual o superior a un punto, se observaron porcentajes de 77.2% y 78.9% para participantes no clínicos y clínicos.

Por otra parte, se observaron diferencias significativas entre los grados de opacidad para los participantes clínicos y no clínicos; para una puntuación promedio de cero, se obtuvieron porcentajes de 54.8% y 8.8% para participantes no clínicos y clínicos. Para una puntuación promedio igual o superior a un punto, se observaron porcentajes de 45.7% y 91.2%, respectivamente, para participantes no clínicos y clínicos, esto quiere decir que los participantes clínicos son más propensos a presentar niveles altos de opacidad (tabla 2).

Tabla 2
Comparación de certeza entre participantes clínicos y no clínicos

Puntajes	0		1-3		Total	
	Clínico	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia		Porcentaje
Certeza	No	53	22.8	179	77.2	232
	Sí	12	21.1	45	78.9	57
Opacidad	No	126	54.3	106	45.7	232
	Sí	5	8.8	52	91.2	57

Relación con características sociodemográficas

Para evaluar la independencia de los resultados de las subescalas de las características sociodemográficas, se aplicó una prueba de chi cuadrado (χ^2). Como se puede observar en la tabla 3, la subescala de certeza (en adelante RFQ_C) no se encuentra relacionada con las características sociodemográficas, el test de independencia muestra valores de significancia mayores a 0.05, confirmando la hipótesis de la independencia de la variable respecto a las características sociodemográficas.

Tabla 3
Distribución bivariada entre características sociodemográficas y la subescala de certeza con su respectivo test de independencia

Características sociodemográficas	Nivel de certeza		Test de independencia		
	Bajo	Alto	Estadístico	Significancia	
Clínico	21.10 %	78.90 %	$\chi(1) = 0.314$	0.842	
	No clínico	22.80 %			77.20 %
Sexo	Hombre	46.60 %	$\chi(1) = 0.328$	0.567	
	Mujer	50.20 %			49.80 %
Edad	Joven	49.20 %	$\chi(3) = 0.328$	0.567	
	Adulto joven	39.10 %			60.90 %
	Adulto	64.30 %			35.70 %
	Adulto mayor	50.00 %	50.00 %		

	1	49.20 %	50.80 %	$\chi(5) = 0.930$	0.968
	2	46.90 %	53.10 %		
	3	53.30 %	46.70 %		
ESE	4	46.20 %	53.80 %		
	5	33.30 %	66.70 %		
	6	50.00 %	50.00 %		

Por otra parte, los niveles de opacidad (en adelante RFQ_U) se encuentran afectados por el sexo, la edad y la condición del participante (clínico o no clínico), en tanto que la prueba de independencia entre la RFQ_U y estas características sociodemográficas presenta bajos niveles de significancia ($p < .001$) (tabla 4). De esta forma, las mujeres, los jóvenes y los participantes clínicos presentan niveles de opacidad más altos que los otros participantes.

Tabla 4

Distribución bivariada entre características sociodemográficas y la subescala de opacidad con su respectiva prueba de independencia

		Nivel de opacidad		Test de independencia	
Características sociodemográficas		Bajo	Alto	Estadístico	Significancia
	Clínico	8.80 %	91.20 %	$\chi(1) = 76.434$	0.000
	No clínico	54.30 %	45.70 %		
Sexo	Hombre	45.50 %	54.50 %	$\chi(1) = 14.914$	0.000
	Mujer	22.90 %	77.10 %		
Edad	Joven	22.90 %	77.10 %	$\chi(3) = 30.704$	0.000
	Adulto joven	52.20 %	47.80 %		
	Adulto	71.40 %	28.60 %		
	Adulto mayor	62.50 %	37.50 %		
	1	36.20 %	63.80 %	$\chi(5) = 8.626$	0.125
	2	24.70 %	75.30 %		
	3	20.00 %	80.00 %		
ESE	4	30.80 %	69.20 %		
	5	66.70 %	33.30 %		
	6	50.00 %	50.00 %		

