

# ■ Propiedades Psicométricas del Cuestionario de Regulación Emocional (ERQ-CA) en Estudiantes Universitarios Colombianos

Laura Sofía Alfonso Gutiérrez & Luis Enrique Prieto Patiño  
Universidad de La Sabana, Colombia

## Resumen

El propósito de esta investigación fue analizar las propiedades psicométricas del cuestionario de regulación emocional (ERQ-CA) en población colombiana. Se utilizó una muestra de 798 estudiantes universitarios de Bogotá y sus alrededores, con edades entre 15 y 25 años ( $M = 19.59$ ,  $DE = 1.78$ ). La muestra se dividió en dos grupos proporcionales. La primera parte de la muestra estuvo conformada por el 25% ( $n = 200$ ). Con ella se realizó el análisis factorial exploratorio,  $\chi^2(13) = 16.38$ ,  $p < 0.23$ , encontrando una estructura bidimensional, de acuerdo con los índices de bondad de ajuste:  $TLI = .951$ ,  $RMSEA = .057$ ,  $SRMR = .04$ . Con la segunda submuestra ( $n = 598$ ) se realizó el análisis factorial confirmatorio. Se encontraron excelentes índices de ajuste:  $S-B\chi^2(20) = 45.812$ ;  $\chi^2/gf = 2.29$ ;  $CFI = .962$ ;  $NNFI = .940$ ;  $TLI = .947$ ;  $IFI = .958$ ;  $RMSEA = .051$ ;  $SRMR = .048$ . Se obtuvieron las estimaciones y errores del modelo a través de métodos robustos, se realizó el análisis de consistencia interna, se estudió la invarianza del modelo por género y se hallaron las diferencias por género. Se puede concluir que el ERQ-CA es un cuestionario con propiedades psicométricas muy favorables para su uso en el contexto colombiano.

*Palabras clave:* Regulación emocional; Control emocional; Medición; Análisis factorial; Psicometría.

## Abstract

*Psychometric properties of the Emotional Regulation Questionnaire (ERQ-CA) in Colombian University Students.* The purpose of this research was to analyze the psychometric properties of the emotional regulation questionnaire (ERQ-CA) in the Colombian population. A sample of 798 university students from Bogotá and its surroundings, with ages between 15 and 25 years old ( $M = 19.59$ ,  $SD = 1.78$ ) was used. The sample was divided into two proportional groups. The first part of the sample was composed by 25% ( $n = 200$ ), with it the exploratory factorial analysis was made,  $\chi^2(13) = 16.38$ ,  $p < 0.23$ , finding a two-dimensional structure, according to the indexes of goodness of fit:  $TLI = .951$ ,  $RMSEA = .057$ ,  $SRMR = .04$ . Then with 70% of the sample ( $n = 598$ ) the confirmatory factorial analysis was performed. Excellent fit rates were found:  $S-B\chi^2(20) = 45.812$ ;  $\chi^2/gf = 2.29$ ;  $IFC = .962$ ;  $NNFI = .940$ ;  $TLI = .947$ ;  $IFI = .958$ ;  $RMSEA = .051$ ;  $SRMR = .048$ . Estimates and errors of the model were obtained through robust methods, internal consistency analysis was performed, the invariance of the model by gender was studied and differences by gender were found. It can be concluded that the ERQ-CA is a questionnaire with psychometric properties that are very favorable to be used in the Colombian context.

*Keywords:* Emotional regulation; Emotional control; Measurement; Factor analysis; Psychometrics.

La regulación emocional (RE) es un proceso psicológico complejo considerado como una de las formas más importantes de promover y mantener la salud mental (Gresham & Gullone, 2012; Liu, 2019). El concepto RE se refiere a los diferentes procesos internos y externos de las personas, quienes pueden monitorear, evaluar y alterar sus propias reacciones emocionales (Thompson, 2014). También, la RE ha sido entendida como el mantenimiento del estado de ánimo positivo y el control del estado de ánimo negativo (Özdeş, 2020). La RE está

implicada en todos los procesos de producción de emociones (Kroshus, 2016) y es importante en el proceso de adaptación social (Ahmetoğlu, et al., 2018).

En el modelo teórico descrito por Gross y Thompson (2007) la RE es entendida como un proceso automático encargado de regular las emociones del individuo teniendo en cuenta los componentes y los niveles de regulación. Específicamente, los componentes de la RE corresponden a la situación, atención, valoración y respuesta, y los niveles de regulación se refieren

## Correspondencia:

Luis Enrique Prieto Patiño  
Facultad de Psicología. Universidad de La Sabana, Chía, Colombia.  
Campus del Puente del Común, Km. 7, Autopista Norte de Bogotá, Chía, Colombia.  
E.mail: luis.prieto@unisabana.edu.co

a mantener, disminuir o aumentar la expresión de las emociones. Este proceso de mantener o poder modificar la ocurrencia e intensidad de una emoción, está asociado con procesos sociales, psicológicos o físicos para lograr un objetivo, y la manera en que se exprese la emoción podría provocar una respuesta positiva o negativa de las personas (Gross & Thompson, 2007).

La regulación se lleva a cabo mediante estrategias de RE, las cuales pueden variar su capacidad para facilitar la respuesta adaptativa. Algunas de estas son: autoculparse, aceptación, enfoque en el pensamiento o rumiación, reenfoque positivo, reenfocarse en la planificación, reevaluación positiva, ponerse en perspectiva, pensamientos catastróficos y culpar a otros (Wen et al., 2019). Adicionalmente, se han identificado dos estrategias de RE como las más comunes y que cuentan con mayor soporte empírico, estas son la reevaluación cognitiva y la inhibición de la expresión (Kroshus, 2016). La reevaluación se reconoce en el momento en que se activa la emoción, es decir, se centra en el antecedente. Por el contrario, la inhibición de la expresión o supresión se presenta en el momento después de la respuesta emocional, es decir, se centra en la respuesta (Gross & Thompson, 2007).

