

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN INSTRUMENTAL

Estructura latente e invarianza factorial del Cuestionario de regulación emocional cognitiva en escolares peruanos

Latent structure and factorial invariance of the Cognitive Emotional Regulation Questionnaire in Peruvian schoolchildren

Zoraida Barrios Sallo^{1,a}, Aaron Caycho Caja^{2,a}

Recibido: 29 – 04 – 23

Aceptado: 07 – 09 – 23

Publicado: xx – 11 – 23

Resumen

Se identificó la estructura latente y la invarianza factorial del CERQ. Para lo cual se estudió una muestra de 430 escolares peruanos de cinco instituciones estatales de Lima (Perú). Se realizó un análisis factorial confirmatorio del instrumento y se analizó la consistencia interna de cada dimensión. Luego, se planteó la hipótesis de invarianza factorial de la versión final según el género de los participantes. Los resultados señalan una estructura latente de nueve factores, de los cuales la versión propuesta mostró una bondad de ajuste favorable (RMSEA = 0.065, SRMR = .069, CFI = .917, GFI = .972, NFI = .949) con coeficientes de consistencia interna entre buenos y aceptables. Asimismo, desde el enfoque AFCMG, se obtuvo evidencia para la invarianza factorial débil, fuerte y estricta. Se concluye que El CERQ cuenta con una estructura latente definida y se puede emplear tanto en hombres como mujeres.

Palabras clave: regulación emocional cognitiva, CERQ, escolares, análisis factorial, AFCMG.

¹ Universidad César Vallejo. Lima, Perú

² Universidad Continental. Lima, Perú

^a Profesora. E-mail: psc.zoraida@gmail.com ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0275-2340>

^b Profesor. Autor para correspondencia: acaycho@continental.edu.pe

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1478-8954>

Abstract

The latent structure and factorial invariance of the CERQ were identified by studying a sample of 430 Peruvian schoolchildren from five state institutions in Lima, Peru. A confirmatory factor analysis of the instrument was carried out and the internal consistency of each dimension was analyzed. Then, the hypothesis of factorial invariance of the final version according to the gender of the participants was hypothesized. The results indicate a latent structure of nine factors of which the proposed version showed a favorable goodness of fit (RMSEA = 065, SRMR = .069, CFI = .917, GFI = .972, NFI = .949) with good to acceptable internal consistency coefficients. Likewise, from the CFAMG approach, evidence was obtained for weak, strong and strict factorial invariance. It is concluded that the CERQ has a defined latent structure and can be used with both men and women.

Keywords: cognitive emotional regulation, CERQ, schoolchildren, factor analysis, CFAMG.

INTRODUCCIÓN

La regulación emocional puede entenderse como “procesos extrínsecos e intrínsecos responsables de monitorear, evaluar y modificar reacciones emocionales, especialmente aquellas más intensas y temporales” (Thompson, 1991, p. 271). Asimismo, la regulación emocional cognitiva es vital en el desarrollo del adolescente, lo que le permite gestionar mejor sus emociones tanto negativas como positivas y afrontar mejores situaciones de estrés, lo que, a su vez, favorece un buen desempeño académico y mejor ajuste psicológico. En ese sentido, los jóvenes no recurrirán a reguladores externos para hacer frente a situaciones adversas que se presentan en esta etapa de desarrollo.

En esta etapa de su vida, los estudiantes pasan por varios cambios que acarrearán una serie de situaciones relacionadas con la gestión de sus emociones, ya sean en relación de las demandas académicas, familiares, sociales e incluso adaptarse a sus cambios físicos y a su personalidad. Se destaca que esos cambios también implican aspectos cognitivos asociados a un elemento madurativo del sistema nervioso. En tal sistema, las estructuras cerebrales relacionadas a la abstracción, que están conectadas al sistema límbico, están en desarrollo, lo cual implicaría que la regulación emocional estaría determinada por la madurez de tales estructuras (Sabatier, et al., 2017). Además, el desarrollo de estas estructuras anatómicas y los cambios experimentados por los estudiantes los hace más propensos a tener problemas psicológicos y hacer uso de estrategias de regulación emocional disfuncionales que, como consecuencia, pueden generar problemas de esa naturaleza. Ante tal escenario, se hace importante contar con instrumentos que puedan brindar información respecto del grado de regulación emocional de los adolescentes en una etapa de su desarrollo con variadas exigencias.

En tal sentido, el *Cognitive Emotional Regulation Questionnaire* (CERQ) fue elaborado por Garnefski et al. (2002) con la intención de medir el componente cognitivo del manejo de las emociones. El cuestionario contempla un aspecto de las emociones negativas evaluadas a través de las dimensiones llamadas Rumiación, Autoculparse, Poner en Perspectiva, Catastrofización, Culparse a otros; las dimensiones denominadas Aceptación, Reinterpretación positiva, Focalización positiva, Refocalización en los planes corresponden al componente del afecto positivo de la regulación emocional. La escala original de los autores (Garnefski et al., 2002) mostró propiedades psicométricas favorables e identifica las nueve dimensiones señaladas. Estudios posteriores han replicado la estructura factorial del CERQ en países como Turquía (Çakmak & Çevik, 2010), Francia (Jermann et al., 2006), China (Zhu et al., 2008), Irán (Abdi et al., 2012) y Rumania (Perte & Miclea, 2011).