Resultados del análisis de componentes principales

Los ítems de las subescalas RFQ_C y RFQ_U se sometieron a análisis de componentes principales (ACP) utilizando datos de la muestra de participantes clínicos y no clínicos, se evaluó la adecuación de los datos para el análisis factorial. El valor de Kaiser-Meyer-Olkin fue 0.689 para RFQ_C y 0.753 para RFQ_U; el test de esfericidad de Bartlett alcanzó significación estadística ($p < 0.05$) para RFQ_C y RFQ_U; lo que indica la existencia de correlaciones significativas entre los ítems de las escalas RFQ_C y RFQ_U, apoyando la reducción de dimensión o factoriabilidad de los datos.

La inspección de los gráficos de sedimentación reveló que tanto para RFQ_C como para RFQ_U, la presencia de dos componentes con un valor propio > 1 , explicaban el 52.02% y 59.1% de la variabilidad total de RFQ_C y RFQ_U; mientras que las soluciones de un componente explicaron un total de 35.1% de la varianza en las puntuaciones de RFQ_C y el 41.5% de la varianza en las puntuaciones de RFQ_U. Las correlaciones entre elementos y las cargas de factores se muestran en las tablas 5 y 6.

Los valores alfa de Cronbach fueron de 0.715 para RFQ_C y de 0.765 para RFQ_U, indicando una buena consistencia interna en los ítems tanto para RFQ_C como para RFQ_U.

Tabla 5

Correlaciones interítem de las subescalas certeza (RFQ_C) y opacidad (RFQ_U)

	RFQc1	RFQc2	RFQc3	RFQc4	RFQc5	RFQc6
RFQ_C	RFQc1	1.000				
	RFQc2	0.073	1.000			
	RFQc3	.127*	.210**	1.000		
	RFQc4	.119*	.221**	.432**	1.000	
	RFQc5	0.097	.250**	.184**	.135*	1.000
	RFQc6	0.094	.414**	.266**	.319**	.242**
	RFQu2	RFQu4	RFQu5	RFQu6	RFQu7	RFQu8
RFQ_U	RFQu2	1.000				
	RFQu4	.309**	1.000			
	RFQu5	.169**	.311**	1.000		
	RFQu6	.503**	.346**	.323**	1.000	
	RFQu7	.141*	0.076	0.113	.159**	1.000
	RFQu8	.215**	.313**	.352**	.220**	-0.011

*: Correlación significativa en el nivel 0.05 bilateral. **: Correlación significativa en el nivel 0.01 bilateral.

Tabla 6
Cargas factoriales para elementos de las subescalas RFQ

	RFQ_C	RFQ_U
RFQ ítem	FACTOR I	FACTOR I
RFQc1	0.296	
RFQc2	0.639	
RFQc3	0.661	
RFQc4	0.652	
RFQc5	0.506	
RFQc6	0.701	
RFQu2		0.686
RFQu4		0.703
RFQu5		0.682
RFQu6		0.764
RFQu7		0.283
RFQu8		0.628

Discusión

El objetivo de este estudio fue comprobar la validez y la confiabilidad de la versión en español del RFQ para evaluar la mentalización en población colombiana, por medio de un análisis factorial por componentes principales. Asimismo, el estudio intentó confirmar la capacidad del instrumento para diferenciar el rendimiento en la habilidad de la población general de la población clínica.

El análisis por componentes principales corrobora el modelo de dos factores propuesto en el estudio original y que ha sido confirmado en las versiones francesa e italiana (Badoud et al., 2015; Fonagy et al., 2016; Morandotti et al., 2018). Asimismo, se comprueba la confiabilidad interna de las dos subescalas RFQ_C y RFQ_U.