La reevaluación implica modificar el significado cognitivo de la situación para cambiar la respuesta emocional. Ésta es adaptativa y se asocia a resultados positivos en adolescentes. En cambio, la supresión se refiere al intento de disminuir el comportamiento emocional que se está presentando. Éste es desadaptativo y muestra efectos negativos en adolescentes, como síntomas depresivos y menor autoestima y satisfacción con la vida (Gross & Thompson, 2007; Gullone & Taffe, 2012; Teixeira, et al., 2015). Se ha reconocido que las personas con niveles de ansiedad y estrés elevados utilizan estrategias de regulación emocional ineficaces (Zanjani, et al., 2020). Además, se ha evidenciado que los hombres tienden a usar con mayor frecuencia la estrategia de supresión que las mujeres (Balzarotti, et al., 2010; Cabello, et al., 2013; Gross & John, 2003; Gračanin, et al., 2019; Gullone & Taffe, 2012; Navarro, et al., 2018; Teixeira et al., 2015).

Asimismo, se han identificado antecedentes y consecuencias de las estrategias de RE (Yih, et al., 2019). Entre los antecedentes se encuentran los motivos que inician la regulación, las creencias que orientan la regulación y la elección de una estrategia que se adapte a la situación (Ford & Gross, 2018; Tamir, 2016; Sheppes et al., 2014). Como consecuencias se identifican la efectividad inmediata y el rol que tiene la regulación en la salud mental a largo plazo (Aldao, et al., 2010; Webb, et al., 2012).

En general, la RE abarca la importancia de la expresión de las emociones (Žardeckaitė-Matulaitienė, et al., 2020), es decir, cuando las emociones negativas se vuelven severas, prolongadas o no se adaptan a la situación, se debe ajustar esa exaltación (Gross & Thompson, 2007). Para ajustar la emoción, se cuenta con el proceso de RE, que involucra habilidades que permiten comprender y monitorear las emociones, y habilidades para poder elegir una estrategia adecuada para regular las emociones y controlar conductas impulsivas (Gratz & Roemer, 2004). Se ha identificado que el déficit de estas habilidades puede llevar a una dificultad en la regulación emocional (Gratz & Roemer, 2004; Žardeckaitė-Matulaitienė et al., 2020), como lo es la desregulación emocional (DE), que hace referencia a la dificultad para anular inmediatamente estados afecti-

vos negativos y la poca capacidad para diferenciar, evaluar y modificar emociones intensas, de esta manera se dificulta la aceptación del propio estado emocional (Marín-Tejeda, et al., 2012). Se ha observado que la regulación emocional cumple un papel relevante en la salud mental de las personas (Gresham & Gullone, 2012; Liu, 2019), además que impacta principalmente en el comportamiento de los individuos, en tanto determina la forma en que las personas evalúan las situaciones y reaccionan ante estas, esto tiene implicaciones en varios aspectos centrales de la vida cotidiana, como en el desempeño laboral, el aprendizaje y con quién se relaciona la persona (Gómez & Calleja, 2016). Adicionalmente, se ha evidenciado una disminución de la RE durante la época universitaria en adolescentes y principios de la edad adulta (Park et al., 2020).

La RE se ha medido a través de diversos instrumentos, algunos de estos son: Emotion Regulation of Others and Self (EROS; Niven, Totterdell, Stride & Holman, 2011), Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ; Garnefski, et al., 2002), Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS; Gratz & Roemer, 2004). Adicionalmente, existe un instrumento en particular el cual ha sido útil en diversos países, este es el Cuestionario de Regulación Emocional (ERQ) diseñado originalmente por Gross y John (2003), se divide en dos factores: la reevaluación cognitiva y la supresión.

Este instrumento (ERQ) ha mostrado tener adecuadas propiedades psicométricas en diversos países: Italia (Balzarotti et al., 2010), España (Cabello et al., 2013; Navarro et al., 2018; Pastor, et al., 2019; Pineda, et al., 2018), Croacia (Gračanin et al., 2019), Australia (Gullone & Taffe, 2012); Estados Unidos con población afroamericana, asiático-americana, euroamericanos y latinos (Gross & John, 2003), Portugal (Teixeira et al., 2015). Por un lado, para población adulta se ha aplicado el Emotion Regulation Questionnaire (ERQ) (Balzarotti et al., 2010; Cabello et al., 2013; Gračanin et al., 2019; Gross & John, 2003, Pineda et al., 2018). En cambio, para niños y adolescentes se ha aplicado el Emotion Regulation Questionnaire for Children and Adolescents (ERQ-CA) (Gullone & Taffe, 2012; Navarro et al., 2018; Pastor et al., 2019; Teixeira et al., 2015).

Teniendo en cuenta lo expuesto, es importante contar con un instrumento capaz de medir de manera efectiva la RE en estudiantes universitarios, como lo es el Cuestionario de Regulación Emocional – Niños y Adolescentes (ERQ-CA) y, al no encontrar reportes sobre la validez del instrumento en nuestro contexto, el objetivo del presente estudio fue analizar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Regulación Emocional (ERQ-CA) (Navarro et al., 2018) en población Colombiana, teniendo en cuenta una muestra de estudiantes universitarios con edades superiores a la escala original con el objetivo de evaluar las propiedades psicométricas en población adolescente y principios de la edad adulta como principal aporte de la presente investigación.

En la presente investigación se formularon las siguientes hipótesis: 1) El cuestionario de regulación emocional (ERQ-CA) estará dividido en los factores reevaluación cognitiva y supresión; 2) La estructura factorial del cuestionario será la misma que en el cuestionario original; 3) La estructura factorial será invariante según la variable género; 4) Se encontrarán diferencias significativas entre hombres y mujeres en la estrategia supresión.