En lengua castellana, con una muestra española de escolares de secundaria y universitarios, F. J. Domínguez et al. (2013) realizaron un análisis factorial

confirmatorio (AFC) del CERQ, obteniendo una estructura con nueve dimensiones, una bondad de ajuste aceptable (RMSEA = .078; SRMR = .06; CFI = .98; NFI = .99, GFI = .96) y consistencia interna alfa entre .60 y .89 (Aceptación, α =.63; Autoculpabilización, α =.60). Asimismo, F. J. Domínguez et al. (2013) propusieron un modelo jerárquico de segundo orden con dos factores con ajuste aceptable. Luego, Chamizo et al. (2020) realizaron la validación del CERQ en escolares españoles e identificaron las nueve dimensiones hipotetizadas mediante un AFC con cargas factoriales entre .23 y .79, bondad de ajuste apropiada (RMSEA = .048; SRMR = .064; CFI = .965; NNFI = .957) y consistencia interna aceptable por coeficiente alfa (.62 - .83). Se añade que las saturaciones factoriales bajas (.23 y .28) corresponden a los ítems 8 y 20 respectivamente, los cuales, según los autores, deben mantenerse en su versión de adolescentes (Chamizo et al., 2020). Posteriormente, Holgado et al. (2018) validaron el CERQ en una muestra española entre los 18 y 58 años, y hallaron las nueve dimensiones de estudios previos (RMSEA = .049, SRMR = .087; NFI = .89; CFI = .95; GFI = .96), pero manteniendo tres ítems con cargas factoriales elevadas para mantener un nivel de consistencia interna apropiado, por lo cual la versión final consta de 27 ítems. Asimismo, Holgado et al. (2018) propusieron una versión de 18 ítems con dos dimensiones, lo cual mejora en ajuste al correlacionar los ítems 2 y 11 (RMSEA = .073; CFI = .93; GFI = .91; SRMR = .10).

En América Latina, Reyes et al. (2022) evaluaron 464 universitarios mexicanos y mediante un AFC hallaron un modelo que replica 7 de las nueve dimensiones propuestas por los autores con un ajuste aceptable (RMSEA = .044; CFI = .93; SRMR = .063), ya que el modelo de nueve dimensiones obtuvo un pobre ajuste de la misma manera que la versión de dos factores correlacionados que propusieron como alternativa. Entre las dimensiones del modelo de siete factores, se señalan Reenfocarse en lo positivo, Poner en perspectiva, Catastrofizar, Autoculparse, Culpar a otros, Reenfocarse positivamente en los planes y Rumiación con coeficientes alfa entre .70 y .85. En Argentina, Medrano et al. (2013) validaron el CERQ con población universitaria e identificaron mediante el AFC una estructura latente de nueve dimensiones. No obstante, los ítems 25 “Pienso que no puedo cambiar nada al respecto” y el reactivo 35 “Continuamente pienso en lo horrible que ha sido la situación” fueron forzados a saturar en una dimensión adicional para mejorar el ajuste (RMSEA = .04; CFI = .91; GFI = .090); a la vez, la consistencia interna por alfa reporta valores entre .68 y .83 a excepción de Aceptación (.59).

En Perú, S. A. Domínguez y Medrano (2016) realizaron la validación del CERQ con una muestra de estudiantes universitarios, y hallaron en su AFC una estructura de nueve dimensiones, aunque eliminando el ítem 25 y añadiendo reespecificaciones del modelo. De igual manera, la consistencia interna de su versión muestra valores entre bajos (ω = .58) y aceptables (ω = .74). Asimismo, los autores advierten de una fuerte correlación (r = .94) entre Autoculparse y

Rumiación, y Autoculparse y Catastrofización (Domínguez & Medrano, 2016). Posteriormente, Navarro et al. (2020) analizaron una versión breve del CERQ con 18 ítems de una muestra de escolares peruanos y replicaron las nueve dimensiones planteadas, aunque con baja consistencia interna en Autoculparse ($\omega = .58$) y Poner en perspectiva ($\omega = .41$).

Como se ha mencionado, los estudios diversos realizados muestran que el CERQ es un instrumento empleado para la medición de la autorregulación emocional. No obstante, es necesario identificar si las dificultades observadas en los estudios peruanos (Domínguez & Medrano, 2016; Navarro et al., 2020) se repiten en la muestra empleada. Además de la identificación de la estructura y consistencia del CERQ, también es importante brindar información sobre la invarianza del constructo tanto en el grupo de varones y mujeres, aspecto que se detalla desde el enfoque del análisis factorial confirmatorio multigrupos (AFCMG).