En la comparación de las dos poblaciones de la prueba se encuentra que en la escala de opacidad (RFQ_U) hay una diferencia significativa entre el rendimiento de la población general y la población clínica, mostrando que la mayoría de los participantes clínicos presentan hipomentalización, lo que evidencia que la mayoría de los pacientes con trastornos mentales presentan

esta dificultad. Lo anterior corrobora lo encontrado por el estudio original (Fonagy et al., 2016).

En el caso de la escala de certeza (RFQ_C) no se encontraron diferencias significativas entre la población clínica y la no clínica, ya que en ambas poblaciones hay una mayoría de personas con tendencia a la hipermentalización, lo que implica mayor dificultad para diferenciar el rendimiento en este aspecto de la mentalización en la población clínica de la no clínica. Estos hallazgos difieren de lo encontrado en los estudios de validación previos que demuestran que al igual que la escala de opacidad la escala de certeza presenta diferencias significativas entre las dos poblaciones (Badoud et al., 2015; Morandotti et al., 2018), cabe aclarar que en el estudio original esta escala presentó una diferencia menor a la escala de opacidad, aunque igualmente significativa (Fonagy et al., 2016). Esta diferencia podría explicarse por las características de la población colombiana que presenta una tendencia a la hipermentalización, como se evidencia en la Encuesta Nacional de Salud Mental en donde se describe que la mayoría de los encuestados tendía a considerar situaciones accidentales como intencionales (Ministerio de Salud, 2015).

Es importante mencionar que este estudio presentó limitaciones que pueden mejorar a futuro, como ampliar la muestra clínica y poder diferenciar los resultados de los diferentes tipos de trastornos mentales, ya que esto podría ayudar a comprender la capacidad de la prueba para discriminar el funcionamiento de la mentalización en los diferentes tipos de trastornos. También es importante que en otros estudios se evalué a la población no clínica en participantes que no sean estudiantes universitarios para poder evidenciar si existen otros factores asociados al rendimiento en la función. También es importante realizar estudios similares en otras ciudades de Colombia, ya que este estudio se limita a la ciudad de Montería.

Como conclusión, se puede decir que este estudio es un primer paso para la validación y la evaluación de la confiabilidad del RFQ en población colombiana, obteniendo, por el momento, un buen desempeño de la prueba en la evaluación de la mentalización. Asimismo, se puede decir que se trata de un primer acercamiento a la evaluación de la mentalización y a la comprensión de las dificultades en la función en la población del país y en su papel en las

personas con trastornos mentales, herramienta de suma importancia, ya que puede ser útil para el diagnóstico y la orientación del tratamiento.

Referencias

- Bączkowski, B. y Cierpiałkowska, L. (2015). Mentalization within close relationships: The role of specific attachment style. *Polish Psychological Bulletin*. <https://doi.org/10.1515/ppb-2015-0035>.
- Badoud, D., Luyten, P., Fonseca-Pedrero, E., Eliez, S., Fonagy, P. y Debbané, M. (2015). The French version of the Reflective Functioning Questionnaire: Validity data for Adolescents and Adults and Its Association with Non-suicidal Self-injury. *Plos One*, *10*(12). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0145892>.
- Bateman, A. y Fonagy, P. (2016). *Mentalization-Based Treatment for Personality Disorders. A practical guide*. Oxford University Press.
- Bilbao, I., Calvete, E., Tórriz-Gómez, B., Redondo, I., Ibáñez, M., Tello, C., Mirapeix, C. y Lanza, G. (2016). Evaluación preliminar del Método para la Evaluación de la Mentalización en el contexto Interpersonal. *Revista de la Asociación Española de Neuropsiquiatría*, *36*(130), 383-404. <https://doi.org/10.4321/S0211-57352016000200006>.
- Cosenza, M., Ciccarelli, M. y Nigro, G. (2019). The steamy mirror of adolescent gamblers: Mentalization, impulsivity and time horizon. *Addictive Behaviors*, *89*, 156-162. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2018.10.002>.
- Cucchi, A., Hampton, J. A. y Moulton-Perkins, A. (2018). Using the validated Reflective Functioning Questionnaire to investigate mentalizing in individuals presenting with eating disorders with and without self-harm. *PeerJ*, *6*. <https://doi.org/10.7717/peerj.5756>.
- Falkenstrom, F., Solbakken, O. A., Moller, C., Lech, B., Sandell, R. y Holmkvist, R. (2014). Reflective functioning affect consciousness and mindfulness: Are these different functions. *Psychoanalytic Psychology*, *31*(1), 26-40. <https://doi.org/10.1037/a0034049>.
- Fonagy, P. (2016). Uso de la mentalización en el proceso psicoanalítico. *Mentalización. Revista de Psicoanálisis y Psicoterapia*, *9*, 179-196. http://www.scielo.edu.uy/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1688-42212015000200007&lng=es&ctlng=es.
- Fonagy, P., Luyten, P., Moulton-Perkins, A., Lee, Y-W., Warren, F., Howard, S. et al. (2016). Development and Validation of a Self-Report Measure of Mentalizing: The Reflective Functioning Questionnaire. *Plos One*, *11*(7). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0158678>.