## Método

### Participantes

La muestra estuvo compuesta por 798 estudiantes universitarios (45.4% hombres), con edades entre los 15 y 25 años ( $M = 19.59$ ,  $DE = 1.78$ ). La muestra fue seleccionada a través de un muestreo no probabilístico por conveniencia, mediante el cual se contó con participantes que estaban disponibles y se obtuvo su consentimiento y/o el consentimiento de sus padres para participar en la investigación (Otzen & Manterola, 2017).

La muestra se dividió para realizar los análisis de la siguiente manera: para el análisis factorial exploratorio se utilizó el 25% de la muestra, es decir  $n = 200$ , (52.5% hombres); para el análisis factorial confirmatorio se utilizó el 75% de la muestra, es decir  $n = 598$  (43% hombres). Para el estudio de invarianza y diferencias por género se utilizó el total de la muestra.

### Instrumento

Se utilizó el Cuestionario de Regulación Emocional (ERQ-CA), diseñado originalmente por Gross y John (2003), adaptado para población adolescente por Gullone y Taffe (2012) y adaptado al español por Navarro et al. (2018). Se decidió utilizar esta versión ya que la población comprende edades entre la adolescencia y el principio de la edad adulta, se reconoce las altas propiedades psicométricas de la escala y por ello en este estudio se quiere llevar a una muestra de mayor edad. Este cuestionario está compuesto por 10 ítems con cinco opciones de respuesta: (1= completamente desacuerdo hasta 5=completamente de acuerdo). Los ítems se agrupan en dos factores: reevaluación cognitiva (ítems 1, 3, 5, 7, 8 y 10) y supresión (ítems 2, 4, 6, y 9). La fiabilidad del instrumento se estimó con el alfa de Cronbach obteniendo una fiabilidad alta (.83 y .75) (Gullone & Taffe, 2012) y valores aceptables (.61 y .64) (Navarro et al., 2018).

### Procedimiento

En primera instancia, se obtuvo el permiso de los autores para llevar a cabo la investigación, luego se elaboró el consentimiento informado el cual fue presentado a los participantes y/o a sus tutores en el caso de los participantes menores de edad. La información que se recolectó fue archivada con estricta confidencialidad. La investigación fue avalada por el comité de investigaciones de la facultad. Este estudio se centró en las propiedades psicométricas del instrumento, ya que, el idioma y las características de la versión en español aplican para el contexto colombiano, en este caso, se consideró que no era necesario realizar una validación por jueces (Muñiz, Elousa & Hambleton, 2013).

### Análisis de datos

Con los datos obtenidos se construyó una base de datos para realizar los respectivos análisis: Análisis factorial exploratorio, análisis factorial confirmatorio, análisis de consistencia interna, estudio de invarianza y diferencias por género. Se utilizó el software Rstudio y las siguientes librerías: lavaan, parameters, GPArotation, psych, psychometric, nFactors, MVN. Además, se utilizó el software EQS versión 6.1. y SPSS versión 25.

## Resultados

### Análisis Factorial Exploratorio (AFE)

Para llevar a cabo el AFE se utilizó el 25% de la muestra total ( $n = 200$ ), garantizando la muestra mínima recomendada (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). Se evaluó la normalidad multivariada de los datos a través de la asimetría y curtosis de Mardia, y se encontró la ausencia de normalidad ( $p < .05$ ). Así, se llevó a cabo la extracción de factores mediante el método de mínimos residuales debido a que no tiene en cuenta el supuesto de distribución de los datos (Lloret-Segura, et al., 2014). La rotación fue de tipo ortogonal (varimax) ya que la estructura del diseño original del instrumento demostró la independencia entre factores (Gross & John, 2003). Según los métodos de análisis paralelo y el BIC ajustado (Martínez, et al., 2014) el número de factores a extraer fue dos.

Para que la estructura factorial se considerara adecuada, se debían presentar los siguientes parámetros:  $KMO > .60$ ;  $\chi^2/df < 3$ ;  $RMSEA < .08$ ;  $SRMR < .08$ ;  $TLI > .9$  (Gie-Young & Pearce, 2013; Lloret-Segura et al., 2014; Ruiz, Pardo, & San Martín, 2010).

Tabla 1. Índices de ajuste para los modelos factoriales encontrados (AFE) (Modelos Testeados)

Modelo	KMO	$\chi^2$	df	$\chi^2/df$	p	RMSEA [90% CI]	SRMR	TLI
Bifactorial sin 1 y 7	.69	16.38	13	1.26	.23	.05 [0, .09]	.04	.95
Bifactorial sin 7 y 10	.68	23.92	13	1.84	.03	.07 [.03, .11]	.05	.90

Nota.  $\chi^2$  = chi cuadrado; df = degree freedom; p = valor de significancia; KMO = Kaiser-Meyer-Olkin; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual; TLI = Tucker-Lewis Index.

En la Tabla 1 se presentan las dos posibles estructuras factoriales encontradas, la primera compuesta por 8 ítems, tras la eliminación de los ítems 1 y 7, ya que creaban su propio factor; y la segunda compuesta por 8 ítems, tras eliminar los ítems 7 y 10 debido a que aumentaban el error del modelo. Además, se observa que ambos modelos obtuvieron valores en los índices de ajuste de acuerdo con lo esperado.

En la Tabla 2 se muestran las estructuras factoriales de los modelos encontrados. La mayoría de las saturaciones son mayores a .40 (Stevens, 2002). Si bien, el ítem 9 presenta una saturación menor a .40, se decide conservar el reactivo debido al buen ajuste en ambos modelos.

### Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

Para llevar a cabo el AFC se utilizó el 75% de la muestra total ( $n = 598$ ), se evaluó la normalidad multivariada de los datos a través de la asimetría y curtosis de Mardia, en este caso, se encontró ausencia de normalidad ( $p < .05$ ). Se llevó a cabo el análisis mediante un método de estimación de máxima-verosimilitud robusto, el cual corrige los errores causados por la falta de normalidad mediante el estadístico  $\chi^2$  de Satorra-Bentler (Sandin, et al., 2007). Además, se utilizó un método de rotación ortogonal.