MÉTODO

Diseño

Se sigue un diseño instrumental (Ato et al., 2013) porque se identifica la estructura latente del CERQ al igual que su consistencia interna de este mediante los coeficientes alfa, alfa ordinal (Vizioli y Pagano, 2022) y omega de McDonald (Ventura y Caycho, 2017); a la vez, se asevera la hipótesis de invarianza factorial entre los grupos de hombres y mujeres de los participantes del estudio.

Participantes

Se evaluaron 430 escolares de cinco instituciones estatales de Lima (Perú). La muestra estuvo constituida por 225 mujeres (52 %) y 205 varones (48 %) de cinco grados de estudios de primer, segundo, tercero, cuarto y quinto nivel de secundaria. El muestreo fue de tipo no probabilístico y se seleccionaron estudiantes en la misma proporción (20 %) de cada nivel de estudios a los cuales se les explicó la naturaleza de la investigación. Asimismo, al emplear la calculadora del tamaño de muestra para modelos de ecuaciones estructurales (Soper, 2020), esta, con un tamaño de efecto de .30, una potencia estadística de .95 y un nivel de probabilidad de .05%, halló un mínimo de 226 participantes; por lo cual se cumplió con este criterio mínimo.

Instrumentos

El CERQ fue elaborado para la medición de la regulación emocional cognitiva (Garnefski et al., 2002) y consta de 36 ítems (ver apéndice A) que evalúan nueve dimensiones específicas agrupadas en dos áreas relacionadas a las emociones o afecto positivo y negativo. La versión peruana (Domínguez & Medrano, 2016)

identificó una versión con los 36 ítems con una muestra universitaria, aunque el estudio posterior de Navarro et al. (2020) en escolares peruanos logró validar el CERQ en un formato breve de 18 ítems.

Procedimiento

Se solicitaron los permisos respectivos en cinco instituciones educativas para la aplicación de los instrumentos. A la vez, se informó que el estudio es voluntario y no existía coacción alguna que condicione la participación de los estudiantes en la investigación, lo cual fue informado a la autoridad de la institución mencionada y de acuerdo con lo exigido en la Declaración de Helsinki (Asociación Médica Mundial, 1964) para estudios de esta naturaleza y en concordancia con los lineamientos éticos brindados por el Colegio de Psicólogos del Perú (2017). Luego del recojo de información, se procedió a elaborar una base de datos con la fuente obtenida. Posteriormente, se analizaron los datos desde diversas estrategias estadísticas relacionadas al análisis univariante y multivariante. Dentro de estos se menciona el uso de la distancia de Mahalanobis para el análisis de datos atípicos, análisis exploratorio de estadística descriptiva, análisis factorial confirmatorio (Brown, 2015) y la invarianza de medición. Todos los procedimientos señalados se realizaron desde el paquete Lavaan del software RStudio (R Core team, 2020) y una hoja de cálculo de Excel.

Análisis de datos

Inicialmente, se realizó el análisis exploratorio de datos mediante la distancia D de Mahalanobis (Uriel & Aldás, 2005) para lo cual se retiraron datos atípicos fuera del centroide multivariado. Luego, se identificaron coeficientes de asimetría y curtosis dentro de los límites sugeridos (± 1); a la vez, se empleó el Índice de asimetría estandarizado (Malgady, 2007) como una medida más interpretativa de la asimetría. Posteriormente, se procedió con el AFC planteando el modelo original (Garnefski et al., 2002) con las nueve dimensiones (M9). Los análisis se realizan a partir de la matriz de correlaciones policóricas (Freiberg et al., 2013) mediante el estimador WLSMV acorde a los datos de tipo de respuesta ordinal y se consideraron índices de ajuste pertinentes ($RMSEA \leq 0.07$, $SRMR \leq 0.08$, $CFI \geq 0.92$, $TLI \geq 0.92$) (Hair et al., 2014; Hu & Bentler, 1998). Posteriormente, se propuso un segundo modelo alternativo (Reyes et al. 2022) (M7R), de siete dimensiones con mejor ajuste global y favorable consistencia interna en cada una de sus dimensiones. Finalmente, se puso a prueba un modelo de nueve dimensiones (M9R) con ligeras reespecificaciones al modelo de Garnefski et al. (2002). Asimismo, se identificó la confiabilidad por consistencia interna de cada una de las dimensiones del CERQ a través de los coeficientes previamente señalados.

Luego, con la versión final reespecificada (M9R), se planteó la hipótesis de invarianza factorial del instrumento desde el enfoque Análisis Factorial

Confirmatorio Multi-Grupo (AFCMG), para lo cual se añadió cada una de las restricciones progresivas a los parámetros que llevan a considerar la invarianza configural, escalar (umbrales iguales), métrica y estricta (Wu y Stabrook, 2016). Después, se fueron añadiendo mayores restricciones relacionadas a la invarianza estructural, asumiendo la igualdad de las varianzas, covarianzas y medias. Adicionalmente, se identifica la evidencia de validez interna mediante el cálculo del monto promedio de varianza extraída (AVE), el cual indica si las dimensiones del instrumento convergen entre sí o si este permite discriminar entre cada una de sus dimensiones, considerando el punto de corte referencial en .50 (Fornell y Larcker, 1981).