[14] Ricardo Camilo Rueda Mora, Stefano Vinaccia Alpi, Yuli Jiménez Chaux y
Brayan Vinasco Causil

- García, R. R., Aliste, F. y Soto, G. (2018). Cognición social en esquizofrenia: aspectos cognitivos y neurobiológicos. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 47(3), 170-176. <https://doi.org/10.1016/j.rcp.2017.03.004>.
- Handeland, T. B., Kristiansen, V. R., Lau, B., Håkansson, U. y Øie, M. G. (2019). High degree of uncertain reflective functioning in mothers with substance use disorders. *Addictive Behaviors Reports*, 10. <https://doi.org/10.1016/j.abrep.2019.100193>.
- Karterud, S. W. y Kongerslev, M. T. (2019). A temperament-Attachment-Mentalization-Based (TAM) Theory of Personality and Its Disorders. *Frontiers in Psychology*, 10, 518. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00518>.
- Katznelson, H. (2014). Reflective functioning: A review. *Clinical Psychology Review*, 34(2), 107-117. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2013.12.003>.
- Ministerio de Salud (2015). *Encuesta Nacional de Salud Mental*. Javegraf.
- Morandotti, N., Brondino, N., Merelli, A., Boldrini, A., De Vidovich, G. Z., Ricciardo, S. y Luyten, P. (2018). The Italian Version of the Reflective Functioning Questionnaire: Validity Data for adults and its association with severity of Borderline Personality Disorder. *Plos One*, 13(11). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0206433>.
- Rueda, R. C., Raleigh, R., Caucil-Montes, D. C., González-Tordecilla, A. R. y Chartuny, L. (2019). Estilo de apego y mentalización en condenados por delitos sexuales. *Informes Psicológicos*, 19(2), 53-65. <https://doi.org/10.18566/infpsic.v19n2a04>.
- Ruiz-Parra, E., Manzano-García, G., Mediavilla, R., Rodríguez-Vega, B., Lahera, G., Moreno-Pérez, A. I., Torres-Cantero, A. M., Rodado-Martínez, J., Bilbao, A. y González-Torres, M. Á. (2023). The Spanish version of the reflective functioning questionnaire: Validity data in the general population and individuals with personality disorders. *Plos One*, 18(4). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0274378>.
- Sánchez, M., León, L., García, A., Mas, J. y Fernández, A. (2015). La medida de la capacidad reflexiva: instrumentos disponibles en castellano y tareas pendientes. *Revista de la Asociación Española de Neuropsiquiatría*, 35(127), 487-510. <https://dx.doi.org/10.4321/S0211-57352015000300004>.
- Yeomans, F. E., Clarkin, J. F. y Kernberg, O. F. (2016). *Psicoterapia centrada en la transferencia*. Desclée De Brouwer.