Tabla 2. Estructura factorial exploratoria para los modelos factoriales (Modelos Testeados)

	Ítems	Factor 1 Reevaluación Cognitiva	Factor 2 Supresión	$h^2$
Bifactorial sin ítems 1 y 7	2. Me reservo mis emociones para mí mismo.		.67	.46
	3. Cuando quiero sentir menos intensamente una emoción negativa (como tristeza o enfado) cambio lo que estoy pensando.	.68		.47
	4. Cuando tengo emociones positivas, pongo mucho cuidado en no expresarlas.		.42	.19
	5. Cuando me enfrente a una situación estresante, intento pensar sobre esa situación de una forma que me ayude a mantener la calma.	.43		.25
	6. Controlo mis emociones, no expresándolas.		.89	.82
	8. Controlo mis emociones cambiando mi manera de pesar acerca de la situación.	.59		.36
	9. Cuando siento emociones negativas, me aseguro de no expresarlas.		.37	.19
	10. Cuando quiero sentir con menos intensidad una emoción negativa, cambio mi manera de pensar acerca de esa situación.	.91		.83
	Ítems	Factor 1 Supresión	Factor 2 Reevaluación Cognitiva	$h^2$
	Bifactorial sin ítems 7 y 10	1. Cuando quiero sentir más intensamente una emoción positiva (como alegría o felicidad) cambio lo que estoy pensando.		.54
2. Me reservo mis emociones para mí mismo.		.66		.45
3. Cuando quiero sentir menos intensamente una emoción negativa (como tristeza o enfado) cambio lo que estoy pensando.			.58	.34
4. Cuando tengo emociones positivas, pongo mucho cuidado en no expresarlas.		.41		.17
5. Cuando me enfrente a una situación estresante, intento pensar sobre esa situación de una forma que me ayude a mantener la calma.			.40	.23
6. Controlo mis emociones, no expresándolas.		.90		.84
8. Controlo mis emociones cambiando mi manera de pesar acerca de la situación.			.77	.60
9. Cuando siento emociones negativas, me aseguro de no expresarlas.		.39		.18

Nota.  $h^2$  = comunalidad.

Tabla 3. Índices de ajuste robustos para los modelos factoriales (Modelos Testeados)

Modelo	$\chi^2$ S-B	df	$\chi^2/df$	RMSEA Robusto [90% CI]	SRMR Robusto	CFI Robusto	TLI Robusto	NNFI Robusto	IFI Robusto	AIC
Sin ítem 1 y 7	45.81	20	2.29	.05 [.03, .07]	.04	.96	.94	.94	.95	14659.31
Sin ítem 7 y 10	37.15	20	1.85	.04 [.01, .06]	.03	.96	.95	.94	.96	14967.26

Nota.  $\chi^2$  S-B = chi cuadrado de Satorra Bentler; df = degree freedom; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual; CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; NNFI = Bentler-Bonett Non-normed Fit Index; IFI = Bollen's Incremental Fit Index; AIC = Akaike's Information Criterion.

Tabla 4. Estimación de parámetros estandarizados con métodos robustos (Modelos Testeados)

Modelo	Factor	Indicador	Estimación	Error	Modelo	Factor	Indicador	Estimación	Error
Bifactorial sin 1 y 7	Reevaluación Cognitiva	Ítem 3	.74	.06	Bifactorial son 7 y 10	Supresión	Ítem 2	.69	.02
		Ítem 5	.64	.06			Ítem 4	.73	.05
		Ítem 8	.71	.05			Ítem 6	.99	.07
		Ítem 10	.96	.05			Ítem 9	.56	.06
	Supresión	Ítem 2	.48	.03		Reevaluación Cognitiva	Ítem 1	.54	.02
		Ítem 4	.50	.03			Ítem 3	.70	.09
		Ítem 6	.69	.03			Ítem 5	.65	.10
		Ítem 9	.39	.04			Ítem 8	.84	.11

Para considerar la estructura factorial como satisfactoria, se debían presentar los siguientes parámetros:  $\chi^2 S-B/df \leq 5$ ;  $RMSEA < .08$ ;  $SRMR < .08$ ;  $CFI, TLI, NNFI, IFI > .9$  (Martínez et al., 2014; Ruiz et al., 2010; Sandin et al., 2007).

En la Tabla 3 se presentan ambas estructuras factoriales, que cuentan con valores de error y de índices de ajuste de

acuerdo con lo esperado, y se observa que la escala cuenta con una estructura bifactorial. Además, se observa que el valor AIC es menor en la estructura bifactorial sin los ítems 1 y 7.

En la Tabla 4 se evidencia la estimación de los parámetros robustos para cada modelo rival. Se observa que para ambos modelos el valor de las estimaciones es mayor al error, y no se

observan valores negativos o mayores a 1. Debido a que hay dos estructuras satisfactorias, se evalúa la consistencia interna de cada una posteriormente.

**Análisis de consistencia interna**

Se llevó a cabo el análisis de fiabilidad para las estructuras factoriales a través de los siguientes indicadores ordinales: Alfa de Cronbach, Lamba de Guttman, Omega de McDonald y GLB (Greatest Lower Bound).

Tabla 5. Coeficientes de fiabilidad para cada factor (Modelos Testeados)

Modelo y Factor	Cronbach's $\alpha$	Guttman's $\lambda_4$	McDonald's $\omega$	GLB
<b>Bifactorial sin 1 y 7</b>				
Reevaluación Cognitiva	.75	.77	.78	.78
Supresión	.73	.74	.75	.78
<b>Bifactorial sin 7 y 10</b>				
Reevaluación Cognitiva	.63	.69	.70	.68
Supresión	.73	.74	.75	.78

Tal y como se observa en la Tabla 5, los coeficientes de fiabilidad para el modelo bifactorial sin los ítems 1 y 7 superan el valor de .73 para cada factor, lo que indica que la estructura cuenta con una fiabilidad alta (Barbero, 2010; Berge & Socan, 2004; Bonett & Wright, 2015). Por otro lado, para el modelo bifactorial sin los ítems 7 y 10 se pueden observar valores por debajo de .70, lo que demuestra que la fiabilidad de la estructura es moderada (Barbero, 2010; Berge & Socan, 2004; Bonett & Wright, 2015).