RESULTADOS

Se realizó el análisis de la estadística descriptiva del CERQ a partir de las medidas estadísticas de asimetría, curtosis y SSI, obteniendo valores dentro de los límites esperados (ver Tabla 1).

Tabla 1

Media, desviación estándar, asimetría, curtosis e índice de asimetría estandarizado del CERQ en escolares peruanos.

Ítem	M	D.S	g1	g2	SSI
R1	3,32	1,08	-0,39	-0,2	-0,09
R2	3,1	1,16	-0,7	-0,07	-0,03
R3	3	1,15	-0,75	0,07	0,03
R4	3,68	1,07	-0,68	-0,41	-0,18
R5	2,38	1,17	-0,49	0,53	0,19
R6	2,33	1,16	-0,33	0,66	0,25
R7	2,16	1,16	-0,01	0,88	0,33
R8	2,27	1,09	-0,32	0,6	0,25
R9	2,95	1,07	-0,5	0,18	0,08
R10	2,73	1,14	-0,69	0,2	0,08
R11	3,22	1,3	-1,04	-0,11	-0,03
R12	2,82	1,24	-0,94	0,22	0,07
R13	2,45	1,27	-0,7	0,53	0,16
R14	2,51	1,27	-0,75	0,47	0,15
R15	3,55	1,12	-0,88	-0,22	-0,09
R16	2,56	1,17	-0,62	0,36	0,13
R17	3,39	1,06	-0,45	-0,21	-0,09
R18	3,99	1,11	-0,05	-0,9	-0,37

Ítem	M	D.S	g1	g2	SSI
R19	3,21	1,17	-0,67	-0,13	-0,05
R20	3,29	1,23	-0,84	-0,16	-0,05
R21	1,99	1,02	0,37	0,92	0,44
R22	2,33	0,97	-0,16	0,43	0,23
R23	1,99	1,05	0,29	0,92	0,42
R24	1,98	0,95	0,42	0,8	0,44
R25	2,91	1,23	-0,83	0,17	0,06
R26	3,39	1,23	-0,8	-0,28	-0,09
R27	2,83	1,15	-0,66	0,17	0,06
R28	3,31	1,29	-1,07	-0,19	-0,06
R29	3,64	1,13	-0,73	-0,39	-0,15
R30	3,62	1,1	-0,69	-0,33	-0,14
R31	2,99	1,27	-0,94	0,03	0,01
R32	3,24	1,32	-1,06	-0,2	-0,06
R33	3,61	1,12	-0,68	-0,37	-0,15
R34	3,54	1,09	-0,58	-0,25	-0,11
R35	3,42	1,16	-0,69	-0,24	-0,09
R36	4,1	1,14	0,43	-1,14	-0,44

Nota. M, mediana; D.S, desviación estándar; g1, asimetría de Fisher; g2, curtosis de Fisher; SSI, índice de asimetría

Luego, considerando los estudios peruanos previos que señalan que el CERQ tiene nueve dimensiones (Domínguez & Medrano, 2016), se planteó un AFC bajo esta estructura latente. Además, considerando el estudio de México (Reyes et al., 2022), se propuso un modelo alternativo con las siete dimensiones hipotetizadas por los autores. Como se observa en la siguiente tabla (ver Tabla 2), las cargas factoriales de los modelos propuestos son superiores al .30 considerado, pero la bondad de ajuste no beneficia al modelo original (ver Tabla 3). Además, al analizarse la consistencia interna de la versión original, se evidenciaron problemas relacionados con su consistencia interna. En el caso del modelo mexicano, muestra favorable consistencia interna y bondad de ajuste, pero omite dos dimensiones importantes para la regulación emocional, por lo cual se propuso mantener el modelo original, pero realizándole algunas reespecificaciones que permitan sustentarlo. Luego de la reespecificación señalada, se obtuvo un modelo que mejora en bondad de ajuste, mantiene las cargas factoriales elevadas y consistencia interna de sus dimensiones dentro de los límites aceptables (ver Tabla 2 y 3).

Tabla 2

Cargas factoriales, AVE y coeficientes de consistencia interna del CERQ en su versión original (M9), mexicana (M7) y versión peruana con reespecificaciones (M9R).

	Ítem	M9 (λ)	M7(λ)	M9R(λ)	C.I	M9	M7	M9R
F1	R1	0,682	0,727	0,719	α	0,72	0,67	0,67
	R2	0,591	0,623	0,638	$\alpha_{ord.}$	0,75	0,71	0,71
	R3	0,621	0,662	0,655	Ω	0,72	0,68	0,68
	R4	0,74	-	-	AVE	0,44	0,45	0,45
F2	R5	0,679	-	-	α	0,80	0,77	0,77
	R6	0,788	0,779	0,786	$\alpha_{ord.}$	0,84	0,81	0,81
	R7	0,697	0,674	0,676	Ω	0,80	0,77	0,77
	R8	0,831	0,847	0,839	AVE	0,56	0,59	0,59
F3	R9	0,64	0,652	0,65	α	0,77	0,77	0,77
	R10	0,797	0,795	0,796	$\alpha_{ord.}$	0,81	0,81	0,81
	R11	0,676	0,666	0,67	Ω	0,78	0,78	0,78
	R12	0,757	0,756	0,755	AVE	0,52	0,52	0,52
F4	R13	0,884	0,9	0,899	α	0,80	0,84	0,84
	R14	0,889	0,9	0,901	$\alpha_{ord.}$	0,83	0,87	0,87
	R15	0,581	-	-	Ω	0,92	0,90	0,90
	R16	0,802	0,785	0,782	AVE	0,64	0,74	0,74
F5	R17	0,565	-	0,58	α	0,70	-	0,70
	R18	0,732	-	0,725	$\alpha_{ord.}$	0,74	-	0,74
	R19	0,66	-	0,655	Ω	0,73	-	0,73
	R20	0,665	-	0,664	AVE	0,43	-	0,43
F6	R21	0,702	0,786	0,793	α	0,73	0,71	0,71
	R22	0,732	-	-	$\alpha_{ord.}$	0,79	0,78	0,78
	R23	0,8	0,846	0,842	Ω	0,78	0,75	0,75
	R24	0,6	0,579	0,579	AVE	0,51	0,56	0,56
F7	R25	0,803	-	-	α	0,68	0,64	0,64
	R26	0,566	0,683	0,675	$\alpha_{ord.}$	0,72	0,69	0,69
	R27	0,561	0,667	0,628	Ω	0,68	0,65	0,66
	R28	0,569	0,608	0,655	AVE	0,40	0,43	0,43
F8	R29	0,723	-	0,793	α	0,66	-	0,63
	R30	0,742	-	0,827	$\alpha_{ord.}$	0,70	-	0,69
	R31	0,577	-	-	Ω	0,82	-	0,68
	R32	0,672	-	0,407	AVE	0,46	-	0,49
F9	R33	0,578	-	-	α	0,70	0,71	0,71
	R34	0,783	0,755	0,773	$\alpha_{ord.}$	0,75	0,77	0,77
	R35	0,692	0,745	0,722	Ω	0,74	0,73	0,73
	R36	0,622	0,682	0,688	AVE	0,45	0,53	0,53

Nota.M9, modelo original; M7, versión mexicana; M9R, modelo reespecificado; λ , carga factorial; α , alfa; α_{ord} , alfa ordinal; Ω , omega; AVE, monto promedio de varianza extraída; C.I., consistencia interna

Invarianza factorial del CERQ

Con el modelo de nueve factores reespecificado (M9R), se procedió a evaluar la hipótesis de la invarianza factorial entre el grupo de hombres y mujeres evaluados. En ese sentido, se procedió a comparar la diferencia entre los modelos planteados mediante la variación (Δ) del SRMR y el CFI. Luego de evaluar la bondad de ajuste de cada grupo (varones y mujeres), se planteó un modelo al cual se iba añadiendo mayores restricciones pasando de un modelo base o configural con ambos grupos a un modelo que restringe los umbrales (invarianza escalar); se prosigue con las restricciones de las cargas (invarianza métrica), y se finaliza con los residuos (invarianza estricta). Después de confirmarse la invarianza de medición, se planteó la invarianza estructural en la cual se restringe las varianzas a la igualdad entre ambos grupos sin hallarse diferencia significativa con el modelo de invarianza estricto; no obstante, al comparar el modelo con varianzas iguales y el modelo estructural de covarianzas iguales, se halló que el SRMR se elevó fuera del límite aceptable (SRMR =0.091), por lo cual se decidió dar respaldo únicamente a un modelo estructural con varianzas iguales, incluso a pesar de que las diferencias (Δ) de SRMR y CFI están dentro de los límites aceptables (ver Tabla 3).

Tabla 3

Bondad de ajuste de los modelos planteados e invarianza factorial de M9R en estudiantes, varones y mujeres del Perú.

Modelo	RMSEA [IC90%]	SRMR	CFI	GFI	NFI	Δ RMSEA	Δ SRMR	Δ CFI
M9	.083 (.80-.87)	.097	0.812	.936	.888			
M7	.057(.050-.064)	.057	.959	.985	.973			
M9R	.065(.060- .070)	.069	.917	.972	.949			
Hombres	.067(.60-.064)	.082	.910	.962	.933			
Mujeres	.058(.049-.066)	.074	.926	.968	.941			
configural	.063(.057-.068)	.078	.917	.965	.937			
escalar	.061(0.55-.066)	.080	.911	.961	.929	.002	.002	.006
métrica	.064 (.059-.069)	.082	.910	.961	.930	.003	.002	.001
estricta	061(0.56-.066)	.082	.907	.958	.924	.003	.000	.003
varianzas iguales	.059(0.54-.064)	.083	.911	.957		.002	.001	.004
covarianzas iguales	.056(.050-.061)	.091	.918	.949		.003	.008	.007
medias latentes	.057(0.052-.062)	.091	.913	.944		.001	.000	.005

Nota.M9, modelo original; M7, versión mexicana; M9R, modelo reespecificado; Δ , variación de índice de ajuste; IC90%, intervalo de confianza al 90%

DISCUSIÓN

El estudio de la regulación emocional suele generar mucho interés en el contexto educativo para conocer los factores que intervienen en el rendimiento de los

estudiantes. En el presente estudio, se identificó las propiedades psicométricas del CERQ en escolares y se compara estos hallazgos con las versiones previas en sus versiones en castellano.