Tabla 6. Correlación ítem-total (Modelos Testeados)

Modelo	Factor	Indicador	Ítem-Test	Alfa sin el ítem
Bifactorial sin 1 y 7	Reevaluación Cognitiva	Ítem 3	.45	.50
		Ítem 5	.48	.45
		Ítem 8	.31	.57
		Ítem 10	.36	.65
	Supresión	Ítem 2	.41	.49
		Ítem 4	.39	.53
Ítem 9		.47	.40	
Bifactorial sin 7 y 10	Reevaluación Cognitiva	Ítem 1	.36	.33
		Ítem 3	.28	.45
		Ítem 5	.34	.36
	Supresión	Ítem 8	.24	.52
		Ítem 2	.41	.49
		Ítem 4	.39	.53
		Ítem 6	.32	.64
		Ítem 9	.47	.40

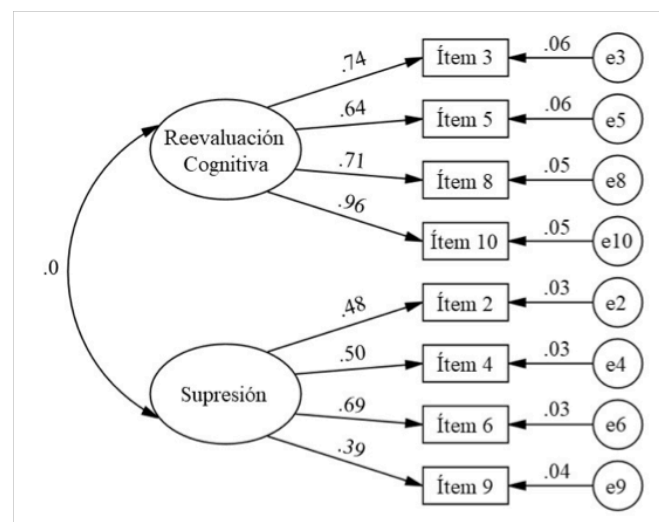
En la Tabla 6 se observa que para el modelo bifactorial sin los ítems 1 y 7 todas las correlaciones entre ítems son superiores a .30, por lo que están dentro del criterio de aceptación (De los Santos-Roig & Pérez-Meléndez, 2014). Sin embargo, el modelo

bifactorial sin los ítems 7 y 10 no cumple con este criterio, ya que presenta correlaciones menores a .30. Por otro lado, en general para ambos modelos si algún ítem se elimina el alfa disminuye.

**Modelo re-especificado definitivo**

De acuerdo con los análisis previos de los modelos testeados y teniendo en cuenta el criterio AIC (véase la tabla 3), el cual expone que el modelo con menor valor es el más apropiado (Yafune, et al., 2005), se afirma que la estructura factorial más satisfactoria es el modelo bifactorial sin los ítems 1 y 7 que pertenecían al factor reevaluación cognitiva. La estructura bifactorial cuenta con buenos índices de ajuste y adecuados índices de error, y cuenta con una fiabilidad alta para cada factor. Esta estructura explica el 45% de la varianza total, lo cual supera lo mínimo esperado del 40% (Lloret-Segura et al., 2014). En general, esta estructura presenta adecuadas propiedades psicométricas. En la Figura 1 se presenta el path diagram de la estructura factorial encontrada.

Figura 1. Modelo bifactorial con estimaciones de parámetros estandarizados robustos.



**Análisis de Invarianza Configuracional y Diferencias por Género**

Se realizó el estudio de invarianza por la variable género a través de la técnica de configuración con el método de estimación de máxima verosimilitud-robusto. Así, se evaluó si los índices de ajuste se comportan de forma similar en los grupos analizados (Abad, et al., 2011). Se examinaron los siguientes índices robustos: ( $\chi^2 S-B/df$ ), RMSEA, SRMR, CFI, IFI, NNFI y TLI.

Para el grupo de los hombres se encontraron los siguientes índices de bondad de ajuste:  $\chi^2 S-B = 43.98$ ,  $df = 19$ ,  $\chi^2 S-B/df = 2.31$ ,  $p = .001$ ,  $RMSEA [90\%CI] = .06 [.04, .09]$ ,  $SRMR = .06$ ,  $CFI = .93$ ,  $IFI = .93$ ,  $NNFI = .90$ , y  $TLI = .90$ . Para el grupo de mujeres se obtuvieron los siguientes índices de bondad de ajuste:  $\chi^2 S-B = 31.10$ ,  $df = 19$ ,  $\chi^2 S-B/df = 1.63$ ,  $p = .03$ ,  $RMSEA [90\%CI] = .04 [.009, .06]$ ,  $SRMR = .04$ ,  $CFI = .97$ ,  $IFI = .97$ ,  $NNFI = .96$ , y  $TLI = .96$ . Los índices de bondad de ajuste son muy satisfactorios en los dos grupos, todos superiores a .90 y los índices de error son inferiores a .05, estos resultados ratifican la invarianza del modelo y su consistencia entre muestras.

Por otra parte, no se encontraron diferencias significativas entre hombres y mujeres en el factor de reevaluación cognitiva [ $t(796) = .49, p > .05$ ], pero sí en el factor de supresión [ $t(796) = 3.75, p < .05$ ], en el que el promedio de los hombres fue mayor al de las mujeres (hombres:  $M = 11.91, DE = 3.35$ , mujeres:  $M = 10.98, DE = 3.58$ ).