De acuerdo con las versiones peruanas (Domínguez et al. 2016, Navarro et al., 2020), se procedió a plantear un modelo de nueve dimensiones en el cual se procura mantener la totalidad de los ítems, encontrándose cargas factoriales mayores a .60 en todos sus ítems, además sus valores de consistencia interna (Alfa, alfa ordinal y omega de McDonald) oscilan entre .66-.80, .70 - .83; y .68-.90, respectivamente, con puntajes bajos en la dimensión “Ponerse en perspectiva”. Sin embargo, la bondad de ajuste de este modelo no suele ser satisfactoria (RMSEA =.83, SRMR = .097, CFI = .812 y NFI =. 888). Respecto de “Ponerse en perspectiva”, S.A. Domínguez y Medrano (2016) también hallaron bajos coeficientes de consistencia interna ($\omega = 41$), al igual que Navarro et al. (2020) ($\omega < .70$), lo cual es una alerta de su composición. Probablemente, la dimensión “Ponerse en perspectiva” no suele ser una medida precisa respecto de las estrategias de regulación emocional en los escolares, ya que estos con dificultad pueden visualizar aspectos a mediano o largo plazo a causa del componente madurativo relacionado a la estrategia.

Además de los problemas asociados a la consistencia interna del modelo original del CERQ, la dimensión de “Autoculparse” también presentó valores bajos en el estudio de S.A. Domínguez y Medrano (2016). En la versión mexicana (Reyes et al., 2022) los problemas de consistencia se asociaron a la dimensión de Focalización positiva y Aceptación, estas dos últimas retiradas de su estudio. Para el presente, luego de hacer reespecificaciones al modelo original, la dimensión de Aceptación también obtuvo valores de consistencia ligeramente por debajo de lo esperado (0,69 - 0,68) de manera similar a la muestra mexicana.

Si bien el modelo reespecificado evidenció coeficientes de consistencia ligeramente bajos en Poner en Perspectiva, estos valores son ligeramente más altos que los obtenidos por Domínguez y Medrano (2016) ($\omega = 41$) y Navarro et al. (2020) ($\omega = 408$); de igual manera, la dimensión de Aceptación obtuvo mejor consistencia que el de la muestra mexicana (Reyes et al., 2022), omitida a causa de sus dificultades. Además, luego de la reespecificación señalada, el modelo obtuvo índices de ajuste aceptables y excelentes, lo cual respalda el uso del CERQ en la muestra estudiada.

Respecto de la invarianza de medición, con el modelo reespecificado, se partió de la hipótesis de que el constructo en consideración se mantenía invariante en el grupo de varones y mujeres. Conforme se fueron restringiendo los parámetros de umbrales, cargas factoriales y residuos iguales, se sustentó la invarianza de estos. Sin embargo, la invarianza estructural con las restricciones de covarianzas, varianzas iguales se mantiene con dificultad forzando una bondad de ajuste

(SRMR >.80) que alerta sobre la debilidad de respaldarse en esta hipótesis, por lo cual no se tendría evidencia para justificar este grado mayor de invarianza. No obstante, se ha logrado obtener que el CERQ afirma la invarianza escalar, métrica y estricta bajo las restricciones de los parámetros indicados.

Como limitación del estudio, se señala la dificultad al acceso a una muestra de mayor amplitud que permita tener un espectro más amplio de la regulación emocional en escolares de educación secundaria. A pesar de lo mencionado, los hallazgos brindados pueden tomarse en cuenta como un aporte útil para estudios posteriores que puedan considerar, por ejemplo, una validación nacional del instrumento con muestra de escolares.

Finalmente, se señala que, si bien las versiones anteriores del CERQ analizadas en el presente tuvieron ligeras dificultades, la evidencia de validez y consistencia interna mostrada en el estudio muestran que el CERQ (M9R) es una medida definida con una estructura latente de nueve dimensiones con coeficientes de consistencia interna aceptables que pueden usarse para la medida de la regulación emocional. Asimismo, la hipótesis de invarianza factorial permite respaldar su uso tanto de varones como de mujeres.

Contribución de los autores

ZBS: Diseño, planificación, logística, análisis de datos, redacción del manuscrito y publicación.

ACC: Análisis e interpretación de datos.

Fuentes de financiamiento

El presente estudio no recibió fuente de financiamiento.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

Aspectos éticos

Se cumplió con las normas éticas y códigos de conducta para la investigación psicológica, así como en el empleo de herramientas y procedimientos. Con los participantes se contó con el respectivo consentimiento informado.