## Discusión

En este estudio se analizaron las propiedades psicométricas del Cuestionario de Regulación Emocional (ERQ-CA; Navarro et al., 2018) en población de mayor edad. Para ello, se llevó a cabo el análisis de modelos testeados mediante el uso de ecuaciones estructurales (SEM), que permitieron presentar evidencia de validez sobre el instrumento (Cupani, 2012; Khine, 2013).

Mediante un análisis factorial exploratorio se encontró una estructura bidimensional con factores independientes similar a la de estudios anteriores. Sin embargo, se eliminaron los ítems 1 y 7 del factor *supresión* debido a que su presencia aumentaba el error del modelo y disminuían la fiabilidad del cuestionario. De esta manera, el instrumento cuenta con el factor *reevaluación cognitiva* (RE) conformado por los ítems 3, 5, 8 y 10, y el factor *supresión* (S) compuesto por los ítems 2, 4, 6 y 9. Lo que indica que estas estrategias de regulación son independientes (Gross & John, 2003).

Se ratificó la validez de la prueba mediante análisis factorial confirmatorio, en el que se obtuvieron índices de bondad de ajuste muy buenos y se demostró la efectividad de la estructura bidimensional. Por otra parte, se obtuvieron indicadores de fiabilidad iguales o superiores a .73, es decir, el instrumento cuenta con una fiabilidad alta (Barbero, 2010; Berge & Socan, 2004; Bonett & Wright, 2015). Adicionalmente, se encontró que la estructura bifactorial es invariante.

Los resultados de esta investigación tras la eliminación de dos ítems son acordes a los siguientes estudios en cuanto a la independencia de factores y fiabilidad alta. De acuerdo con el diseño original del instrumento, también se encontró que la estructura está compuesta por dos factores independientes ( $r = 0$ ), además, la estructura no difiere entre hombres y mujeres, y cuenta con una fiabilidad alta ( $RC \alpha = .79, S \alpha = .73$ ) (Gross & John, 2003). Un estudio realizado en Croacia también encontró una estructura ortogonal ( $r = .03$ ), y la fiabilidad encontrada fue alta ( $RC \alpha = .80, S \alpha = .75$ ) (Gračanin et al., 2019). Por otro lado, en Italia se encontró que los factores no estaban correlacionados ( $r = .08$ ), y se obtuvo una fiabilidad alta ( $RC \alpha = .84, S \alpha = .72$ ) (Balzarotti et al., 2010). Otra investigación realizó la adaptación al español y se encontró una estructura con factores independientes ( $r = .06$ ), que obtuvieron una fiabilidad alta ( $RC \alpha = .79, S \alpha = .75$ ) (Cabello et al., 2013). De manera similar, un estudio realizado en España encontró que los factores no estaban correlacionados ( $r = .0$ ), y se obtuvo una fiabilidad alta para el instrumento ( $\alpha = .84$ ) (Pineda et al., 2018).

Ahora bien, los presentes resultados se contrastan con las investigaciones que han utilizado el ERQ-CA específicamente. En el estudio que realizó la simplificación de los ítems para población adolescente en Australia, también se encontró una fiabilidad alta ( $RE \alpha = .83, S \alpha = .75$ ), sin embargo, para dos grupos específicos se encontró una correlación negativa significativa ( $r = -.24, r = -.13$ ) (Gullone & Taffe, 2012), esto se diferencia de lo encontrado en el presente estudio. Por otro lado,

en Portugal se encontró que la estructura factorial es ortogonal ( $r = 0$ ) e invariante al igual que en este estudio, sin embargo, se encontró fiabilidad alta para el primer factor y fiabilidad por debajo de 0.70 para el segundo factor ( $RC \alpha = .70, S \alpha = .65$ ) (Teixeira et al., 2015).

En comparación con la versión del instrumento utilizada en la presente investigación, Navarro et al. (2018) también encontraron una estructura bifactorial, con una fiabilidad por debajo de .70 ( $RC \alpha = .61, S \alpha = .64$ ) en algunos casos, considerada como una fiabilidad baja (Bonett & Wright, 2015), a diferencia del presente estudio en el que se obtuvo una fiabilidad por encima de .70.

Adicionalmente, los resultados se contrastan con las estructuras factoriales encontradas en la versión en español, en las cuales no se eliminó ningún ítem en el ERQ (Cabello et al., 2013; Pastor et al., 2019; Pineda, et al., 2018), y tampoco en la versión ERQ-CA (Navarro et al., 2018). Por lo tanto, se puede pensar que la estructura puede variar ya que la edad poblacional de este estudio abarca adolescentes y adultos jóvenes, estas edades no habían sido incluidas juntas en estudios previos con este instrumento. Asimismo, uno de los objetivos de esta investigación fue analizar la estructura factorial en esta nueva muestra y no necesariamente todos los ítems se mantendrán en otras estructuras factoriales.

Por otra parte, se encontraron diferencias significativas entre hombres y mujeres en el factor *supresión*, siendo los hombres quienes mostraron un nivel de supresión más alto, esto coincide con múltiples estudios que utilizaron el mismo instrumento (Balzarotti et al., 2010; Cabello et al., 2013; Gross & John, 2003; Gračanin et al., 2019; Gullone & Taffe, 2012; Navarro et al., 2018; Teixeira et al., 2015). Esto indica que las diferencias por género en cuanto a la supresión en este contexto son similares a las de otras culturas.

Entre las limitaciones del estudio se encuentra que debido al tipo de muestreo y al tamaño de la muestra se dificulta la generalización de resultados. Por otra parte, los ítems eliminados hacían referencia a sentir con mayor intensidad una emoción positiva (ítems 1 y 7), por lo tanto debería estudiarse la validez de contenido en cuanto al aumento de la emoción positiva en este contexto. Además, para futuras investigaciones se recomienda contar con una muestra más amplia, realizar análisis de validez convergente/divergente, analizar a fondo las diferencias por género en la estrategia de supresión, y finalmente, se recomienda analizar las propiedades psicométricas en otros contextos Latinoamericanos ya que esta versión estaría validada para población adolescente y adultos jóvenes (ERQ-AA).

En conclusión, este instrumento de regulación emocional aplicado a población adolescente y adultos jóvenes debería denominarse (ERQ-AA) y ampliar su rango de aplicación para estas edades. En cuanto a las hipótesis planteadas en el presente estudio, se comprobó la existencia de los dos factores encontrados en los estudios previos. Se encontró que la estructura factorial varió en cuanto a los ítems que pertenecen a cada uno de los factores, dado que se eliminaron dos de los reactivos (el 1 y el 7). Se evidenció que la estructura factorial es invariante de acuerdo con la variable género. Finalmente, se encontraron diferencias significativas entre hombres y mujeres en la estrategia de supresión. En definitiva, el cuestionario cuenta con propiedades psicométricas favorables para el contexto colombiano, lo que hará posible medir estrategias de regulación emocional en este contexto.

## Conflicto de intereses

Los autores de este trabajo declaran que no existe conflicto de intereses.

## Agradecimientos

Este trabajo ha sido apoyado por la Universidad de La Sabana.

## Referencias

- Abad, F., Olea, J., Ponsoda, V., & García, C. (2011). *Medición en ciencias sociales y de la salud*. Madrid, España: Editorial Síntesis.
- Ahmetoğlu, E., Ildiz, G. I., Acar, I. H., & Encinger, A. (2018). Children's Emotion Regulation and Attachment to Parents: Parental Emotion Socialization as a Moderator. *Social Behavior & Personality: An International Journal*, 46(6), 969–983 <https://doi.org/10.2224/sbp.6795>
- Aldao, A., Nolen-Hoeksema, S., & Schweizer, S. (2010). Emotion regulation strategies across psychopathology: A meta-analytic review. *Clinical Psychology Review*, 30(2), 217–237 <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.11.004>
- Balzarotti, S., John, O. P., & Gross, J. J. (2010). An Italian Adaptation of the Emotion Regulation Questionnaire. *European Journal of Psychological Assessment*, 26(1), 61–67 <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000009>
- Barbero, M. I. (2010). *Psicometría: Teoría, formulario y problemas resueltos*. Madrid, España: Sanz y Torres.
- Berge, J., & Socan, G. (2004). The greatest lower bound to the reliability of a test and the hypothesis of unidimensionality. *Psychometrika*, 69(4), 613–625. <https://doi.org/10.1007/bf02289858>
- Bonett, D. G., & Wright, T. A. (2015). Cronbach's alpha reliability: Interval estimation, hypothesis testing, and sample size planning. *Journal of Organizational Behavior*, 36(1), 3–15 <https://doi.org/10.1002/job.1960>
- Cabello, R., Salguero, J. M., Fernández-Berrocal, P., & Gross, J. J. (2013). A Spanish Adaptation of the Emotion Regulation Questionnaire. *European Journal of Psychological Assessment*, 29(4), 234–240 <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000150>
- Cupani, M. (2012). Análisis de ecuaciones estructurales: conceptos etapas de desarrollo y un ejemplo de aplicación. *Revista Tesis*, 2(1), 186–199.
- De los Santos-Roig, M., & Pérez-Meléndez, C. (2014). Items analysis and reliability evidence of ERCE scale. *Annals of Psychology*, 30(2), 438–449. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.2.164021>
- Ferrando, P., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18–33.
- Ford, B. Q., & Gross, J. J. (2018). Emotion regulation: Why beliefs matter. *Canadian Psychology*, 59(1), 1–15 <https://doi.org/10.1037/cap0000142>
- Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2002). *Manual for the use of Cognitive Emotion Regulation Questionnaire*. The Netherlands: DATEC, Leiderdorp.
- Gie-Young, A., & Pearce, S. (2013). A Beginner's Guide to factor Analysis: Focusing on Exploratory Factor Analysis. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology*, 9(2), 79–94 <https://doi.org/10.20982/tqmp.09.2.p079>
- Gómez, O., & Calleja, N. (2016). Regulación emocional: definición, red nomológica y medición. *Revista Mexicana de Investigación en Psicología*, 8(1), 96–117.
- Gračanin, A., Kardum, I., & Gross, J. J. (2019). The Croatian version of the Emotion Regulation Questionnaire: Links with higher- and lower-level personality traits and mood. *International Journal of Psychology*, 55(4), 609–617. doi: 10.1002/ijop.12624
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 26(1), 41–54 <https://doi.org/10.1023/B:JOBA.0000007455.08539.94>
- Gresham, D., & Gullone, E. (2012). Emotion regulation strategy use in children and adolescents: The explanatory roles of personality and attachment. *Personality and Individual Differences*, 52(5), 616–621. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2011.12.016>
- Gross, J., & John, O. (2003). Individual Differences in Two Emotion Regulation Processes: Implications for Affect, Relationships, and Well-Being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(2), 348–362 <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348>
- Gross, J. J., & Thompson, R. (2007). Emotion regulation. Conceptual foundations. In J. J.
- Gross (Ed.), *Handbook of emotion regulation* (pp. 3–26). New York: Guilford Press.
- Gullone, E., & Taffe, J. (2012). The Emotion Regulation Questionnaire for Children and Adolescents (ERQ-CA): A Psychometric Evaluation. *Psychological Assessment*, 24(2), 409–417 <https://doi.org/10.1037/a0025777>
- Khine, M. (2013). *Application of structural equation modeling in educational research and practice*. Rotterdam: The Netherlands.
- Kroshus, E. (2016). Variability in institutional screening practices related to collegiate student-athlete mental health. *Journal of Athletic Training*, 51(5), 389–397. <https://doi.org/10.4085/1062-6050-51.5.07>
- Liu, J. (2019). Effect of Emotional Regulation on Mental Health of College Basketball Players. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 14(2), 834–839 <https://doi.org/10.24205/03276716.2020.318>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). Exploratory Item Factor Analysis: A practical guide revised and up-dated. *Annals of Psychology*, 30(3), 1151–1169 <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Marín-Tejeda, M., Robles-García, R., González-Forteza, C., & Andrade-Palos, P. (2012). Propiedades psicométricas de la escala "Dificultades en la Regulación Emocional" en español (DERS-E) para adolescentes mexicanos. *Salud Mental*, 35(6), 521–526.
- Martínez, M. R., Hernández, M. J., & Hernández, M. V. (2014). *Psicometría*. Madrid, España: Alianza Editorial.
- Muñiz, J., Elousa, P., & Hambleton, R. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151–157 <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Navarro, J., Vara, M. D., Martí, A. C., & Baños, R. M. (2018). Validación psicométrica del cuestionario de regulación emocional (ERQ-CA) en población adolescente española. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 5(1), 9–15. <https://doi.org/10.21134/rpcna.2018.05.1.1>
- Niven, K., Totterdell, P., Stride, C. B., & Holman, D. (2011). Emotion Regulation of Others and Self (EROS): The Development and Validation of a New Individual Difference Measure. *Current Psychology: A Journal for Diverse Perspectives on Diverse Psychological Issues*, 30(1), 53–73 <https://doi.org/10.1007/s12144-011-9099-9>
- Otzen, T., & Manterola, C. (2017). Técnicas de Muestreo sobre una Población a Estudio. *International Journal of Morphology*, 35(1), 227–232. <https://doi.org/10.4067/s0717-95022017000100037>
- Özdeş, A. (2020). Aging and Decision-Making Processes: The Role of Emotion Regulation. *Psikiyatride Guncel Yaklasimlar*, 12(3), 382–395. <https://doi.org/10.18863/pgy.640158>
- Park, C. L., Williams, M. K., Hernandez, P. R., Agocha, V. B., Lee, S. Y., Carney, L. M., & Loomis, D. (2020). Development of emotion regulation across the first two years of college. *Journal of Adolescence*, 84, 230–242. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2020.09.009>