REFERENCIAS

- Abdi, S., Taban, S. y Ghaemian, A., (2012). Cuestionario de regulación cognitiva de las emociones: Validez y fiabilidad de la traducción al persa del CERQ (36 ítems). *Procedia, Ciencias Sociales y del Comportamiento*, 32, 2-7. doi: 10.1016/j.sbspro.2012.01.001
- Asociación Médica Mundial (1964). *Declaración de Helsinki*. Recuperado de: http://www.conamed.gob.mx/prof_salud/pdf/helsinki.pdf
- Ato, M., López, J., y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. doi: <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research (Second Ed)*. Guilford Press
- Çakmak, A. y Çevik, E. (2010). Cuestionario de regulación cognitiva de las emociones: Desarrollo de la versión turca de la forma corta de 18 ítems. *Revista Africana de Gestión Empresarial*, 4(10), 2097-2102.
- Colegio de Psicólogos del Perú (2017). *Código de ética y deontología*. Recuperado de: https://www.cpsp.pe/documentos/marco_legal/codigo_de_etica_y_deontologia.pdf
- Chamizo, M.T, Rey, L., & Sánchez-Álvarez, N. (2020). Validation of the spanish version of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire in adolescents. *Psicothema* 2020, Vol. 32, No. 1, 153-159. doi: 10.7334/psicothema2019.156
- Domínguez-Sánchez, F., Lasa-Aristu, A., Amor, P., y Holgado-Tello, F. (2013). Propiedades psicométricas de la versión española del Cuestionario de Regulación Cognitiva de las Emociones. *Evaluación*, 20(2), 253-261. doi: 10.1177/1073191110397274
- Domínguez, S., y Medrano, L. (2016). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Regulación Cognitiva de la Emociones (CERQ) en estudiantes universitarios de Lima. *Psychologia: Avances de la Disciplina*, 10(1), 53-67. http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1900-23862016000100006
- Fornell, C. & Larcker, D. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Freiberg, H., Stover, J., de la Iglesia, G., & Fernández, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7 (2), 151-164. Recuperado de: http://www.scielo.edu.uy/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1688-42212013000200005&lng=es&tlng=es.
- Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2002). *Manual for the use of Cognitive Emotion Regulation Questionnaire*. The Netherlands: DATEC, Leiderdorp
- Hair, J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2014). *Multivariate data analysis*. Pearson.
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424-453. doi:10.1037//1082-989X.3.4.424

- Holgado, F. P., Amor, P. J., Lasa-Aristu, A., Domínguez-Sánchez, F. J. y Delgado, B. (2018). Two new brief versions of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire and its relationships with depression and anxiety. *Anales De Psicología/Annals of Psychology*, 34(3), 458-464. <https://dx.doi.org/10.6018/analesps.34.3.306531>
- Jermann, F., Van der Linden, M., d'Acremont, M. y Zermatten, A. (2006). Cuestionario de Regulación Emocional Cognitiva (CERQ): Análisis factorial confirmatorio y propiedades psicométricas de la traducción al francés. *Revista Europea de Evaluación Psicológica*, 22(2), 126-131. doi: 10.1027/1015-5759.22.2.126
- Malgady, R. (2007). How skewed are psychological data? A standardized index of effect size. *The Journal of General Psychology*, 134(3), 355-359. doi:10.3200/GENP.134.3.355-360
- Medrano, L., Moretti, L., Ortiz, A., & Pereno, G. (2013). Validación del Cuestionario de Regulación Emocional Cognitiva en Universitarios de Córdoba, Argentina. *Psykhé*, 22 (1), 83-96. <http://dx.doi.org/10.7764/psykhe.22.1.473>
- Navarro-Loli, JS, Domínguez-Lara, S. y Medrano, LA (2020). Estructura interna del Cuestionario de Regulación Cognitiva de las Emociones (CERQ-18) en una muestra de adolescentes peruanos. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 54 (1), 165-178. <https://doi.org/10.21865/RIDEP54.1.13>
- Perte, A. y Miclea, M. (2011). La estandarización del Cuestionario de Regulación Cognitiva de las Emociones (CERQ) en la población rumana. *Cognición, Cerebro, Comportamiento. Una revista interdisciplinaria*, 15(1), 111-130.
- R Core Team. (2020). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Recuperado de: <https://www.R-project.org/>
- Reyes Perez, V., Alcazar Olan, R. J., & Cruz Torres, C. E. (2022). Validación del Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ) en una muestra mexicana. *Revista Iberoamericana de Psicología*, 15 (2), 1-12. <https://reviberopsicologia.ibero.edu.co/article/view/2270>
- Sabatier, C., Restrepo, C., Moreno, T., Hoyos, O & Palacio, J. (2017). Emotion Regulation in Children and Adolescents: concepts, processes and influences. *Revista Psicología desde el Caribe*, 34 (1), 1-24. <http://www.scielo.org.co/pdf/psdc/v34n1/2011-7485-psdc-34-01-00101.pdf>
- Soper, D. (2020). Calculadora: tamaño de muestra a priori para modelos de ecuaciones estructurales. 2020. [Software] <https://www.danielsoper.com/statcalc/calculator.aspx?id=89>
- Thompson, R. (1991). Emotional Regulation and Emotional Development. *Revista Educational Psychology Review*, 3(4), 269-307. <http://www.jstor.org/stable/23359228>
- Uriel, E. y Aldás, J. (2005). Análisis multivariante aplicado: aplicaciones al marketing, investigación de mercados, economía, dirección de empresas y turismo. Thomson.