- Pastor, M. C., López-Penadés, R., Cifre, E., & Moliner-Urdiales, D. (2019). The Spanish Version of the Emotion Regulation Questionnaire for Children and Adolescents (ERQ-CA): A Psychometric Evaluation in Early Adolescence. *Spanish Journal of Psychology*, 22, 1–12 <https://doi.org/10.1017/sjp.2019.30>
- Pineda, D., Valiente, R. M., Chorot, P., Piqueras, J. A., & Sandín, B. (2018). Invarianza factorial y temporal del Cuestionario de Regulación Emocional (ERQ). *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 23, 109-120. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.23.num.2.2018.21823>
- Ruiz, M., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45.
- Sandín, B., Valiente, R. M., Chorot, P., & Santed, M. A. (2007). ASI-3: Nueva escala para la evaluación de la sensibilidad a la ansiedad. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 12(2), 91-104. <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.12.num.2.2007.4036>
- Sheppes, G., Scheibe, S., Suri, G., Radu, P., Blechert, J., & Gross, J. J. (2014). Emotion regulation choice: A conceptual framework and supporting evidence. *Journal of Experimental Psychology: General*, 143(1), 163–181 <https://doi.org/10.1037/a0030831>
- Stevens, J. (2002). *Applied Multivariate statistics for the social sciences*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Tamir, M. (2016). Why do people regulate their emotions? A taxonomy of motives in emotion regulation. *Personality and Social Psychology Review*, 20(3), 199–222. <https://doi.org/10.1177/1088868315586325>
- Teixeira, A., Silva, E., Tavares, D., & Freire, T. (2015). Portuguese validation of the Emotion Regulation Questionnaire for Children and Adolescents (ERQ-CA): relations with self-esteem and life satisfaction. *Child Indicators Research*, 8(3), 605-621 <https://doi.org/10.1007/s12187-014-9266-2>
- Thompson, R. A. (2014). Socialization of emotion and emotion regulation in the family. In J. J. Gross (Ed.), *Handbook of emotion regulation* (2nd ed., pp. 173–186). New York, NY: Guilford.
- Webb, T. L., Miles, E., & Sheeran, P. (2012). Dealing with feeling: A meta-analysis of the effectiveness of strategies derived from the process model of emotion regulation. *Psychological Bulletin*, 138(4), 775–808 <https://doi.org/10.1037/a0027600>
- Wen, A., Dobson, K. S., Noorbala, A. A., Mohammadi, A., Farahmand, Z., & Davoodi, E. (2019). Emotion Regulation Strategies in Depression and Somatization Disorder. *Psychological Reports*, 122(6), 2119–2136. <https://doi.org/10.1177/0033294118799731>
- Yafune, A., Narukawa, M., & Ishiguro, M. (2005). A Note on Sample Size Determination for Akaike Information Criterion (AIC) Approach to Clinical Data Analysis. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 34(12), 2331-2343. <https://doi.org/10.1080/03610920500257295>
- Yih, J., Uusberg, A., Taxer, J. L., Gross, J. J. (2019). Better together: a unified perspective on appraisal and emotion regulation. *Cognition and Emotion*, 33(1), 41-47. <https://doi.org/10.1080/02699931.2018.1504749>
- Žardeckaitė-Matulaitienė, K., Endriulaitienė, A., Šeibokaitė, L., Markšaitytė, R., & Slavinskienė, J. (2020). Difficulties in Emotion Regulation and Attitudes towards Risky Driving in a Group of Pre-Licensed Drivers. *Psychological Topics*, 29(2), 339-356 <https://doi.org/10.31820/pt.29.2.7>
- Zanjani, F. A., Jani, H. T., & Amiri, M. (2020). The effectiveness of integrated matrix therapy on self-control and emotional regulation in methamphetamine abusers. *Journal of Fundamentals of Mental Health*, 22(1), 36–43.