- Ventura-León, J.L., & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15 (1), 625-627.
- Vizioli, Nicolás y Pagano, Alejandro. (2022). De alfa a omega: Estimación de la confiabilidad ordinal. Una guía práctica. *Revista Costarricense de Psicología*, 41 (2), 119-136. <https://dx.doi.org/10.22544/rcps.v41i02.02>
- Wu H, Estabrook R. Identification of Confirmatory Factor Analysis Models of Different Levels of Invariance for Ordered Categorical Outcomes (2016). *Psychometrika*,81(4):1014-1045. doi: 10.1007/s11336-016-9506-0.
- Zhu, X., Auerbach, R. P., Yao, S., Abela, J. R. Z., Xiao, J. & Tong, X. (2008). Psychometric properties of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire: Chinese version. *Cognition & Emotion*, 22, 288-307. doi:10.1080/02699930701369035

APÉNDICE A

CERQ-36

INSTRUCCIONES

Generalmente todos hemos tenido que afrontar ahora o en el pasado sucesos negativos o desagradables. Cada persona responde de una forma característica y propia ante estas situaciones. Por medio de las siguientes preguntas tratamos de conocer en qué piensas cuando experimentas sucesos negativos o desagradables.

Responde las siguientes afirmaciones colocando un aspa “X” en la casilla correspondiente.

Opciones de respuestas:

N = “Nunca” P = “Poco” AV = “A veces” F = “Frecuentemente” S = “Siempre”

1.- Siento que yo soy el culpable de lo que pasó	N	P	AV	F	S
2.- Pienso que tengo que aceptar lo que pasó	N	P	AV	F	S
3.- Normalmente pienso en cómo me siento acerca de lo que he sentido	N	P	AV	F	S
4.- Pienso en experiencias agradables	N	P	AV	F	S
5.- Pienso qué cosas podría haber hecho mejor	N	P	AV	F	S
6.- Pienso que puedo aprender algo de la situación	N	P	AV	F	S
7.- Pienso que podría haber sido mucho peor	N	P	AV	F	S
8.- Pienso en que lo que me ha pasado es mucho peor que lo que le pasa a otros	N	P	AV	F	S
9.- Pienso que otros son culpables de lo que me pasó	N	P	AV	F	S
10.- Sigo pensando en lo terrible que es lo que me ha pasado	N	P	AV	F	S
11.- Pienso que otras personas pasan por experiencias mucho peores	N	P	AV	F	S
12.- Pienso que puedo convertirme en una persona más fuerte	N	P	AV	F	S
13.- Pienso cómo puedo afrontar mejor la situación	N	P	AV	F	S
14.- Pienso en cosas positivas que no tienen nada que ver con lo que he vivido	N	P	AV	F	S
15.- Estoy preocupado por lo que siento y pienso acerca de lo que me ha pasado	N	P	AV	F	S
16.- Pienso que tengo que aceptar la situación	N	P	AV	F	S
17.- Siento que soy el responsable de lo que ha pasado	N	P	AV	F	S
18.- Quiero entender por qué me siento de esa manera	N	P	AV	F	S
19.- Pienso en cómo cambiar la situación	N	P	AV	F	S
20.- Pienso que no ha sido tan malo comparado con otras cosas	N	P	AV	F	S
21.- Pienso en los fallos que otros han cometido en esa situación	N	P	AV	F	S
22.- Normalmente pienso que lo que me ha pasado a mí es lo peor que le puede pasar a alguien	N	P	AV	F	S
23.- Pienso que esa situación tiene también partes positivas	N	P	AV	F	S
24.- Pienso en algo agradable en lugar de lo que ha ocurrido	N	P	AV	F	S

25.- Pienso que no puedo cambiar nada al respecto	N	P	AV	F	S
26.- Pienso en los errores que he cometido	N	P	AV	F	S
27.- Me sumerjo en los sentimientos que la situación me ha producido	N	P	AV	F	S
28.- Pienso en experiencias agradables	N	P	AV	F	S
29.- Pienso que otros son responsables de lo que ha ocurrido	N	P	AV	F	S
30.- Pienso un plan para que en un futuro me vaya mejor	N	P	AV	F	S
31.- Miro las partes positivas del problema	N	P	AV	F	S
32.- Pienso que tengo que aprender a vivir con ello	N	P	AV	F	S
33.- Pienso que fundamentalmente la causa recae en mí mismo	N	P	AV	F	S
34.- Me digo a mí mismo que hay cosas peores en la vida	N	P	AV	F	S
35.- Continuamente pienso en lo horrible que ha sido la situación	N	P	AV	F	S
36.- Pienso que fundamentalmente la causa recae en otros	N	P	AV	F	S

